

## ECHELLE GEOGRAPHIQUE ET MIGRANTS

Daniel Courgeau

*Institut National d'Etudes Démographiques, Paris, France*

*Abstract* — Quantitative analysis of migration is based on a territorial outlining which is often rough. We have shown, by varying this outlining, how various measures change (net and gross numbers, in flows, flows among zones) as well as some rates that have been used. The links between these rates and several kinds of variables have been examined. If a definite linear link can be maintained in some cases whatever be the outlining, this is not true in the case of stochastic links. The French example examined here, reveals a structure of space that only a qualitative analysis would define with precision.

*Résumé* — L'analyse quantitative des migrations se base sur un découpage souvent grossier du territoire. Nous montrons, en faisant varier ce découpage, comment se modifient les diverses mesures (nombres nets et totaux, courants, flux entre zones) ainsi que certains des taux utilisés. Si une liaison linéaire déterministe peut se maintenir dans certains cas quelque soit le découpage, cela n'est plus vrai pour les liaisons stochastiques. L'exemple français, pris ici, fait apparaître une structure de l'espace, que seule une analyse qualitative définirait avec précision.

**Key Word:** migration in France; spatial units; migration flows; efficiency of migration

Les migrations internes d'un pays sont généralement vues au travers d'un découpage du territoire en un petit nombre de zones: seules les migrations entre zones différentes sont étudiées, les migrations internes à une zone étant le plus souvent ignorées. La principale raison d'une telle représentation se trouve dans le nombre très rapidement élevé de cases à distinguer, lorsque le nombre de zones considérées augmente: si pour les 22 régions de programme de France on a déjà près de 500 cases, pour 38.000 communes on a alors un tableau de 1.444.000.000 cases, la plupart d'entre elles étant nulles. Il est, dès lors, plus aisé de travailler sur le tableau des migrations entre régions, ce que l'on fait habituellement, que sur celui des migrations entre communes.

Cependant, la plupart des migrations se font à courte distance. Le fait de travailler sur un découpage grossier du territoire, risque donc d'ignorer un grand nombre de ces migrations: si, aux Etats Unis, 20% de la population change de résidence chaque année, cette part tombe à 3% lorsqu'on envisage les seuls changements d'Etat. Qui plus est, ces changements d'Etat ou de région, comportent une forte proportion de migrations à courte distance, entre comtés ou communes adjacents, situés de part et d'autres des frontières. Les migrations que l'on considère alors, constituent un mélange, dans des proportions difficiles à estimer, de migrations à courte distance et de migrations à longue distance (Clarke and Rhind 1976).

Il est, dès lors, important d'analyser les migrations à diverses échelles pour pouvoir relier les vues, peut être très différentes, que donne chaque type de découpage du territoire (Cliff and Ord 1975).

Des travaux antérieurs ont déjà analysé l'effectif des migrants en fonction de divers types de découpage du territoire (Kulldorff 1955; Courgeau 1973; 1974). Nous les

poursuivons ici en faisant intervenir d'autres types de mesure du phénomène: nombre net et total de migrants d'une zone, courants nets et totaux entre zones et efficacité de ces courants, enfin flux de migrants entre zones.

A titre d'application pratique, cet article s'appuie principalement sur les données du recensement de 1968 en France, où une question sur le lieu de résidence en Janvier 1962 a été posée. L'Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques dispose pour ce recensement d'un sondage au 1/4 qui fournit pour chaque individu, ses communes de résidence en 1962 et 1968. Les statistiques sur les migrations se présentent sous la forme de bande magnétiques qui donnent pour chaque couple de communes de résidence antérieure et de résidence actuelle la liste des individus migrants entre ces communes, avec un certain nombre de leurs caractéristiques (âge, sexe, nationalité, catégories socioprofessionnelle, activité économique, diplômes . . . ). Bien entendu les communes entre lesquelles il n'y a pas d'échange de migrants ne sont pas représentées dans cette bande: cette précaution réduit très fortement le nombre de cases à considérer, qui passe de près de 1.444.000.000 à 850.000 environ.

En vue de restreindre encore la taille du tableau à analyser nous avons considéré pour la micro-analyse que deux des 22 régions de programme (Midi-Pyrénées et Languedoc-Roussillon) et nous avons utilisé le découpage en cantons pour les zones rurales (392 cantons dans les deux régions) et en unités urbaines pour les villes (176 unités urbaines). Pour l'analyse la plus fine des flux entre zones nous avons examiné un échantillon de 32 villes dont les tailles recouvrent l'éventail observé dans ces régions, ce qui conduit à un tableau final encore très important de 18.176 cases. La localisation géographique de ces villes est donnée sur la carte n° 1 ainsi que leur population en 1962.

La disposition de ces zones dans l'espace nous est fournie par une bande magnétique de l'Institut géographique national, qui donne les coordonnées d'un point moyen de chaque commune de France.

Notons enfin que cet article est purement méthodologique et qu'il ne cherche pas à expliquer les migrations de ces régions (voir dans ce cas (4)), mais plus simplement à dégager les vues différentes d'un même phénomène que fournissent des changements d'échelle géographique.

#### *Notations et indices utilisés.*

Nous travaillons ici sur des migrants internes à un pays, (notés uniquement migrants dans la suite du texte) décelés à partir d'une question sur le lieu de résidence à une date antérieure et laissons de côté les immigrants venant de l'étranger et les émigrants vers l'étranger, l'effectif de ces derniers n'étant d'ailleurs pas connu par un recensement. Les enfants nés au cours de la période considérée sont, soit exclus de l'étude, soit intégrés dans elle, avec un lieu de résidence fictif à la date antérieure, le plus souvent celui de leur mère (France).

Le nombre des migrants de la zone a vers la zone b, est noté  $M_{a,b}$ ; le nombre de sédentaires en a,  $M_{a,a}$ . Le nombre d'émigrants de la zone a est lors  $M_{a..}$  le nombre d'immigrants vers a  $M_{.a}$  le point indiquant la somme sur tout le pays excepté la zone a.

Le courant net de b vers a est égal à  $S_{b,a} = (M_{b,a} - M_{a,b})$  et son courant total est  $T_{b,a} = (M_{b,a} + M_{a,b})$ . Il s'en suit que le nombre net de migrants de la zone a est égal à  $S_a = (M_{.a} - M_{a..})$  et son nombre total est  $T_a = (M_{.a} + M_{a..})$ .

L'indice de compensation ou d'efficacité des courants de b vers a est le rapport du courant net au courant total. S'il est proche de la valeur + 1, on a un courant dominant de b vers a, sans contre courant, l'inverse se produisant lorsqu'il est proche de la valeur - 1. S'il est nul, les deux courants sont égaux.



Pour comparer diverses zones nous utilisons les taux suivants:

$$s_a = \frac{S_a}{2M_{a,a} + M_{a,\cdot} + M_{\cdot,a}} = \frac{S_a}{P_a} \text{ et } T_a = \frac{T_a}{P_a} \quad (1)$$

ou  $P_a$  est la somme des populations présentes en a aux deux dates ( $P_{a,\cdot} + P_{\cdot,a}$ ). Ces taux possèdent les propriétés suivantes:

- $s_a$  est compris dans l'intervalle  $(-1, +1)$
- $t_a$  est compris dans l'intervalle  $(0, +1)$

Pour  $s_a$  les deux cas extrêmes se produisent lorsqu'il n'y a aucun sédentaire; dans ce cas, s'il n'y a aucun immigrant,  $s_a$  est égal à  $-1$ , s'il n'y a aucun émigrant,  $s_a$  est égal à  $+1$ . Pour  $t_a$  sa valeur maximale  $+1$  est atteinte lorsqu'il n'y a aucun sédentaire, sa valeur minimale zéro étant atteinte lorsqu'il n'y a aucun migrant.

Enfin, pour travailler sur les migrants entre deux zones, nous utilisons l'indice suivant:

$$m_{a,b} = \frac{M_{a,b}}{(M_{a,a} + M_{a,\cdot})(M_{b,b} + M_{\cdot,b})} = \frac{M_{a,b}}{P_{a,\cdot} P_{\cdot,b}} \quad (2)$$

Cet indice représente la probabilité pour qu'un individu tiré de la population initiale de a et un individu tiré dans la population finale de b, soit un même individu migrant de a vers b. Il permet de comparer les flux de migrants entre deux couples de zones, quelles que soient populations (Courgeau 1975).

Nous envisageons ici des découpages du territoire emboîtés les uns dans les autres. Une partition d'un niveau donné sera constituée par la réunion d'un certain nombre de parties du niveau supérieur: un canton rural ou une ville sont la réunion de communes, un département est la réunion de cantons ruraux et de villes, un région est la réunion de départements.

### *Différentiation spatiale.*

Envisageons, en premier lieu, la migration comme une caractéristique d'une zone, quelles que soient la destination, pour l'émigration, et l'origine, pour l'immigration, de ces mouvements.

On a coutume de distinguer dans ce cas, d'une part, le nombre net de migrants de la zone, d'autre part, son nombre total de migrants. Le premier effectif joue directement sur la variation de la population de la zone, le second mesure le brassage de population entraîné par les migrations.

Rappelons d'abord rapidement comment déduire les nombres nets et totaux de migrants de la réunion de deux zones, lorsque l'on connaît ces nombres pour chacune d'entre elles.

On vérifie, sans peine, que le nombre net de migrants de la réunion de deux zones est égal à la somme algébrique des nombres correspondant à chacune d'entre elles:

$$S_{a \cup b} = (M_{\cdot,a} - M_{b,a}) + (M_{\cdot,b} - M_{a,b}) - (M_{a,\cdot} - M_{a,b}) - (M_{b,\cdot} - M_{b,a}) = S_a + S_b \quad (3)$$

Ce résultat se généralise à un nombre quelconque de zones. Lorsqu'on travaille sur les taux ( $s$ ), le taux correspondant à la réunion de plusieurs zones est une moyenne des taux de chaque zone, pondérée par leurs populations.

Par contre, le nombre total de migrants de la réunion de deux zones n'est plus égal à somme des nombres correspondant à chacune d'entre elles:

$$\begin{aligned} T_{a \cup b} &= (M_{.,a} - M_{b,a}) + (M_{.,b} - M_{a,b}) + (M_{a..} - M_{a,b}) + (M_{b..} - M_{b,a}) \\ &= T_a + T_b - 2M_{ab} - 2M_{ba} \end{aligned} \quad (4)$$

Donc:

$$T_{a \cup b} \leq T_a + T_b \quad (5)$$

l'égalité ne se produisant que lorsque les zones a et b n'échangent aucun migrant entre elles. De même, lorsqu'on travaille sur les taux, le taux de la réunion de plusieurs zones n'est pas une moyenne pondérée par les populations des taux de chaque zone.

Plus le nombre de zones croît plus la différence entre  $T_{a \cup b \dots}$  et  $T_a + T_b + \dots$  croît. Lorsqu'on envisage le pays tout entier son nombre total de migrants devient nul de même que son nombre net de migrants.

A partir de ces deux résultats montrons qu'une relation linéaire déterministe entre les taux correspondant aux nombres nets et totaux de migrants, si elle existe à un niveau géographique donné, ne sera plus vérifiée lorsqu'on passe à un autre niveau. En effet, cette relation linéaire peut s'écrire pour toute zone x d'un découpage donné:

$$t_x = ks_x + b \quad \text{ou} \quad T_x = kS_x + bP_x \quad (6)$$

Il s'en suit au niveau inférieur, où une zone a est la réunion de plusieurs zones x, la relation suivante:

$$\sum_{x \subset a} T_x = kS_a + bP_a \quad (7)$$

puisque les nombre nets de migrants et les populations sont additifs. Mais pour le nombre total de migrants nous avons vu que:

$$T_a \leq \sum_{x \subset a} T_x \quad (8)$$

Il s'en suit que l'on peut écrire:

$$t_a \leq ks_a + b \quad (9)$$

La relation constatée à un niveau (6), ne sera donc plus vérifiée lorsqu'on passe à un autre niveau (9).

Bien entendu de telles relations ne sont, en général, pas réalisées d'un point de vue déterministe, mais peuvent l'être d'un point de vue statistique, quand le coefficient de corrélation entre taux a une valeur proche de l'unité. A fortiori, dans ce cas, une forte corrélation à un niveau, n'entraînera pas nécessairement une forte corrélation au niveau inférieur.

Voyons, plus précisément, ce qu'il en est dans l'exemple de la France. Travaillons d'abord sur un découpage grossier en 22 régions programme. Le coefficient de corrélation entre taux (s et t) alors de 0,16. Il montre donc une indépendance presque complète entre les deux indices. Il s'en suit qu'on peut les étudier séparément, les variables influant sur l'un étant totalement différentes des variables influant sur l'autre.

Changeons maintenant d'échelle géographique et étudions les régions Midi-Pyrénées et Languedoc-Roussillon. Avec un nouveau découpage de ces régions en 13 départements, nous avons un coefficient de corrélation entre s et t de 0,18, qui montre que l'indépendance entre taux est toujours vérifiée à ce niveau. Mais lorsqu'on passe au découpage en cantons ruraux et villes, le coefficient de corrélation entre s et t s'élève alors à 0,50, montrant à ce niveau une assez forte liaison entre taux. Dans ce cas les

variables influant sur l'un des taux doivent également influencer sur l'autre, contrairement à ce qui se passait pour un découpage plus grossier en départements ou en régions de programme.

Passons maintenant au découpage, théoriquement possible, le plus fin où chaque case contient au plus un individu, qui y est présent à l'une des deux dates au moins. Tous les cas possibles peuvent alors être décrits dans le tableau suivant:

Population initiale	Population finale	S	T	s	t	Nombre de cas
0	1	1	1	1	1	n <sub>1</sub>
1	0	- 1	1	- 1	1	n <sub>2</sub>
1	1	0	2	0	1	n <sub>3</sub>
1	1	0	0	0	0	n <sub>4</sub>

Lorsqu'on travaille sur le pays tout entier la relation  $n_1 = n_2$  est vérifiée puisque tout entrant d'une zone est un sortant d'une autre zone. On vérifie sans peine que, dans ce cas, le coefficient de corrélation entre s et t est à nouveau nul.

Ainsi la corrélation entre s et t part d'une valeur proche de zéro pour un découpage grossier (régions, départements) croit fortement pour un découpage moins grossier (cantons ruraux et villes), pour décroître enfin et tendre, à nouveau, vers zéro pour le découpage le plus fin (individus).

Bien que les découpages considérés constituent un faible échantillon de tous les découpages possibles, la variété des résultats obtenus permet de dire que le lien entre les taux s et t, dépend très fortement du découpage sur lequel on travaille. Il convient donc de se méfier des généralisations trop hâtives faites sur un type de découpage: l'absence de corrélation à un niveau donné peut cacher une très forte corrélation à un autre niveau. Il paraît, au contraire, utile d'étudier le plus grand nombre de types de découpages pour mettre en évidence une structure de l'espace géographique sur lequel on travaille. Les deux pôles de cette structure seraient constitués par les découpages qui rendent cette corrélation maximum ou au contraire minimum.

Plutôt que l'avancer dans cette voie, très lourde en calculs, essayons d'éclater les nombres nets et totaux de migrants, en courants entre une zone et diverses parties du territoire. Nous quittons alors le domaine de la différenciation spatiale pour entrer dans celui de l'interaction entre zones.

### Interaction spatiale

Voyons d'abord de façon théorique comment passer d'une échelle géographique à une autre. Soit un premier niveau, où l'on distingue deux zones a et b. Au niveau supérieur ces zones sont remplacées respectivement par la réunion de zones x et de zones y. On voit, sans peine, que la relation  $M_{a,b} = \sum_{x \subset a, y \subset b} M_{x,y}$  est vérifiée et que l'indice  $m_{a,b}$ , qui lui correspond est une moyenne pondérée des indices  $m_{x,y}$  au niveau supérieur:

$$m_{a,b} = \frac{\sum_{x \subset a, y \subset b} m_{x,y} P_{x.} P_{.y}}{\sum_{x \subset a, y \subset b} P_{x.} P_{.y}} \quad (10)$$

La connaissance des effectifs de migrants entre zones du niveau supérieur, permet ainsi de connaître ces effectifs entre zones de niveau inférieur. Mais seule une partie des effectifs de migrants entre zones du niveau supérieur, sera utilisée pour ce calcul: les flux

de migrants internes aux zones a et b sont en effet ignorés. Si ces flux de migrants internes constituent l'essentiel de migrants du pays, l'analyse au niveau supérieur ne fournira que peu d'informations sur sa mobilité géographique.

Voyons ce qu'il en est dans le cas de la France. Travaillons d'abord sur l'efficacité des courants touchant une zone a lorsque le rayon d'action croît. On utilise pour ce faire un indice d'efficacité dont les numérateurs et dénominateurs sont les cumuls des nombres nets et totaux de migrants, situés à l'intérieur d'un rayon donné. Lorsque ce rayon croît l'indice tend vers la valeur  $\frac{S_a}{T_a} = \frac{s_a}{t_a}$ , qui est l'efficacité globale de la zone.

Lorsqu'on travaille sur un découpage en régions de programme, les régions adjacentes aux zones étudiées constituent la première couronne, celles adjacentes à la première couronne la seconde et ainsi de suite. La zone étudiée étant toujours constituée des régions Midi-Pyrénées et Languedoc-Roussillon, l'efficacité part de - 0, 08, pour passer successivement à - 0, 05, puis - 0, 04 et enfin à - 0, 02 pour l'ensemble de la France. Cette efficacité est donc toujours très faible, et décroît, en valeur absolue au fur et à mesure que la zone de destination s'élargit. On peut, dès lors, penser que le découpage grossier masque un phénomène à courte distance, dont les effets à longue distance sont réduits.

Examinons alors, plus en détail, l'échantillon de 32 villes situées dans ces régions en utilisant le découpage géographique en cantons ruraux et villes. Le tableau n° 1 porte les efficacités cumulées lorsque la distance d'observation croît.

On constate, en premier lieu, que l'essentiel des variations de l'efficacité se situe à moins de 100 kms des villes, donc à l'intérieur des régions Midi-Pyrénées et Languedoc-Roussillon. Les deux capitales régionales, Toulouse et Montpellier, et à un degré moindre Perpignan, suivent des schémas voisins: efficacité négative pour les zones proches qui devient positive lorsqu'on s'éloigne. Ces zones proches constituent en fait une région suburbaine et gagnent de la population du centre ville. L'exemple des deux villes de l'échantillon proches de Toulouse, Muret et Auterive, montre le comportement de cette banlieue, qui a une efficacité toujours positive et de valeur élevée (entre 0, 40 et 0, 50). La plupart des autres villes ont une efficacité globale de valeur absolue faible: pour 20 des 27 villes restantes, celle-ci est comprise entre - 0, 10 et + 0, 10. Pour les zones proches, par contre, sa valeur absolue est beaucoup plus élevée. Il semble donc que le découpage en zones de distance, utilisé ici, mélange des territoires dont le comportement migratoire vis à vis des villes et très différent.

Il paraît, dès lors, nécessaire de distinguer ces territoires.

Une première distinction peut être tentée entre zones purement rurales, villes de taille inférieure à la ville étudiée, villes de taille supérieure et zone suburbaine. Cette distinction est assez grossière dans la mesure où la définition d'une zone suburbaine, par une migration nette négative avec la ville, n'est pas très précise; cela est d'autant plus vrai que le découpage géographique en cantons et en villes n'est pas très fin. Egalement, la définition des zones rurales en France n'est pas pleinement satisfaisante, dans la mesure où elle ne fait intervenir que le critère d'une population agglomérée inférieure à 2.000 habitants. En dépit de ces restrictions nous avons porté dans le tableau n° 2 l'efficacité des courants vers les 32 villes étudiées du rural, des villes inférieures et des villes supérieures situés dans les régions Midi-Pyrénées et Languedoc-Roussillon ainsi que l'efficacité des courants du rural pour la France entière. Les courants échangés avec la zone suburbaine sont exclus de ces calculs. L'accroissement en valeur absolue des efficacités constatées, par rapport au découpage non différencié, montre l'intérêt de ce découpage.

En premier lieu, l'efficacité du rural vers les 32 villes étudiées est toujours positive, sauf pour la ville de Carmaux, et se modifie peu en passant des régions étudiées à la

TABLEAU 1. EFFICACITÉ DES FLUX VERS LES VILLES ÉTUDIÉES LORSQUE LA DISTANCE CROÎT

- ZONE DE DISTANCE EN KMS DE O A -

V I L L E S	10 Km	20 Km	30 Km	40 Km	60 Km	100 Km	200 Km	300 Km	400 Km	500 Km	France entière
Toulouse	+ 0,42	- 0,32	- 0,26	- 0,17	- 0,03	+ 0,13	+ 0,16	+ 0,15	+ 0,13	+ 0,12	+ 0,11
Montpellier	- 0,12	+ 0,04	+ 0,14	+ 0,20	+ 0,26	+ 0,33	+ 0,32	+ 0,30	+ 0,29	+ 0,30	+ 0,30
Perpignan	- 0,09	- 0,06	- 0,03	- 0,01	0,00	+ 0,02	+ 0,01	+ 0,01	+ 0,01	+ 0,01	+ 0,02
Béziers	+ 0,03	+ 0,02	+ 0,06	+ 0,09	+ 0,03	+ 0,03	+ 0,00	- 0,01	- 0,01	- 0,01	- 0,01
Tarbes	+ 0,01	+ 0,24	+ 0,24	+ 0,19	+ 0,23	+ 0,21	+ 0,20	+ 0,19	+ 0,18	+ 0,16	+ 0,14
Albi	+ 0,25	+ 0,37	+ 0,33	+ 0,32	+ 0,33	+ 0,16	+ 0,13	+ 0,11	+ 0,09	+ 0,09	+ 0,08
Montauban	- 0,03	+ 0,21	+ 0,22	+ 0,21	+ 0,06	+ 0,08	+ 0,03	+ 0,00	- 0,02	- 0,02	- 0,04
Carcassonne	- 0,08	+ 0,09	+ 0,13	+ 0,13	+ 0,13	+ 0,02	- 0,01	- 0,05	- 0,07	- 0,07	- 0,06
Castres	- 0,02	+ 0,25	+ 0,30	+ 0,27	+ 0,29	+ 0,13	+ 0,15	+ 0,13	+ 0,11	+ 0,10	+ 0,06
Narbonne	+ 0,02	+ 0,04	+ 0,05	+ 0,03	+ 0,04	- 0,01	- 0,04	- 0,04	- 0,05	- 0,05	- 0,00
Mazamet	+ 0,04	+ 0,07	+ 0,10	+ 0,11	+ 0,11	- 0,03	+ 0,01	+ 0,04	- 0,05	- 0,05	- 0,05
Carmaux	+ 0,25	- 0,22	- 0,19	- 0,22	+ 0,05	- 0,08	- 0,13	- 0,10	- 0,16	- 0,17	- 0,20
Auch	+ 0,04	+ 0,20	+ 0,29	+ 0,35	+ 0,32	+ 0,10	+ 0,09	+ 0,08	+ 0,07	+ 0,06	+ 0,06
Cahors	- 0,17	+ 0,14	+ 0,20	+ 0,20	+ 0,23	+ 0,12	+ 0,07	+ 0,06	+ 0,07	+ 0,06	+ 0,04
Pamiers	+ 0,42	+ 0,36	+ 0,30	+ 0,30	+ 0,13	+ 0,11	+ 0,11	+ 0,11	+ 0,09	+ 0,09	+ 0,08
Saint Gaudens	+ 0,05	+ 0,20	+ 0,13	+ 0,12	+ 0,09	+ 0,05	- 0,04	- 0,02	- 0,02	- 0,02	- 0,00
Castelsarrazin	- 0,09	- 0,08	- 0,06	- 0,03	- 0,11	- 0,07	- 0,08	- 0,07	- 0,07	- 0,06	- 0,09
Moissac	+ 0,41	+ 0,38	+ 0,25	+ 0,20	+ 0,19	+ 0,15	+ 0,08	+ 0,05	+ 0,01	- 0,01	- 0,02
Saint Girons	+ 0,40	+ 0,46	+ 0,44	+ 0,34	+ 0,26	+ 0,17	+ 0,17	+ 0,15	+ 0,14	+ 0,13	- 0,09
Graulhet	+ 0,46	+ 0,47	+ 0,35	+ 0,36	+ 0,28	+ 0,27	+ 0,25	+ 0,24	+ 0,22	+ 0,22	+ 0,19
Gaillac	+ 0,35	+ 0,28	+ 0,26	+ 0,28	+ 0,21	+ 0,20	+ 0,18	+ 0,17	+ 0,16	+ 0,16	+ 0,16
Limoux	+ 0,64	+ 0,53	+ 0,44	+ 0,38	+ 0,31	+ 0,21	+ 0,19	+ 0,16	+ 0,15	+ 0,16	+ 0,15
Castelnaudary	+ 0,30	+ 0,48	+ 0,51	+ 0,40	+ 0,16	+ 0,15	+ 0,16	+ 0,18	+ 0,16	+ 0,16	+ 0,11
Foix	- 0,10	+ 0,10	+ 0,18	+ 0,16	+ 0,13	+ 0,05	+ 0,02	+ 0,01	- 0,01	- 0,03	- 0,03
Lavaur	+ 0,43	+ 0,42	+ 0,31	+ 0,15	+ 0,14	+ 0,13	+ 0,16	+ 0,16	+ 0,16	+ 0,17	+ 0,16
Muret	+ 0,30	+ 0,47	+ 0,46	+ 0,46	+ 0,54	+ 0,52	+ 0,51	+ 0,49	+ 0,49	+ 0,50	+ 0,49
Revel	+ 0,36	+ 0,37	+ 0,39	+ 0,39	+ 0,25	+ 0,21	+ 0,19	+ 0,19	+ 0,17	+ 0,16	+ 0,12
Rabastens	+ 0,40	+ 0,23	+ 0,15	+ 0,02	+ 0,02	+ 0,06	+ 0,04	+ 0,01	+ 0,01	+ 0,01	- 0,01
Montrejeau	+ 0,44	+ 0,18	+ 0,23	+ 0,23	+ 0,12	+ 0,09	+ 0,13	+ 0,09	+ 0,07	+ 0,06	+ 0,04
Labruguière	- 0,09	- 0,02	+ 0,04	+ 0,14	+ 0,10	+ 0,12	+ 0,11	+ 0,04	+ 0,04	+ 0,04	+ 0,01
Causseade	+ 0,24	+ 0,25	+ 0,19	+ 0,10	+ 0,06	- 0,02	- 0,04	- 0,02	- 0,03	- 0,01	- 0,01
Auterive	+ 0,34	+ 0,35	+ 0,32	+ 0,33	+ 0,34	+ 0,35	+ 0,35	+ 0,35	+ 0,36	+ 0,40	+ 0,40



France entière: elle est le plus souvent située entre + 0,25 et + 0,50.

En second lieu, l'efficacité des plus petites villes vers chacune des 15 villes de plus de 15,000 habitants étudiées est à nouveau toujours positives sauf pour la ville de Carcassonne. Pour les villes de moins de 15,000 habitants les courants avec les villes plus petites, deviennent trop faibles pour avoir une signification.

Enfin, l'efficacité des villes de taille supérieure pour chacune des 30 villes de moins de 100,000 habitants étudiées, devient toujours négative sauf pour les villes de Muret et Auterive, qui sont à rattacher à la banlieue de Toulouse, comme nous l'avons déjà indiqué.

Ainsi, alors que l'efficacité globale de la plupart des villes de la région était proche de zéro, une distinction entre zones rurales et urbaines, fait apparaître une forte efficacité, en valeur absolue, qui change de signe quand on passe du rural et des villes plus petites aux villes de taille supérieure. A l'effet d'échelle vient donc s'ajouter un effet de structure, qui vient masquer le phénomène migratoire, lorsqu'on n'en tient pas compte.

L'analyse des taux  $m_{x,y}$  doit se poursuivre par leur mise en relation avec d'autres variables. On distingue généralement les variables qui caractérisent la zone de départ, la zone d'arrivée et l'interaction entre ces deux zones. Il importe de voir de quelle façon un

TABLEAU 2. EFFICACITÉ DES FLUX DES VILLES ÉTUDIÉES AVEC LE RURAL, LES VILLES DE TAILLE INFÉRIEURE, LES VILLES TAILLE SUPÉRIEURE.

V I L L E S	Efficacité dans les régions Midi-Pyrénées, Languedoc-Roussillon des flux avec:			Efficacité France entière des flux avec le rural
	R u r a l	Villes de taille inférieure	Villes de taille supérieure	
Toulouse	+ 0,26	+ 0,29	-	+ 0,26
Montpellier	+ 0,39	+ 0,41	-	+ 0,38
Perpignan	+ 0,08	+ 0,11	- 0,11	+ 0,09
Béziers	+ 0,14	+ 0,03	- 0,22	+ 0,14
Tarbes	+ 0,28	+ 0,38	- 0,19	+ 0,26
Albi	+ 0,28	+ 0,24	- 0,50	+ 0,24
Montauban	+ 0,23	+ 0,12	- 0,29	+ 0,16
Carcassonne	+ 0,21	- 0,08	- 0,40	+ 0,17
Castres	+ 0,38	+ 0,21	- 0,21	+ 0,35
Narbonne	+ 0,15	+ 0,14	- 0,25	+ 0,14
Mazamet	+ 0,27	+ 0,12	- 0,26	+ 0,22
Carmaux	- 0,10	+ 0,16	- 0,18	- 0,13
Auch	+ 0,36	+ 0,29	- 0,37	+ 0,30
Cahors	+ 0,30	+ 0,21	- 0,30	+ 0,19
Pamiers	+ 0,34	+ 0,05	- 0,25	+ 0,32
St - Gaudens	+ 0,14	-	- 0,27	+ 0,11
Castelsarrasin	+ 0,08	-	- 0,22	+ 0,17
Moissac	+ 0,42	-	- 0,33	+ 0,29
St Girons	+ 0,35	-	- 0,05	+ 0,30
Graulhet	+ 0,50	-	- 0,19	+ 0,46
Gaillac	+ 0,41	-	- 0,08	+ 0,41
Limoux	+ 0,38	-	- 0,11	+ 0,38
Castelnaudary	+ 0,45	-	- 0,23	+ 0,37
Foix	+ 0,31	-	- 0,18	+ 0,27
Lavaur	+ 0,29	-	- 0,08	+ 0,29
Muret	+ 0,48	-	+ 0,64	+ 0,55
Revel	+ 0,33	-	- 0,10	+ 0,28
Rabastens	+ 0,29	-	- 0,27	+ 0,27
Montrejeau	+ 0,43	-	- 0,17	+ 0,38
Labrugnière	+ 0,38	-	- 0,14	+ 0,28
Caussade	+ 0,27	-	- 0,40	+ 0,26
Auterive	+ 0,46	-	+ 0,27	+ 0,49

changement de découpage affecte ces variables. Supposons d'abord que ces variables puissent se mettre sous forme de taux, avec comme dénominateur  $P_{x..}$ , pour celles qui caractérisent la zone de départ,  $P_{..y}$  pour celles qui caractérisent la zone d'arrivée,  $(P_{x..} \cdot P_{..y})$  pour celles qui caractérisent l'interactions entre elles. Dans tous ces cas, le passage au niveau inférieur conduit à calculer une moyenne pondérée des indices du niveau supérieur identique à celle des taux  $m_{x,y}$ . Si une relation linéaire déterministe existe entre  $m_{x,y}$  et le taux correspondant à la variable considérée,  $n_{x,y}$ , alors en passant du niveau inférieur la même relation existera entre  $m_{a,b}$ , et  $n_{a,b}$ . En fait, cette relation ne sera pas déterministe mais stochastique, et dans ce cas, rien ne permet d'affirmer qu'une forte corrélation au niveau supérieur entraîne une forte corrélation au niveau inférieur.

Si un certain nombre de variables démographiques et économiques peuvent se mettre sous cette forme de taux (part des jeunes ou des personnes âgées, migrants antérieurs entre les deux zones, chômage, échanges commerciaux entre les deux zones, par exemple), d'autres variables ne peuvent s'y plier. Citons, par exemple, la densité de population d'une zone: si une relation linéaire existe, à un niveau donné, entre le taux de migration  $m_{xy}$  et la densité de la population de départ  $\frac{P_{x..}}{A_x}$  (où  $A_x$  est la surface de la zone  $x$ ), elle ne sera plus vérifiée en passant au niveau inférieur. En effet, cette relation peut s'écrire:

$$m_{x,y} = k \frac{P_{x..}}{A_x} + l \quad (11)$$

Elle devient en passant au niveau inférieur:

$$m_{a,b} = \frac{\sum_{x \subset a, y \subset b} m_{x,y} P_{x..} P_{..y}}{\sum_{x \subset a, y \subset b} P_{x..} P_{..y}} = \frac{k \sum_{x \subset a} \frac{P_{x..}^2}{A_x}}{\sum_{x \subset a} P_{x..}} + l \quad (12)$$

Du fait de l'inégalité:

$$\frac{\sum_{x \subset a} \frac{P_{x..}^2}{A_x}}{\sum_{x \subset a} P_{x..}} \neq \frac{\sum_{x \subset a} P_{x..}}{\sum_{x \subset a} A_x} \quad (13)$$

il résulte que la relation (11) entre  $m$  et la densité  $n$  n'est plus vérifiée au niveau inférieur.

D'autre part, de nombreuses études ont montré les liens existant entre  $m_{x,y}$  et la distance (physique ou sociale) entre ces zones,  $d_{x,y}$ , mais ces liens ne sont généralement pas linéaires. Il convient de voir que cette variable intervient comme une mesure de l'information moyenne existant entre deux individus  $v$  et  $w$  de  $x$  et de  $y$ :

$$I_{v,w} = k d_{v,w}^{-\alpha} \quad (14)$$

Dans ce cas la distance à faire intervenir entre les zones  $x$  et  $y$  est telle que

$$I_{x,y} = k \frac{1}{P_{x..} P_{..y}} \sum_{x \subset a, w \subset y} d_{v,w}^{-\alpha} = k d_{x,y}^{-\alpha} \quad (15)$$

Cette relation permet donc de déduire une distance moyenne entre deux zones connaissant la distance entre tous les individus des deux zones. En général, celle-ci sera peu éloignée de la distance entre les centres de gravité des populations des deux zones, d'où l'intérêt de cette mesure.

Il convient donc d'examiner séparément chaque type de variable que l'on relie aux taux  $m_{x,y}$ , pour déceler l'effet d'un changement de découpage sur cette variable. Les quelques exemples donnés ici montrent la variété des résultats.

*Conclusions*

Dans cet article nous avons abordé le phénomène migratoire à l'aide d'un petit nombre de mesures simples (nombre net et total de migrants, efficacité des courants, nombre de migrants) et nous avons cherché à dégager l'effet d'un changement d'échelle sur ces mesures ainsi que sur leurs liens avec d'autres variables. Il est maintenant utile de replacer ces mesures dans un cadre plus général pour éclairer la méthodologie suivie.

Actuellement il n'est pas possible d'analyser quantitativement le trajet suivi par chaque migrant en fonction de ses caractéristiques propres et de celles de la société dans laquelle il vit, tant ces informations sont complexes. En vue de simplification on regroupe les individus ayant suivi certains types de trajets (passage d'une ville à une autre, ou d'une zone rurale à une ville donnée par exemple), perdant ainsi le migrant pour se centrer sur des flux et relier leur réalisation à certaines caractéristiques des zones de départ et d'arrivée. Le choix de ces zones, souvent imposé par les circonscriptions administratives existantes, peut conduire à une vue différente de celle qu'un autre choix aurait entraîné.

Le premier problème est de savoir comment le découpage influe sur le nombre de migrants décelés. On doit donc analyser la façon dont ce nombre varie en fonction du nombre de mailles utilisées, de leur forme, de leur densité de population. Un certain nombre de résultats théoriques et pratiques ont déjà été obtenus sur ce sujet (Kulldorf 1955; Courgeau 1973; 1974).

On s'intéresse ensuite à la comparaison des nombres d'émigrants et d'immigrants de chacune de ces mailles. Selon l'usage nous avons remplacé ici ces effectifs par les nombres nets et totaux de migrants. L'indépendance stochastique souvent constaté entre les taux correspondants est en fait fonction du découpage et de l'échelle géographique choisie. Elle se transforme même en une forte corrélation entre taux pour certains découpages. Il est dès lors intéressant de mettre en évidence les découpages qui rendent maximum ou au contraire minimum, la liaison entre ces taux.

On considère enfin les échanges de migrants entre zones. Le passage d'un type de découpage à un autre de niveau inférieur, élimine certains échanges et en combine d'autres. L'utilisation de l'efficacité des migrations conduit à mettre en évidence les découpages les plus pertinents en vue de séparer certains types de flux d'autres, en particulier, flux du rural vers les villes, flux entre villes de position différente dans la hiérarchie urbaine.

Lorsqu'on veut relier la probabilité d'échange entre zones à diverses variables qui caractérisent le lieu de départ, d'arrivée ou l'interaction entre ces zones, il convient d'analyser en premier lieu les modifications de ces variables lorsque l'on change de découpage. Ce n'est que lorsque les liens entre taux double correspondant aux migrants entre deux zones et taux correspondant à une variable donnée, sont linéaires et déterministes que cette relation reste vérifiée quel que soit le découpage. Lorsque ces liens deviennent aléatoires, il est fort possible qu'une forte corrélation trouvée pour un découpage donné, disparaisse pour un découpage de niveau inférieur: dans ce cas, la corrélation trouvée niveau supérieur s'explique par un lien très fort entre le taux correspondant aux échanges internes aux zones de niveau inférieur.

Plus généralement, toute analyse quantitative des migrants revient à introduire un filtre, découpage du territoire, continu ou discontinu, qui met en évidence certains aspects de la structure des mouvements étudiés. Mais chacune de ces descriptions sera limitée et le nombre total de filtres possibles sera hors du réalisable. Il est dès lors nécessaire d'introduire des schémas théoriques, dont la vérification sera tentée sur le plus grand nombre de filtres possibles.

Pour construire des schémas convenables il faut alors se reporter à l'analyse

qualitative qui fournira les schéma de perception de l'espace pour les individus d'une communauté donnée et l'effet de divers facteurs sur leur mobilité (Chevallier, 1975). L'analyse quantitative permet alors de vérifier ces schémas, en introduisant les découpages spatiaux déduits de l'analyse qualitative et les mesures les plus satisfaisants des divers facteurs mis en évidence. En fait, la recherche dans cette voie en est à ses débuts.

#### Bibliographie

- Chevallier, M. 1975. Méthodes de recherche des causes de migrations: approche par le comportement des migrants. In Editions du Centre National de la Recherche Scientifique, Migrations intérieures: Méthodes d'observation et d'analyse. Paris.
- Clarke, J.L. and D.W. Rhind 1976. The relationship between size of units and the characteristics of population structure. In L.A. Kosinski and J.W. Webb (eds), Population at microscale. New Zealand Geographical Society.
- Cliff, A.D. and J.K. Ord. 1975. Model building and the analysis of spatial pattern in human geography. *Journal of the Royal Statistical Society* 37:297-348.
- Courgeau, D. 1973. Migrations et découpage du territoire. *Population* 28:511-537.
- Courgeau, D. 1974. Internal migration and urbanization: methods of analysis and demographic perspectives. Working paper E/ ECWA/ POP/WG. 2/9. Economic Commission for Western Asia. Beirut.
- Courgeau D. 1975. L'intensité des changements de catégorie de commune. *Population* 30:81-102.
- Kulldorf, G. 1955. Migration probabilities. *Lund Studies in geography, ser. B. Human geography* 14.
- Pradel de Lamaze F. 1978. Midi-Pyrénées d'hier à demain. *Statistiques et étude Midi-Pyrénées*, 1.

*Received November, 1977; revised August, 1978.*