

# Les déterminants de la mobilité géographique au Québec : essai méthodologique

Jean-Pierre Thouez and Claude Blouin

Volume 53, Number 3, juillet–septembre 1977

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/800734ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/800734ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this note

Thouez, J.-P. & Blouin, C. (1977). Les déterminants de la mobilité géographique au Québec : essai méthodologique. *L'Actualité économique*, 53(3), 456–467.  
<https://doi.org/10.7202/800734ar>

# *Les déterminants de la mobilité géographique au Québec : essai méthodologique*

## *Introduction*

L'analyse du phénomène migratoire intervient en général sur 3 plans : l'étude du lieu d'origine, celui de la destination et enfin l'interaction de ces deux lieux, qui déterminera la migration. Le lieu d'origine est surtout étudié du point de vue répulsif. D'une part, la théorie de la mobilité peut être assimilée à la théorie portant sur la localisation des ressources : par conséquent, elle renvoie sur le plan spatial à la notion de disparités régionales (Stone, 1968). D'autre part, le migrant (c'est-à-dire l'individu à la recherche d'un emploi) est considéré, dans le cadre d'une économie en croissance, comme l'élément dynamique de la population du lieu d'origine (Vanderkamps, 1968). Dans ce sens, les facteurs démographiques apportent certains éléments d'explication dans la mesure où la structure d'âge de la population détermine la propension à migrer. La proportion de migrants est sensible dans la classe de 20-29 ans (Tarver, 1963) et dans celle de 65-75 ans (Miller, 1966). De même, George (1970) note que la croissance interprovinciale est alimentée au Canada, pour la période 1956-1961, par les individus de sexe masculin ; par contre, la répartition entre les sexes est sensiblement équivalente en ce qui concerne les mouvements interurbains.

Notons en second lieu le rôle des facteurs sociaux. L'immigration apparaît directement reliée au niveau de la scolarité ; cette association est d'autant plus étroite que la distance à parcourir augmente (Courchène, 1970). Le concept « d'étapes du cycle de vie » a des incidences sur le niveau général de la mobilité (Long, 1973). De plus, la mobilité des locataires est supérieure à celle des propriétaires (Lansing et Mueller, 1967). Finalement, l'origine ethnique et d'une façon générale les facteurs culturels peuvent expliquer l'intensité et la direction des mouvements migratoires (Stone, 1969). En dernier lieu, la composition de la population active influence le niveau et l'évolution de la mobilité. A activité économique égale, la mobilité des personnes qualifiées est

supérieure à celle des individus non qualifiés (Richmond, 1969). Ainsi, l'appartenance à un groupe professionnel, à une activité économique introduit des perturbations (Stone, 1971).

Le lieu de destination, par contre, est étudié du point de vue attractif. Les facteurs économiques que l'on fait intervenir sont l'attrait des zones urbaines (Conseil économique du Canada, 1971) ou de hauts salaires (Okun, 1968). Pour un niveau économique donné, les mouvements migratoires impliquent une redistribution géographique des individus des régions de bas revenus vers des régions de revenus moyens plus élevés. D'une façon générale, les emplois occupés dans la région d'accueil et ceux délaissés dans la région d'origine modifient le rendement de chaque combinaison productive, uniquement par l'application des rendements croissants ou décroissants. Il semblerait que les facteurs économiques liés aux variations de revenu et de l'emploi doivent être étudiés du point de vue attractif plutôt que du point de vue répulsif (Lycan, 1975). Quant aux facteurs sociaux, ils sont liés aux possibilités de logement, à la tolérance de la communauté d'accueil (Lansing et Mueller, 1967). Finalement, les facteurs géographiques comme le climat ont un rôle non négligeable (Gould, 1969).

L'interaction entre ces deux lieux fait intervenir de nouveaux éléments comme la distance à parcourir, la structure socio-économique. Dans ce dernier cas, Stone (1971) montre que les mouvements entre deux régions sont d'autant plus probables que la qualification professionnelle demandée par les zones de destination correspond à celle des zones d'origine. L'examen sommaire de l'ensemble des facteurs à faire intervenir pour étudier la migration montre la complexité du problème. Certains auteurs, comme Ollson (1970), ont réussi à élaborer des modèles contenant un grand nombre de variables quantifiées ; une telle étude n'est possible que si l'on possède des données statistiques très détaillées sur les migrants. D'autres, négligeant l'approche macroanalytique, préfèrent mettre l'accent au niveau individuel. C'est le cas de Ladinsky (1967) qui considère que la propension à migrer est fonction de l'attitude d'un individu en termes de mobilité sociale ou professionnelle probable. Si un individu dispose de plusieurs éléments pour choisir un lieu de destination, il peut considérer et trouver une classe de solutions optimales ou seuils de satisfaction. Cette approche fournit une méthode d'évaluation des perspectives, si l'on dispose au vu d'une certaine information, quelle sera la destination la plus probable. Elle débouche sur la quantification en termes de mesure de probabilité (Thouez, 1975) et elle est tout à fait différente de la situation précédente. Nous laisserons de côté cette démarche de même que celle qui cherche à déterminer les variables qui liées à la distance peuvent expliquer les lois d'attraction ou de développement.

Notre approche consiste à établir un système de relations servant de base à la constitution d'un modèle descriptif à partir de quelques-unes des variables clés suggérées par les travaux sur les migrations internes au Québec (Desrosiers et coll., 1976 ; Stone, 1976). Plus précisément, à évaluer d'une façon satisfaisante les facteurs qui explicitent le phénomène dans la mesure où l'approche macroanalytique soulève des problèmes méthodologiques (Shaw, 1975). Pratiquement, l'utilisation de l'analyse des régressions permet de mettre en évidence les relations ; malheureusement, celles-ci ne sont pas toujours indépendantes. En d'autres termes, toute modification de l'une peut affecter l'autre et il apparaît difficile d'interpréter le modèle à partir des éléments de base. L'étude de la dépendance des variables les unes des autres suppose donc celle des outils logiques et mathématiques utilisés à cet effet et suppose également l'étude de relations entre les variables.

### *Méthodologie*

Les tentatives d'explications des migrations internes envisagent la migration comme fonction d'un petit nombre de variables reconnues d'importance prépondérante. C'est le cas des modèles de Blanco (1964) et de Lowry (1966) en ce qui concerne les déplacements interurbains aux Etats-Unis. Les auteurs retiennent cinq variables qui sont dans l'ordre de signification de variance : l'emploi, l'éducation, le revenu, transport, présence d'effectifs militaires. Chacune de ces variables s'exprime en termes de variation nette. Beaudry (1973), pour le Québec, montre que les migrations intercomtés peuvent être expliquées par les seules conditions économiques. Quel que soit le pays observé ou l'échelle envisagée, on peut envisager un certain nombre de facteurs communs. De plus, les données dont on disposait au Canada avant le recensement de 1971 peuvent expliquer l'intérêt des travaux portant sur les migrations interprovinciales. Cependant, il est possible d'estimer les migrations à l'intérieur d'une province par la méthode de la population attendue en tenant compte, s'il y a lieu, de facteurs d'ajustement. Fabricant (1970) pose le problème en termes de migration nette, Greenwood (1959) en termes de migration brute. Cette seconde approche convient lorsqu'on aborde le modèle à l'aide d'équations structurales : groupes de profession, classes d'âges... Les données dont on dispose depuis le recensement de 1971 permettent à l'aide d'une tabulation spéciale d'envisager un plus grand nombre de variables par rapport à celles que l'on a retenues. Finalement, on peut exploiter les informations d'autres fichiers comme ceux des allocations familiales, des pensions de vieillesse, des déclarations d'impôt ou du régime d'assurance-maladie. Toutes présentent certaines limites. Par conséquent, l'insuffisance des données, les divergences de définition de la migration

donnent des résultats qui ne sauraient être comparables, d'une part, et ne permettent pas d'envisager l'existence de modèles opérationnels, d'autre part. Il convient donc d'aborder un champ plus restreint du phénomène migratoire. Nous admettrons que la migration nette ou variation nette de la population est attribuable à un certain nombre de causes pouvant varier selon les unités spatiales observées. Nous retiendrons le comté de recensement. Parmi les 72 comtés de recensement au Québec, 20 peuvent être considérés comme « receveurs nets » pour la période 1966-1971<sup>1</sup>. Chacun d'entre eux comporte un centre urbain important.

Quant aux variables retenues, certaines explicitent l'écart de développement entre les comtés : taille du comté, revenu médian des familles, accroissement de l'emploi entre 1961 et 1966. La taille du comté est exprimée par le logarithme de la population afin d'éviter que l'émigration des comtés les plus peuplés soit sous-estimée. D'autres mettent l'accent sur le pouvoir d'attraction de la zone d'arrivée : importance de la population d'origine étrangère, niveau de scolarité, variable climatique. En général, ces variables peuvent être évaluées positivement ; en d'autres termes, elles sont liées au volume de migration. Constatons que l'on aurait pu tenir compte d'autres facteurs tels que les relations primaires, la distance sociale et psychologique, l'isolement de la vie rurale. Quoi qu'il en soit, les variables retenues, à partir de l'information de base, sont les suivantes :

$X_1$  : taille du comté (logarithme de la population de 1966).

$X_2$  : niveau de scolarité, population scolaire de 15 ans et plus ayant fréquenté le collège et l'université mesurée proportionnellement à la population de 1966.

$X_3$  : taux d'accroissement de l'emploi : entre 1961 et 1966.

$X_4$  : population migrante née hors du comté de résidence en 1966.

$X_5$  : proportion de la population née à l'étranger en pourcentage de la population de 1966.

$X_6$  : revenu médian familial mesuré proportionnellement au revenu médian provincial en 1966.

$X_7$  : nombre de jours de gel.

Associé à une régression linéaire, le modèle global se présente ainsi :

$$Y_i = a + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \dots + \alpha_7 X_7$$

où :  $i = 1$  à 20.

En ne retenant que les comtés receveurs nous essaierons d'évaluer la nature et l'importance des facteurs d'attraction ou tout au moins

1. Les comtés de Charlevoix est et ouest ; Montmorency 1 et 2 ont été regroupés.

ceux qui sont explicatifs du volume de migration nette. Les résultats de la matrice de corrélation montrent que seules trois variables apparaissent significatives (pour d.L. = 18,  $r$  diffère significativement du seuil de zéro pour la valeur .48 pour  $\alpha = .05$ ) soit : accroissement de l'emploi, importance de la population migrante dans le comté de destination et le revenu médian familial.

<i>variable</i>	<i>r</i>
$X_1$ taille du comté	0.03
$X_2$ niveau de scolarité	0.28
$X_3$ accroissement de l'emploi	0.78
$X_4$ population migrante	0.72
$X_5$ population née à l'étranger	-0.01
$X_6$ revenu médian famille	0.49
$X_7$ variable climatique	0.01

Dans l'ensemble les relations sont faibles. Trois d'entre elles,  $X_1$ ,  $X_5$  et  $X_7$ , ne présentent aucune liaison avec  $Y$ . Finalement, une seule ne varie pas dans le sens attendu ( $X_5$ ). Cependant, considérant la complexité du processus et les difficultés d'interprétation nous pouvons les retenir, au moins à ce stade. En effet, il a semblé opportun d'admettre à titre d'hypothèse que le volume de migration nette est linéairement proportionnel aux facteurs retenus ou, plus précisément, l'influence d'un centre urbain sur les déplacements migratoires n'est pas indépendant du degré de développement ou d'activité économique. Les résultats de l'analyse de régression permettent de révéler les principales relations structurelles. Remarquons que les coefficients  $\beta$  retenus ici de préférence aux scores bruts  $\alpha$ , permettent de juger la contribution de chacune des variables explicatives au modèle et plus précisément d'évaluer de combien l'unité d'une variable explicative peut être associée avec l'augmentation ou la diminution des migrations nettes. Ensemble, les variations expliquent 80% de la variance totale du modèle, l'accroissement de l'emploi contribuant à lui seul pour 66% de l'explication. Les résultats ci-dessous montrent que l'accroissement de l'emploi, la population du comté et le revenu médian familial sont significatifs (d.L. = 12,  $t = 2.18$ ,  $\alpha = 0.5$ ). Le test de F indique que la régression est significative au seuil de la probabilité de 1%. ( $F : 7.85$ ,  $\alpha_1 : 1\%$  avec d.L.  $n_1 = 8$  et  $n_2 = 12$ , la valeur est de 4.50). Cependant, l'explication apparaît délicate ; certaines variables ne sont pas significatives

et indépendantes. Le modèle se révèle, par conséquent, à la fois peu maniable et peu utile pour expliquer le phénomène migratoire (voir carte ci-contre).

<i>variable</i>	$\alpha$	$\beta$	<i>erreur type</i>
$X_1$ taille du comté	10.75	0.68	1.88
$X_2$ niveau de scolarité	-0.92	-0.24	0.90
$X_3$ accroissement de l'emploi	63.49	0.99	3.97
$X_4$ population migrante	0.03	0.02	0.37
$X_5$ population née à l'étranger	0.01	0.01	0.14
$X_6$ revenu médian familial	0.33	0.24	0.09
$X_7$ variable climatique	-0.07	-0.13	0.07
constante	-45.5		

La signification et l'utilité de certaines variables laissant à désirer, nous pouvons les éliminer en utilisant la méthode des régressions en « cascade » ou par « étapes » technique qui permet l'entrée des variables dans le modèle selon l'importance de leur variance. En effet, la réduction imposée est telle que souhaitée puisque, d'une part, le nombre de variables passe de 7 à 3 et que, d'autre part, les variables retenues sont les variables significatives du modèle précédent. Le modèle retenu ci-dessous n'explique que 79.4% de la variance des migrations nettes mais il reste significatif tant au niveau général ( $f = 20.61$ ) qu'à celui de chacune des variables explicatives.

<i>variable</i>	B	$\beta$	<i>erreur type</i>
$X_1$ taille du comté	9.75	0.62	2.67
$X_3$ accroissement de l'emploi	66.72	1.04	8.60
$X_6$ revenu médian familial	9.30	0.94	0.19
constante	-50.83		

Le poids des variables observées séparément reflète leur apport au niveau des relations multiples ce qui n'était pas le cas dans le modèle précédent, à l'exception de la variable accroissement de l'emploi. Logiquement, le modèle peut être retenu ; cependant, on ne saurait ignorer les interrelations entre certaines variables. L'étude de la matrice de corrélation, synthétisée à l'aide de la méthode de McQuitty (1973),

permet de dégager les variables reliées par leur plus fort coefficient respectif.

.800		
taille du comté $\rightleftharpoons$	revenu médian familial $\leftarrow$	0.615 niveau de scolarité
		0.383 population née à l'étranger
	0.786	0.761
accroissement de l'emploi $\rightleftharpoons$	migration nette $\leftarrow$	population migrante

La première paire réciproque reflète le profil des comtés urbains : population importante, revenu et éducation élevés et présence d'individus nés à l'étranger. La seconde paire réciproque traduit la relation observée ci-dessus à savoir que plus l'emploi augmente plus les immigrants sont nombreux. Certes, toutes les relations secondaires ne sont pas significatives puisque d'après la table de Fischer-Yates, la valeur significative minimale pour 18 degrés de liberté est au seuil de 1% de l'ordre de 56.1. De plus, l'effet de taille joue indirectement au niveau du second groupe. Aussi l'influence d'une variable ne saurait être exprimée par un seul critère, d'une part, et l'emploi combiné de plusieurs facteurs pose le problème de multicollinéarité, d'autre part, d'où la nécessité de se reporter à d'autres techniques comme l'analyse factorielle en composantes principales (Schwind, 1971).

Effectuée à partir de la matrice d'information où les données ont été transformées en pourcentage, pour éviter de faire ressortir l'effet de taille, l'analyse de la matrice factorielle rotée fournit trois composantes dont la valeur propre est respectivement égale à 42.2%, 35.9% et 11.7%. Les variables qui ont une forte saturation sur le premier facteur sont : accroissement de l'emploi, importance de la population migrante ; par contre, le second facteur met en valeur la taille du comté, le niveau de scolarité et le revenu familial médian. Finalement, la dernière dimension retenue peut être identifiée à partir du revenu familial médian et du volume de la population née à l'étranger. Ceci était prévisible dans la mesure où la matrice de corrélation avait montré les liaisons unissant les variables. Quoi qu'il en soit, ces trois composantes expliquent 89.1% de la variance originelle.

<i>variable</i>	<i>dimension 1</i>	<i>dimension 2</i>	<i>dimension 3</i>
$X_1$ taille du comté	-0.06	0.92	-0.16
$X_2$ niveau de scolarité	-0.09	0.78	0.29
$X_3$ accroissement de l'emploi	0.92	-0.22	0.15
$X_4$ population migrante	0.83	0.18	0.33
$X_5$ population née à l'étranger	0.07	0.09	0.70
$X_6$ revenu médian familial	0.18	0.79	0.41
$X_7$ variable climatique	-0.04	-0.08	0.04



De plus, ces composantes étant indépendantes et additives, on peut considérer les « scores » ou « poids locaux » de la matrice des points d'analyse de régression telle que  $Y = a + \alpha_1 F_1 + \alpha_2 F_2 + \alpha_3 F_3 + \dots$ <sup>2</sup> où  $Y$  représente les migrations nettes ;  $a, \alpha_1, \alpha_2, \dots$  les coefficients de régression et  $F_1, F_2, F_3, \dots$  les facteurs « scores ». Le modèle élimine le problème d'interdépendance et fournit, par conséquent, une interprétation plus logique du système envisagé. Les résultats sont les suivants :

$$Y = 0.06 + 0.06 F_1 + 0.03 F_2 - 0.04 F_3$$

$$(0.01) \quad (0.01) \quad (0.01)$$

$$R^2 = 0.94$$

L'équation de régression en termes de scores-types est :

$$Y = 0.95 F_1 + 0.09 F_2 - 0.10 F_3$$

D'une part, le modèle satisfait aux critères d'indépendance et, en second lieu, augmente le niveau de signification par rapport au modèle original. D'autre part, l'analyse des coefficients Beta montre que seule la première dimension interprétée à partir de l'emploi et de l'importance de la population migrante, synonyme de l'attraction exercée par les comtés urbains, peut être retenue. Certes, notre objectif n'est pas d'améliorer le coefficient de détermination, mais plutôt de dégager les déterminants de la mobilité dans un cas précis. Il nous reste à réinterpréter les résultats au regard des variables originales.

A cet effet, rappelons que l'analyse factorielle définit les variables observées comme fonction linéaire des facteurs ou dimensions latentes. En d'autres termes, si les valeurs des variables sont identifiées comme étant des  $X_i$  ( $i=1, 2 \dots n$ ) et les facteurs sous-jacents des  $F_j$  ( $j=1 \dots p$ ) dont les  $X_i$  dépendraient linéairement, le modèle factoriel de base s'écrit :

$$X_i = \sum_{\alpha=1}^p a_{i\alpha} F_\alpha$$

et, par conséquent, la seconde partie de l'équation de régression devient :

$$Y = a + \alpha_1 \begin{vmatrix} a_{11} X_1 \\ a_{21} X_2 \\ a_{n1} X_n \end{vmatrix} + \alpha_2 \begin{vmatrix} a_{12} X_1 \\ a_{22} X_2 \\ a_{n2} X_n \end{vmatrix} + \alpha_3 \begin{vmatrix} a_{13} X_1 \\ a_{23} X_2 \\ a_{n3} X_n \end{vmatrix} \dots$$

avec  $a_{ij}$  : coefficient de saturation et  $X_i$ , les variables originales. Cette expression peut s'écrire :

$$Y = a + (\alpha_1 \cdot a_{11} + \alpha_2 \cdot a_{12} + \alpha_3 \cdot a_{13}) X_1 + (\alpha_1 \cdot a_{21} + \alpha_2 \cdot a_{22} + \alpha_3 \cdot a_{23} + \alpha_4 \cdot a_{24}) X_2 + \dots$$

2. L'erreur type figure entre parenthèses, pour 16 d.l la table de Student fournit au seuil de 1%, 2.92 ( $F$  significatif au seuil de 0.01).

Les nouveaux coefficients de régression peuvent être assimilés à des coefficients de régression reconstruits ou  $\alpha'$ <sup>3</sup>.

$$Y = 0.006 + 0.036 X_1 - 0.042 X_2 + 0.043 X_3 + 0.041 X_4 - 0.022 X_5 + 0.017 X_6 - 0.005 X_7$$

Constatons, malgré la faiblesse générale des coefficients de régression, l'importance relative des variables dégagées ci-dessus à savoir l'accroissement de l'emploi et la part de la population migrante dans le comté. De plus, toutes les autres variables à l'exception du revenu familial médian et de la taille du comté ont changé de signe.

Pour comparer le poids des différentes variables, les coefficients de régression multiple en termes de scores-types restent nécessaires :

<i>variable</i>	$\beta'$
$X_1$ taille du comté	0.041
$X_2$ niveau de scolarité	-0.089
$X_3$ accroissement de l'emploi	0.806
$X_4$ population migrante	0.763
$X_5$ population née à l'étranger	-0.002
$X_6$ revenu médian familial	0.200
$X_7$ variable climatique	-0.041

Il apparaît évident que les résultats ne diffèrent pas sensiblement de ceux proposés par l'analyse factorielle. Cependant, notons que la taille du comté apparaît directement reliée à la variable indépendante. Ainsi ces quatre variables : emploi, revenu familial médian, importance de la population migrante et celle de la population totale reflètent l'attraction exercée par les comtés les plus peuplés. Ce phénomène montre que le déséquilibre régional au Québec se réalise au profit des principaux centres urbains. En effet, plus le niveau de ces trois variables est élevé, plus le volume des immigrants est important. Par contre, ni le degré de scolarité, ni la variable climatique n'apparaissent directement reliés à ce phénomène. Il y aurait lieu d'étendre cette méthodologie à l'analyse des mouvements dans l'ensemble des comtés. Cependant, à ce stade il nous a semblé utile de présenter les résultats de l'analyse factorielle élargie, résultats différents de ceux fournis par l'analyse de régression dans la mesure où l'on a éliminé l'effet de colinéarité entre variables.

Jean-Pierre THOUÉZ

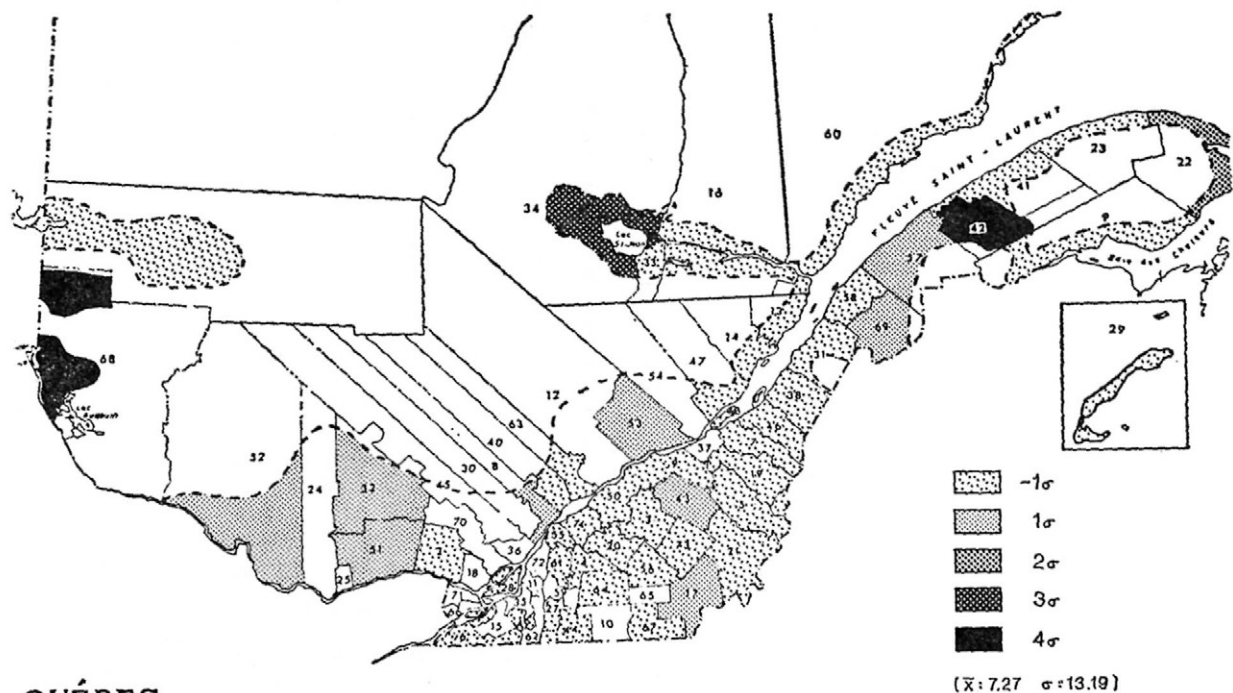
et

Claude BLOUIN,

département de géographie,  
Université de Sherbrooke.

3. Selon l'écriture matricielle, on a :  $\alpha' = L$  où  $L$  : matrice factorielle et  $\alpha$  coefficients de régression. Par exemple, prenons  $X_1$ , on aura :  $-0.006 (-0.06) + 0.03 (-0.092) - 0.04 (-0.16) = 0.036$ .

COMTES  
Donneurs nets



QUÉBEC  
divisions de recensement

COMTE

## BIBLIOGRAPHIE

- STONE, L.O. (1968), « Population Redistribution and Economic Growth, United States 1870-1950, A Review Article », *Demography*, vol. 5, pp. 508-525.
- VANDERKAMPS, J. (1968), « Interregional Mobility in Canada : A Study of Time Pattern of Migration », *Canadian Journal of Economics*, vol. 1, pp. 595-609.
- TARVER, J.D. (1963), « Interstate Migration Differentials », *American Sociological Review*, vol. 28, pp. 448-451.
- MILLER, A.R. (1966), « Migration Differentials in Labor Force Participation, United States 1960 », *Demography*, vol. 3, pp. 58-68.
- GEORGE, M.V. (1970), *Internal Migration in Canada*, Census Monography, Dominion Bureau of Statistics, Ottawa.
- OLSSON, G. (1970), « Explanation, Prediction and Meaning Variance : An Assessment of Distance Interaction Models », *Economic Geography*, vol. 46, pp. 223-233.
- LADINSKY, J. (1967), « Sources of Geographical Mobility Among Professional Workers : A Multivariate Analysis », *Demography*, vol. 44, pp. 293-309.
- SHAW, R.P. (1975), *Migration Theory and Fact*, Regional Science Research Institute (no. 5), 203 p.
- COURCHÈNE, T.J. (1970), « Interprovincial Migration and Economic Adjustment », *Canadian Journal of Economics*, vol. 3, pp. 551-576.
- LONG, L.H. (1973), New Estimates of Migration Expectancy in the U.S., *Journal of the American Statistical Association*, vol. 68, pp. 37-43.
- LANSING, J.B. et MUELLER, E. (1967), *The Geographical Mobility of Labor*, Survey Research Center, Ann Arbor, University of Michigan.
- STONE, L.O. (1969), *Migration in Canada*, Census Monographs, Dominion Bureau of Statistics, Ottawa.
- RICHMOND, A.H. (1969), « Sociology of Migration in Industrial and Post Industrial Societies », dans J.A. Jackson (éd.), *Migration*, Cambridge University Press, pp. 238-282.
- STONE, L.O. (1971), *On the Analysis of the Structure of Metropolitan Area Migration Streams*, Ontario Institute for Studies on Education, Canada.
- Conseil économique du Canada (1971), *L'Etat et la prise de décision*, Information Canada, septembre 1971.
- OKUM, B. (1968), « Interstate Population Migration and State Income Inequality, a Simultaneous Equation Approach », *Economic Development and Cultural Change*, vol. 16, pp. 279-315.
- LYCAN, D.R. (1974), « Interregional Migration in the U.S. and Canada », dans : L.A. Kosinski et R. Mansell Prothero, *People on the Move*, Methuen, pp. 207-223.
- GOULD, P. (1969), « Problems of Space Preference Measures and Relationships », *Geographical Analysis*, vol. 1, pp. 31-44.

- RIDDELL, J. (1970), « On Structuring a Migration Model », *Geographical Analysis*, vol. 1, pp. 403-409.
- THOUÉZ, J.P. (1973), « The Influence of Network Structure upon the Geographical Mobility of the Labour Force », *Proceedings*, The 1973 Annual Meeting and the 1974 Annual Meeting of the New England — St. Lawrence Valley Geographical Society, vol. III-IV, pp. 71-73.
- DESROSIERS, D., J. GREGORY et V. PICHÉE (1976), *Migrations au Québec : bilan*, Congrès de l'ACFAS, mai 1976, Université de Sherbrooke.
- STONE, L.O. (1976), *Bilan des études des migrations internes au Canada*, Congrès de l'ACFAS, mai 1976, Université de Sherbrooke.
- FABRICANT, R.A. (1970), « An Exceptional Model of Migration », *Journal of Regional Science*, vol. 10, pp. 13-24.
- GREENWOOD, M.J. (1959), « An Analysis of the Determinants of Geographic Labor Mobility », *The U.S. Review of Economic and Statistics*, vol. 51, pp. 189-194.
- BLANCO, C. (1964), « The Determinants of Regional Factor Mobility », *Review of Economics and Statistics*, XLVI, pp. 221-222.
- LOWRY, I.S. (1966), *Migration and Metropolitan Growth*, Chandler Publishing Co., San Francisco.
- BEAUDRY (1973), « Les déterminants de la mobilité au Québec ». *L'Actualité Économique*.
- SCHWIND, P.J. (1971), *Migration and Regional Development in U.S. 1950-1960*, Research Paper No. 133, Department of Geography, Université de Chicago, 170 p.
- BLALOCK, H.M. (1963), « Correlated Independent Variables : The Problem of Multicollinearity », *Social Forces*, 42, pp. 233-237.
- RACINE, J.B. et H. REYMOND (1973), *L'analyse quantitative en géographie*, PUF, Coll. SUP, 223p.