Les déterminants des migrations au Québec

Richard Beaudry

Volume 49, numéro 1, janvier–mars 1973

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/802983ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/802983ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cette note

Beaudry, R. (1973). Les déterminants des migrations au Québec. *L'Actualité économique*, 49(1), 113–127. <https://doi.org/10.7202/802983ar>

*Les déterminants des migrations au Québec **

INTRODUCTION

L'intérêt que suscite, chez les économistes, la question des déterminants de la mobilité géographique¹ vient surtout du rôle joué par les déplacements de main-d'œuvre comme facteur de stabilisation économique². Basée sur le concept que le travail est un facteur de production, la théorie de la mobilité se présente comme une théorie d'allocation des ressources qui veut que les facteurs recherchent les opportunités où les bénéfices sont les plus grands ; elle est donc étroitement reliée, sur le plan régional, aux aspects de disparités et à l'équilibre entre l'offre et la demande de travail. Toutefois, il existe nombre d'obstacles à la migration, obstacles qui réduisent d'autant son potentiel stabilisateur : liens familiaux, sociaux, scolaires, coût du déménagement, information inadéquate, incertitude, risque, etc.³ Aussi, une meilleure connaissance des différents aspects relatifs à la mobilité devient-elle nécessaire dans l'établissement d'une politique globale de main-d'œuvre. S'il existe déjà une information disponible pour le Canada, par les différentes études qui y ont été

* Cet article a déjà été présenté comme « travail pratique » dans le cadre d'un séminaire de maîtrise en économie du travail dirigé par monsieur Pierre-Paul Proulx, professeur au département de Science économique de l'Université de Montréal. L'auteur tient à remercier tout particulièrement monsieur Proulx pour ses critiques et ses suggestions émises à l'égard de cette recherche, ainsi que ses confrères, inscrits au même séminaire, pour leurs commentaires soumis au cours des discussions.

1. La mobilité se présente généralement sous trois formes : la mobilité interindustrielle, la mobilité interoccupationnelle et la mobilité géographique. Nous nous limitons, cependant, dans le cadre de cette étude, à la dernière.

2. L'effet redistributif de la mobilité géographique et ses implications sur l'espace et l'activité économique (e.g. : transport, habitat, productivité, etc.) sont des éléments propres à diriger une économie vers un équilibre. Il faut toutefois souligner que si, sur l'ensemble d'un pays, la mobilité géographique a un effet stabilisateur, sur le plan régional, elle peut être considérée, dans certains cas, comme un facteur « déstabilisateur ».

3. On trouvera une énumération plus exhaustive de ces obstacles dans le Huitième exposé annuel du Conseil économique du Canada, *L'État et la prise des décisions*, sept. 1971, Information Canada.

dirigées sur le sujet, il ne semble pas cependant que l'on s'y soit intéressé aussi profondément au Québec ; et, pourtant, les disparités régionales y sont d'une grande acuité ⁴.

Le but de ce travail n'est pas de prétendre fournir toute l'information nécessaire à la connaissance du phénomène de la mobilité interne au Québec, mais bien tout simplement de présenter une approche à cette information. Nous utiliserons pour nos besoins d'analyse le modèle formulé par Ira S. Lowry ⁵ sur les migrations des zones métropolitaines aux Etats-Unis. Si nous avons opté pour ce dernier modèle, c'est à cause de sa grande simplicité d'application et de la valeur explicative de ses hypothèses ; une description plus détaillée en sera faite plus loin.

I — *Revue de la méthodologie*

Les travaux entrepris dans le but de découvrir les facteurs explicatifs des mouvements géographiques de population se sont basés sur une foule d'hypothèses toutes susceptibles d'apporter des connaissances nouvelles sur le phénomène.

Certes, sur le plan théorique, l'analyse « marginaliste » ⁶ a-t-elle pu définir les mécanismes de la mobilité, mais développée à partir d'hypothèses reliées à la théorie de la concurrence monopolistique aussi bien que celle de la concurrence pure et parfaite, elle n'a jamais pu réussir à définir convenablement ses déterminants, faute de références pratiques ⁷.

4. Voir à ce propos : R. Hirsch, *Les origines et la nature des déséquilibres régionaux au Québec*, C.O.E.Q., Québec, oct. 1967.

5. Lowry, I.S., *Migration and Metropolitan Growth: Two Analytical Models*, University of California, Los Angeles, 1966.

6. L'analyse « marginaliste » défendait la thèse que la mobilité du travail est le principal moyen par lequel l'offre de travail est distribuée sur l'aire de marché : la distribution optimale est atteinte lorsque les taux marginaux de salaires, compte tenu des avantages sociaux et autres, s'égalisent entre les régions et qu'il y a plein emploi ; ce qui présuppose que les travailleurs n'obéissent qu'au désir de maximiser leur taux de salaire sur l'aire de marché, et que, pour ce faire, ils se déplacent vers les endroits où les salaires sont les plus élevés. L'offre de travail a donc tendance à augmenter dans les régions à haut niveau de salaire et à diminuer dans les régions à bas niveau. Du côté des employeurs, la motivation étant la maximisation des profits, il est donc normal d'y trouver une tendance à la baisse de la demande de travail lorsque les salaires sont élevés et une tendance à la hausse lorsque les salaires sont bas. Le capital et le travail étant par ailleurs supposés substitués, on assiste alors à un changement dans le processus de production de telle sorte que le produit physique marginal, par dollar du coût des facteurs, s'égalise sur l'aire. Et le processus d'ajustement continue jusqu'à ce que les taux marginaux de salaires, *caeteris paribus*, s'égalisent sur l'aire de marché et que le travail et le capital soient utilisés en totalité et distribués de façon optimale.

7. Voir à ce sujet : Lester, R.A., « Shortcomings of Marginal Analysis for Wage-Employment Problems, *American Economic Review*, mars 1946 ; Machlup, F., « Marginal Analysis and Empirical Research », *American Economic Review*, sept. 1946 ; Reynolds, L.G., « The Economics of Labor », in : *Survey of Contemporary Economics*, vol. I, édité par H.S. Ellis, R.D. Irwin Inc., Homewood, Illinois, 1948.

La formulation de modèles permettant de vérifier empiriquement des hypothèses sur les déterminants possibles des migrations a toutefois procuré une multitude de façons statistiquement éprouvées de décrire le phénomène migratoire.

Une première façon est celle qui a été utilisée par Sjaastad⁸ et Schultz⁹. L'hypothèse à la base de leurs travaux était qu'il existe des coûts au déplacement. S'il n'y a pas de coûts à la relocalisation, alors il faut voir si la mobilité interoccupationnelle est suffisante pour déterminer la direction du déplacement du facteur. Mais dès que l'on fait entrer le facteur distance, il y a une dépense qu'il faut comptabiliser : dépense monétaire si on se réfère aux frais de transport, à l'augmentation du prix des aliments, du logement, etc., et sociale si on se réfère à l'éloignement, à l'apprentissage d'un nouveau travail, aux difficultés d'adaptation, etc. Il faut donc que le déplacement produise un bénéfice (avantage) net pour qu'il puisse se réaliser : la valeur présente des gains qui surviendront à cause du déplacement doit excéder la valeur présente des revenus prévus (s'il n'y avait pas de déplacement) plus tous les coûts monétaires et non monétaires reliés directement au déplacement. Si cette approche a pu s'appuyer sur des tests satisfaisants, elle n'a pu fournir toutefois une explication exhaustive des mouvements migratoires : il est difficile, en effet, d'affirmer que les migrations sont motivées exclusivement et nécessairement par des calculs économiques du genre analyse bénéfices-coûts. Elle apparaît, comme dit Courchene, comme n'étant rien de plus qu'un « truisme économique »¹⁰.

L'élaboration d'hypothèses reliées directement à la situation économique de la famille¹¹ semble, pour sa part, beaucoup plus plausible dans la recherche des déterminants des migrations. Il semble, de fait, plus approprié d'aborder le problème en isolant les éléments susceptibles d'influer sur la décision même de migrer. Déjà en 1885, Ravenstein¹² (et plus tard Redford¹³ en 1926) croyait en l'effet de facteurs de répulsion (*push*) et de facteurs d'attraction (*pull*) : le migrant est « repoussé » hors des zones rurales par une situation économique défavo-

8. Sjaastad, L.A., « The Costs and Returns of Human Migration », *Journal of Political Economy*, vol. LXX, n° 5, oct. 1962, supplément.

9. Schultz, T.W., « Reflections on Investment in Man », *Journal of Political Economy*, vol. LXX, n° 5, oct. 1962, supplément.

10. Courchene, T.J., « Interprovincial Migration and Economic Adjustment », *Revue Canadienne d'Économique*, vol. III, n° 4, nov. 1970.

11. Nous préférons utiliser le cadre « familial » plutôt qu'« individuel » : la décision de migrer est reliée, en effet, non seulement à des facteurs mettant en cause le travailleur individuellement, mais aussi, et peut-être plus, aux avantages que pourra en retirer sa famille, à savoir facilité d'éducation, épanouissement culturel, etc.

12. Ravenstein, E.G., « The Laws of Migration », *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 48, 1885, et vol. 52, 1889.

13. Redford, A., *Labor Migration in England, 1800-1850*, Manchester : The University Press, London, 1926.

nable, termes d'échange désavantageux, méthode de culture démodée, écarts de revenu, etc., et est « attiré » vers la ville par des occasions d'emploi nombreuses, des possibilités accrues d'une éducation meilleure, etc. La plupart des auteurs qui ont utilisé cette approche ont fait appel aux travaux de Ravenstein. Toutefois, bien peu ont présenté des études complètes sur le sujet : les uns s'en sont tenus aux facteurs revenu et distance uniquement (Stouffer¹⁴, Nelson¹⁵), et les autres aux facteurs chômage et occasions d'emploi (Vanderkamp¹⁶, Kaun et Fechter¹⁷, Nickson¹⁸, Blanco¹⁹). Les résultats obtenus ont d'ailleurs toujours présenté une analyse partielle.

Il existe, toutefois, certains travaux qui ont su approfondir la question : on trouve par exemple dans le Huitième exposé annuel du Conseil économique du Canada²⁰ une section réservée à la mobilité de la main-d'œuvre au Canada où l'on a tenté de cerner les facteurs les plus importants pouvant influencer sur les migrations : disparités de chômage, disparités de revenu, opportunités d'emploi, éducation, âge, langue, culture, rendements monétaires et sociaux, etc. Une étude de T.J. Courchene²¹ sur « la mobilité interprovinciale et l'adaptation aux changements économiques » se veut également très exhaustive sur le sujet : construit sur la base de 14 hypothèses concernant le revenu, le chômage, l'âge, le niveau de scolarité, l'éloignement, les paiements de transferts du gouvernement central, etc., le modèle conclut à l'influence de chacune d'elles, quoique à des degrés différents, sur les flux migratoires. Enfin, un troisième auteur peut également être retenu sous ce rapport : Ira S. Lowry²². Dans ce dernier cas, bien que le nombre de variables considérées soit restreint à 5, le modèle utilisé réussit à expliquer 99 p.c. de la variance ; les facteurs les plus significatifs apparaissent comme étant l'emploi, l'éducation, le revenu, et les transferts d'effectifs militaires.

Ainsi, sur la quantité d'études qui ont voulu définir les causes de la mobilité, très peu ont pu produire une description détaillée. Soucieux d'utiliser, pour une application au Québec, une approche simple mais

14. Stouffer, S.A., « Intervening Opportunities : A Theory Relating Mobility and Distance », *American Sociological Review*, vol. 5, décembre 1970.

15. Nelson, P., « Migration, Real Income and Information », *Journal of Regional Science*, vol. I, n° 2, printemps 1959.

16. Vanderkamp, J., « Interregional Mobility in Canada : A Study of the Time Pattern of Migration », *Revue Canadienne d'Économie*, vol. I, n° 3, août 1966.

17. Kaun, D.E., et Fechter, A.E., « Metropolitan Area Intercounty Migration Rates », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 19, n° 2, janvier 1966.

18. Nickson, M., *Geographic Mobility in Canada, oct. 1964-oct. 1965*, Bureau fédéral de la Statistique, Cat. n° 71-508, avril 1967.

19. Blanco, C., *The Determinants of Regional Factor Mobility*, Netherlands School of Economics, La Haye, 1962.

20. Conseil Économique du Canada, Huitième exposé annuel, *L'État et la prise des décisions*, septembre 1971, Information Canada.

21. Courchene, T.J., *op. cit.*

22. Lowry, I.S., *Migration...*, *op. cit.*

globale, nous avons donc éliminé d'abord les études à caractère partiel, ce qui limitait grandement la possibilité de choix. Nous avons finalement choisi le modèle formulé par Lowry. Trois raisons nous y ont incité :

- 1) sa grande simplicité d'application,
- 2) les excellents résultats du test empirique,
- 3) la disponibilité des statistiques pour les variables considérées.

Le modèle de Lowry. — Partant du modèle de Cecily Blanco²³ formulé à partir de l'hypothèse que les migrations de travailleurs en quête d'emploi constituaient la majeure partie de la population migratrice aux Etats-Unis dans les années 1950, Lowry soumet l'hypothèse que les mouvements de population sont dus à des facteurs beaucoup plus diversifiés tels que le taux d'accroissement naturel (dP), la demande d'emploi (dA), le revenu (dL), etc. Aussi, son modèle a-t-il été construit de façon à accorder beaucoup plus de poids à ces derniers facteurs. Ses variables dP et dL sont en effet définies suivant un cadre qui met davantage en évidence les déterminants réels. Ainsi, dP se définit comme la variation nette du nombre des résidents, en l'absence de migrations (il s'agit donc du taux d'accroissement naturel), et dL comme la variation du revenu médian des familles et des célibataires. Par ailleurs, la variable dA est définie comme la variation nette de l'emploi civil non agricole. Enfin, deux autres variables sont incluses dans le modèle : dH , la variation nette du nombre des inscriptions scolaires du groupe d'âges 14-29 ans et dG , la variation nette du personnel des forces armées. Toutes les variables, à l'exception de dL , qui est une médiane, représentent des variations observées entre les années 1950 et 1960, en 0/00 de la population totale de 1950, pour chacune des régions considérées, lesquelles sont, pour la circonstance, 52 zones métropolitaines des Etats-Unis.

Associées par une régression linéaire, les variables présentent un modèle ainsi constitué :

$$dM_i = a_0 + a_1 dP_i + a_2 dA_i + a_3 dG_i + a_4 dH_i + a_5 dL_i + u$$

où dM_i , la variable dépendante, est définie comme la variation nette de la population attribuable à la migration, en 0/00 de la population totale de 1950.

L'extension du modèle à la population des 15-64 uniquement présente toutefois une approche plus pertinente à notre sujet de travail. La variable dM devient alors dM^* , qui se définit comme la variation nette de la population des 15-64 attribuable à la migration, en 0/00 de la population totale de 1950.

23. Blanco, C., *op. cit.*

Les résultats de cette dernière régression présentent un R^2 de 0.9899 (voir tableau 1), et toutes les variables, à l'exception de dH , ont des coefficients significativement différents de 0 à 5 p.c. d'intervalle de confiance ; et dH elle-même réussit presque le test. La variable la plus significative est la variation de l'emploi, avec un coefficient de corrélation de 0.983. Toutefois, l'auteur se pose certaines questions sur ce coefficient remarquablement élevé : doit-on interpréter la relation entre les migrations nettes et la variation de l'emploi comme une explication causale, ou, dans un sens moins intéressant, comme une identité ? Il ne faudrait pas négliger, d'autre part, la valeur explicative de l'accroissement naturel de la population et de la variable revenu.

Ainsi, Lowry semble avoir touché de très près la détermination des flux migratoires. Toutefois, ce qui fait son originalité, c'est qu'il démontre que l'explication des migrations nettes d'une région peut être trouvée sans

TABLEAU 1

RÉSULTATS DU MODÈLE DE LOWRY

A — Statistiques de régression			
Variabes	Coefficients de régression	Écart-type	Test de « t »
dP	— .64847	.10940	*
dA	1.42818	.06652	*
dG	1.17896	.19403	*
dH	.52915	.27549	—
dL	— .73446	.28399	**

Terme constant : 10.56403 R^2 : .9899

* : significatif à 0.1 p.c.

** : significatif à 5 p.c.

— : non significatif à 5 p.c.

B — Matrice de corrélation						
Variabes	dP	dA	dG	dH	dL	dM^*
dP	1.000	.253	.136	.291	.139	.172
dA		1.000	.387	.923	.516	.983
dG			1.000	.480	— .026	.488
dH				1.000	.395	.930
dL					1.000	.441
dM^*						1.000

SOURCE : Lowry, I.S., op. cit., p. 41.

devoir comparer ses propres caractéristiques à celles de chaque autre région, mais en considérant uniquement les conditions prévalant sur son propre marché du travail, alors que tous les autres auteurs ont tenu compte de la situation économique tant des zones de départ que des zones d'arrivée. Lowry éliminait ainsi l'énorme problème de concilier des données statistiques souvent incompatibles tout en simplifiant la définition de ses variables.

II — *L'application du modèle de Lowry au Québec*

1) *Les ajustements nécessaires*

Un modèle est spécifique en soi du fait même de son application à un cadre spatio-temporel bien particulier, et sa réutilisation demande nécessairement des ajustements d'ordre pratique. Dans le cas de l'application du modèle de Lowry au Québec, le problème majeur auquel nous étions confrontés était celui de la disponibilité des statistiques : nous ne pouvions espérer utiliser les zones exclusivement urbaines comme base d'opérations ni situer l'étude dans un cadre actuel, faute de données pertinentes ; les sources officielles telles que les recensements et les travaux du Bureau de la Statistique du Québec ne nous permettaient pas en effet de désagréger plus loin que le comté de recensement ni même de présenter des données plus récentes que 1961 pour la description de certaines variables. Aussi avons-nous dû oublier la réticence que nous avions à utiliser les comtés à cause de leur manque d'homogénéité dans leur structure d'emploi (problème noté d'ailleurs chez Blanco avec les 48 Etats américains) : Lowry n'avait pas à se soucier de cet aspect avec les zones métropolitaines qui se présentent toutes dans un cadre singulièrement homogène. Nous n'avions donc, comme unique alternative, que celle d'effectuer les opérations sur la base des 66 comtés de recensement et de nous reporter à la période 1951-1961²⁴.

Par ailleurs, l'incompatibilité de certaines données statistiques d'un recensement à l'autre, due à leur agrégation avec d'autres ou à leur disparition pure et simple, nous a forcé à redéfinir certaines variables que nous aurions voulues plus explicites ou tout au moins plus rattachées aux descriptions désirées. Ce fut le cas de la variable revenu, par exemple, que nous avons dû définir suivant une vue descriptive (revenu médian des familles pour l'année 1961) plutôt qu'en termes de variation comme l'avait fait Lowry. Nous soumettons alors l'hypothèse que les migrations sont expliquées par les écarts de revenu entre les régions plutôt que par sa variation dans le temps ; hypothèse, toutefois, aussi appropriée ici,

24. Les données statistiques ont été tirées de : Recensements du Canada, 1951 et 1961, B.F.S. ; Ministère de l'Industrie et du Commerce, *Migrations nettes, 1951-56, et 1956-61*.

sinon plus, étant donné les disparités énormes de revenu entre les différents comtés du Québec²⁵.

Nous avons cru bon également d'identifier plus précisément la variable « emploi » en considérant l'emploi agricole, l'emploi manufacturier et l'emploi non agricole et non manufacturier séparément : ceci, afin de nous permettre de mieux déterminer le rôle de chaque secteur d'emploi dans les migrations. Enfin, nous avons laissé tomber la variable dG de Lowry, relative aux mouvements des effectifs militaires, que nous jugions ineffective au Québec.

En somme, les variables que nous avons considérées se définissent comme suit :

dM_i = les migrations nettes des 15-59 ans, en 0/00 de la population totale de 1951,

dP_i = la variation nette de la population résidente des 15-59 ans, en 0/00 de la population totale de 1951,

dA_i = la variation nette de l'emploi agricole, en 0/00 de la population totale de 1951,

dF_i = la variation nette de l'emploi manufacturier, en 0/00 de la population totale de 1951,

dE_i = la variation nette de l'emploi non agricole et autre que manufacturier, en 0/00 de la population totale de 1951,

dS_i = la variation nette de la population scolaire des 15-24 ans, en 0/00 de la population totale de 1951,

dR_i = l'indice du revenu médian des familles par rapport au revenu médian provincial pour l'année 1961.

(où $i=1, 2, 3, \dots, 66$: l'indicatif du comté).

Présenté sous la forme d'une régression linéaire, le modèle global devenait donc :

$$dM_i = a_0 + a_1 dP_i + a_2 dA_i + a_3 dF_i + a_4 dE_i + a_5 dS_i + a_6 dR_i + u$$

2) *Les résultats*²⁶

Les résultats de la régression multiple donnent un R^2 de 0.95019 pour l'ensemble des six variables retenues. Toutefois, deux d'entre elles n'ont pas des coefficients significativement différents de 0 à un intervalle de confiance de 5 p.c. ; ce sont dA , la variation dans l'emploi agricole, et dS , la variation dans la population scolaire. En fait, nous avons inclus la variable dA dans le but de chercher l'explication la plus précise (avec les données disponibles) en même temps que la plus complète possible des migrations ; étant donné le nombre impressionnant de comtés agri-

25. Voir à ce propos : Vibien, G., *Répartition du revenu personnel au Québec*, C.O.E.Q., novembre 1967.

26. Voir le tableau 2.

coles dans la province, nous avons cru que la baisse marquée de l'emploi agricole observée pendant la période concernée pouvait avoir un impact sur les migrations ; mais bien que sa corrélation avec dM donne un coefficient de 0.4384, sa valeur explicative est minime. L'inclusion de la variable dS nous fut, pour sa part, dictée par le modèle de Lowry. Nous croyions, quant à nous, que la variation de la population scolaire des 15-24 ans pouvait influencer d'une certaine façon sur les migrations interrégionales du Québec, étant donné le système d'éducation qui prévalait à l'époque : les collèges et les universités ne se situant pour la plupart que dans les grands centres, les étudiants des zones rurales devaient donc se déplacer vers les zones urbaines pour poursuivre leurs études. Mais tout comme chez Lowry, la variable ne réussit pas le test de « t ».

TABLEAU 2

LES RÉSULTATS DE L'APPLICATION AU QUÉBEC

A — Statistiques de régression				
Entrée cumulative des variables par ordre d'importance de leur part explicative	R^2 cumulé	Coefficients de régression	Écart-type	Test de « t »
dE	.8111	1.49393	.12091	*
+ dR	.8940	3.55090	.72022	*
+ dF	.9345	1.18634	.17733	*
+ dP	.9464	— .49083	.13911	*
+ dS	.9487	— .77602	.49279	—
+ dA	.9502	.29028	.21756	—

Terme constant : -442.14662

* : significatif à .05 p.c.

— : non significatif à 5 p.c.

B — Matrice de corrélation							
Variables	dP	dF	dE	dR	dA	dS	dM
dP	1.000	— .190	— .110	— .327	— .314	— .145	— .317
dF		1.000	.587	.522	.221	.466	.736
dE			1.000	.684	.262	.677	.901
dR				1.000	.606	.640	.826
dA					1.000	.293	.438
dS						1.000	.652
dM							1.000

La variable dont le poids, comme valeur explicative, apparaît le plus important est dE , l'emploi non agricole et non manufacturier ; elle explique en effet à elle seule plus de 80 p.c. de la variance. Il est toutefois un peu étonnant de constater l'importance de cette variable. Elle nous oblige de fait à considérer la demande pour les emplois de service comme l'explication majeure des migrations entre les différentes régions du Québec²⁷. Les observations statistiques nous montrent, par ailleurs, que les comtés aux variations les plus prononcées dans ce secteur d'emploi se situent presque en totalité dans la région de Montréal, ce qui nous laisse supposer une incapacité des comtés éloignés de Montréal à absorber la main-d'œuvre désireuse de travailler dans le secteur tertiaire. Cependant, il ne faudrait pas minimiser le jeu de la variable revenu sur dE . Ces deux variables ont, en effet, un $r(dR, dE)$ de 0.6839, et dR est elle-même corrélée avec dM à 0.8261. On peut donc croire en une certaine interdépendance de dR et dE sur le taux de migration des différents comtés. Nous pouvons, en outre, supposer que le secteur tertiaire de la zone montréalaise crée, au surplus, un attrait sur les migrants par une différentielle de salaire avantageuse. L'analyse du rôle de la variable « revenu » tend à démontrer cet état de fait : les écarts de revenu se présentent, en effet, comme un facteur déterminant des migrations. On pouvait d'ailleurs vraisemblablement s'attendre que la corrélation entre dR et dM soit aussi élevée : souvenons-nous que cette variable a été définie comme une description statique de la situation des comtés basée sur un indice plutôt que sur une variation sur la période, telle que l'avait déterminée Lowry, et qu'on pouvait dès lors l'interpréter comme le reflet des larges écarts de revenu qui existent entre les zones fortement industrialisées et les zones agricoles. La différence que nous trouvons entre le $r(dM, dR)$ de notre application (0.8261) et celui de Lowry (0.441) nous permet aisément de cerner l'importance de ces disparités. Le revenu servirait donc dans une forte proportion comme facteur d'attraction des migrants s'il est élevé, et à l'inverse, comme une cause de départ s'il est bas.

La variable dF fournit, pour sa part, une explication de moindre importance, mais tout aussi révélatrice des causes des flux migratoires. La connaissance de la structure industrielle des différentes régions du Québec nous aide à comprendre l'importance de cette variable dans sa part explicative : même si l'emploi manufacturier ne comptait que pour environ 30 p.c. de l'emploi total de la province, sa distribution inégale entre les comtés et le fort attrait créé par la croissance rapide de la zone

27. Une étude portant sur les quelque 3,000 comtés des États-Unis démontre que, pour la période 1950-1960, la variable la plus importante était la variation dans les emplois du secteur de la construction. Voir : Traver, J.D., et Gurley, W.R., « The Relationship of Selected Variables with County Net Migration Rates in the United States, 1950 to 1960 », *Rural Sociology*, mars 1965.

montréalaise, pendant la période concernée, comparativement au reste de la province, ne pouvait qu'influencer de façon notable les migrations de main-d'œuvre entre les comtés. On peut toutefois, ici aussi, supposer une certaine interdépendance entre les variables dF et dR ($r = 0.5220$) qui peut se traduire par un renforcement de l'attrait pour les régions déjà avantagées par une forte croissance du secteur industriel.

Enfin, la variable dP , bien que moins significative, nous montre un aspect quand même intéressant. Son coefficient de corrélation (-0.3170) laisse voir, en effet, une certaine relation entre l'accroissement naturel des résidents d'un comté et son taux migratoire ; elle signifie que plus la variation du nombre des résidents d'un comté est grande, plus fort sera son taux d'émigration. Elle suppose donc que les comtés les plus prolifiques connaissent les mouvements migratoires négatifs les plus élevés, et, à l'inverse, que les comtés à faible accroissement naturel bénéficient d'une forte immigration. Il serait sans doute logique de relier ces mouvements aux conditions économiques, mais le modèle ne semble pas en tenir compte puisque les coefficients de corrélation entre dP et les variables dF et dE sont aussi faibles que -0.1902 et -0.1095 . La part explicative de cette variable n'apparaît toutefois pas particulièrement importante : son inclusion comme quatrième variable ne fait augmenter l'explication de la variance que de 1.2 point de pourcentage.

3) *Le rôle des facteurs sur les migrations*

Afin de cerner davantage la valeur explicative des variables qui nous sont apparues significatives, nous nous sommes, au surplus, arrêtés à l'étude de l'action des facteurs comme telle sur les migrations. Le modèle utilisé se prêtait d'ailleurs fort bien à cet exercice : la définition de la variable dépendante selon le concept de « migration nette » nous permettait, de fait, de diviser les 66 comtés de recensement en deux groupes : les comtés « receveurs nets », au nombre de 19, et les comtés « donneurs nets », au nombre de 47. L'application du même modèle à ces deux groupes de comtés allait donc pouvoir nous aider à déterminer dans quel sens jouaient les différents facteurs sur les migrations.

L'interprétation des résultats des deux régressions effectuées (voir le tableau 3) nous amène à considérer des effets de répulsion et des effets d'attraction, tout comme l'avait déterminé Ravenstein.

Du côté des facteurs de répulsion, celui qui apparaît le plus significatif, parmi ceux que proposait le modèle, semble être les écarts de revenu : avec un coefficient de régression de 4.132, il est en effet difficile de nier l'importance de ce facteur. Toutefois, il ne faudrait pas négliger l'apport des variables dE , dF et dP dans l'explication des départs. L'analyse de la régression suggère, en effet, que le bilan migratoire négatif d'un comté est d'autant plus élevé que la variation de l'emploi est faible et

que la variation de la main-d'œuvre résidente est forte ; ce qui voudrait dire que plus le chômage est grand, plus il y a incitation à migrer. Il ne semble pas cependant que l'explication fournie soit complète ; le R^2 de 0.71 nous le confirme presque. On peut donc supposer qu'une situation économique défavorable dans un comté n'est peut-être pas la seule cause du bilan migratoire négatif qu'on y trouve, même si elle en explique la majeure partie. Aussi faut-il songer alors à des facteurs sociaux ou encore à d'autres facteurs économiques auxquels nous ne nous sommes point arrêtés.

Du côté attraction des migrants, l'analyse de la régression nous oblige à considérer les occasions d'emploi comme le seul facteur effectif ; les variables dE , l'emploi non agricole et non manufacturier, et dF , l'emploi

TABLEAU 3
LES RÉSULTATS DE L'APPLICATION AU QUÉBEC

A — Statistiques de régression sur les 19 comtés à bilan positif				
Entrée cumulative des variables par ordre d'importance de leur part explicative	R^2 cumulé	Coefficients de régression	Écart-type	Test de « t »
dE	.80675	1.3097	.1097	*
+ dF	.96591	1.6431	.1307	*
+ dA	.98652	1.0934	.3213	**
+ dP	.98976	— .4521	.2567	***
+ dR	.99128	1.1994	.7951	—
+ dS	.99178	.3489	.4064	—

Terme constant : —210.39662

B — Statistiques de régression sur les 47 comtés à bilan négatif				
dR	.62498	4.1317	.8340	*
+ dE	.66235	.7651	.2660	**
+ dP	.68480	— .2751	.1569	***
+ dF	.70616	.5266	.3024	***
+ dA	.71098	.1761	.2335	—
+ dS	.71310	— .3605	.6627	—

Terme constant : —474.17269

* : significatif à 0.05 p.c.

** : significatif à 0.5 p.c.

*** : significatif à 5 p.c.

— : non significatif à 5 p.c.

manufacturier, expliquent en effet à elles seules 97 p.c. de la variance, et l'on ne peut fournir une interprétation économique valable à la part explicative que confèrent les résultats des variables dP et dA . Certes, ne serait-il pas faux d'affirmer que, ici aussi, certains facteurs sociaux peuvent jouer sur l'immigration, mais leur valeur explicative demeure néanmoins négligeable.

On peut donc dire qu'il y a eu, entre 1951 et 1961 au Québec, trois facteurs majeurs qui ont joué sur les déplacements de main-d'œuvre entre les différents comtés : les écarts de revenu, le chômage et les occasions d'emploi. Si les trois ont influé ensemble sur la décision de migrer, les deux premiers ont toutefois été surtout des causes de départ, alors que le troisième a plutôt servi d'appât.

CONCLUSION

La migration n'affecte pas seulement la répartition spatiale de la population, elle influence également la structure économique des régions. Elle entraîne toute une série d'ajustements qui peuvent être favorables ou défavorables (dans certains cas) à l'équilibre économique régional ; aussi n'est-il pas étonnant de découvrir que les facteurs qui la régissent sont souvent différents d'une région à une autre²⁸, et toute étude sur le sujet conserve, en ce sens, un aspect bien particulier.

En ce qui nous concerne, l'effort que nous avons fourni au cours de cette recherche s'est soldé par une explication encore une fois toute particulière des mouvements migratoires. En effet, l'hypothèse que nous avons soumise à la suite de Lowry, à savoir que les migrations peuvent être expliquées par les seules conditions économiques prévalant dans les régions à l'étude, s'est révélée satisfaisante et tout à fait justifiable dans le cadre d'une étude sur les facteurs déterminants de la mobilité interne au Québec.

Il est évident que des facteurs tels que la distance, les coûts de déménagement, les préjugés raciaux, les caractéristiques psychologiques, sociologiques ou institutionnelles de la population, le climat, etc., sont également reliés, positivement ou négativement, à la migration, mais leur part explicative apparaît, suivant notre application, tellement minime qu'elle est négligeable ; les résultats obtenus avec les seules variables considérées, soit : les écarts de revenu, la variation de l'emploi, l'accroissement naturel de la main-d'œuvre et les inscriptions scolaires, réussissent, de fait, à vérifier notre hypothèse de façon non équivoque. Aussi nous contentons-nous d'énumérer ces facteurs secondaires sans chercher plus profondément leur effet véritable sur les migrations.

28. Voir : Termote, M., « Les modèles de migration. Une perspective d'ensemble », *Recherches Économiques de Louvain*, sept. 1967.

Face aux résultats obtenus, il faut souligner, par ailleurs, que la mauvaise répartition des revenus entre les comtés et l'existence de structures d'emploi largement différentes d'un comté à l'autre tendent à rendre les variables suggérées moins significatives qu'elles ne pourraient l'être. Le choix de zones métropolitaines, comme l'a fait Lowry, ou tout simplement de zones urbaines, eût sûrement accru la part explicative des variables considérées par l'homogénéité que présentent les caractéristiques de telles zones. De telles considérations nous amènent cependant à nous reporter à la « théorie économique structurelle de la migration », dont ont fait mention Lacroix et Proulx dans une étude sur la mobilité des étudiants²⁹ et qui veut que les « divergences structurelles » des activités économiques dans l'espace et dans le temps entraînent des « différences marquées quant à la dimension de l'offre d'emploi » ; elles deviennent ainsi un facteur déterminant des migrations.

L'hétérogénéité de la structure des activités économiques des différents comtés deviendrait donc elle-même une explication de la mobilité. Complémentaire de nos propres conclusions, cette nouvelle approche vient donc consolider notre explication à caractère strictement économique. Des recherches plus approfondies, cependant, nous éclaireraient sans doute davantage sur l'importance de cette relation.

Richard BEAUDRY.

BIBLIOGRAPHIE

- BUREAU FÉDÉRAL DE LA STATISTIQUE, *Recensements du Canada, 1951 et 1961*.
- BLANCO, C., *The Determinants of Regional Factor Mobility*, Netherlands School of Economics, La Haye, 1962.
- CONSEIL ÉCONOMIQUE DU CANADA, Huitième exposé annuel, *L'État et la prise des décisions*, sept. 1971, Information Canada.
- HIRSCH, R., *Les origines et la nature des déséquilibres régionaux au Québec*, C.O.E.Q., Québec, oct. 1967.
- KAUN, D.E. et FECHTER, A.E., « Metropolitan Area Intercounty Migration Rates », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 19, n° 2, janvier 1966.
- LACROIX, R. et PROULX, P.-P., *La mobilité interprovinciale et internationale des étudiants et gradués universitaires*, Montréal, 1971.
- LESTER, R.A., « Shortcomings of Marginal Analysis for Wage-Employment Problems », *American Economic Review*, mars 1946.

29. Lacroix, R. et Proulx, P.-P., *La mobilité interprovinciale et internationale des étudiants et gradués universitaires*, Montréal, 1971, pp. 106-109.

- LOWRY, I.S., *Migration and Metropolitan Growth : Two Analytical Models*, University of California, Los Angeles, 1966.
- MACHLUP, F., « Marginal Analysis and Empirical Research », *American Economic Review*, sept. 1946.
- MINISTÈRE DE L'INDUSTRIE ET DU COMMERCE, *Migrations nettes*, 1951-1956, et 1956-1961, Québec.
- NELSON, P., « Migration, Real Income and Information », *Journal of Regional Science*, vol. I, n° 2, printemps 1959.
- NICKSON, M., *Geographic Mobility in Canada*, oct. 1964-oct. 1965, Bureau Fédéral de la Statistique, Cat. n° 71-508, avril 1967.
- RAVENSTEIN, E.G., « The Laws of Migration », *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 48, 1885, et vol. 52, 1889.
- REDFORD, A., *Labor Migration in England, 1800-1850*, Manchester : The University Press, London, 1926.
- REYNOLDS, L.G., « The Economics of Labor », *Survey of Contemporary Economics*, vol. I, édité par H.S. Ellis, R.D. Irwin Inc., Homewood, Illinois, 1948.
- SCHULTZ, T.W., « Reflections on Investment in Man », *Journal of Political Economy*, vol. LXX, n° 5, 1962, supplément.
- SJAASTAD, L.A., « The Costs and Returns of Human Migration », *Journal of Political Economy*, vol. LXX, n° 5, oct. 1962, supplément.
- STOUFFER, S.A., « Intervening Opportunities : A Theory Relating Mobility and Distance », *American Sociological Review*, vol. 5, décembre 1970.
- TERMOTE, M., « Les modèles de migration. Une perspective d'ensemble », *Recherches Économiques de Louvain*, sept. 1967.
- TRAVER, J.D. et GURLEY, W.R., « The Relationship of Selected Variables with County Net Migration Rates in the United States, 1950 to 1960 », *Rural Sociology*, mars 1965.
- VANDERKAMP, J., « International Mobility in Canada : A Study of the Time Pattern of Migration », *Revue Canadienne d'Économie*, vol. I, n° 3, août 1968.
- VIBIENS, G., *Répartition du revenu personnel au Québec*, C.O.E.Q., Québec, nov. 1967.