Document generated on 08/05/2025 8:48 p.m.

Cahiers québécois de démographie

La migration comme un investissement en capital humain
Considérations théoriques et application au Québec et au Canada

Brian A. Barton

Volume 5, Number 3, décembre 1976

URI: https://id.erudit.org/iderudit/600721ar
DOI: https://doi.org/10.7202/600721ar

See table of contents

Publisher(s)

Association des démographes du Québec

ISSN

0380-1721 (print)
1705-1495 (digital)

Explore this journal

Cite this article

Barton, B. A. (1976). La migration comme un investissement en capital humain : considérations théoriques et application au Québec et au Canada. *Cahiers québécois de démographie*, *5*(3), 53–81. https://doi.org/10.7202/600721ar

Tous droits réservés © Association des démographes du Québec, 1976

This document is protected by copyright law. Use of the services of Érudit (including reproduction) is subject to its terms and conditions, which can be viewed online.

https://apropos.erudit.org/en/users/policy-on-use/

This article is disseminated and preserved by Érudit.

Érudit is a non-profit inter-university consortium of the Université de Montréal, Université Laval, and the Université du Québec à Montréal. Its mission is to promote and disseminate research.

https://www.erudit.org/en/

Cahiers québécois de démographie
Vol. 5, no 3 spécial, Décembre 1976.

LA MIGRATION COMME UN INVESTISSEMENT EN CAPITAL HUMAIN: CONSIDERATIONS THEORIQUES ET APPLICATION AU QUEBEC ET AU CANADA

par

Brian A. BARTON*

La migration est traditionnellement abordée dans les études économiques comme un phénomène d'allocation optimale des ressources. Des travailleurs se déplaceraient d'une région à une autre sous l'influence des différences entre les revenus courants dans les deux régions. Il s'agirait donc d'un ajustement d'une situation de déséquilibre vers l'équilibre, par le jeu de l'offre et de la demande de la main-d'oeuvre dans chaque région. Eventuellement, en l'absence d'autres changements, ce mouvement migratoire devrait conduire à un équilibre dans les marchés du travail des deux régions.

---

* Université du Québec à Trois-Rivières. Département d'administration et d'économique.

Ici, au contraire, j'applique un modèle basé sur la théorie du capital humain. C'est-à-dire, on considère que la décision d'un travailleur d'émigrer afin d'améliorer sa situation est au fond une décision d'investir, d'accepter certains coûts dans l'immédiat, en calculant - ou en espérant! - que les gains seront suffisants pour repayer ses coûts plus l'intérêt.

Dans cette étude, la migration entre les différentes régions du Québec est considérée essentiellement comme une réponse à des motivations économiques. Certains ajustements au modèle ont été faits afin de tenir compte de l'effet de facteurs non-économiques, mais le modèle repose surtout sur l'analyse de facteurs économiques.

Evidemment, parce qu'on veut identifier l'effet sur la migration des différences d'opportunités économiques (et sociales) entre deux régions, on traite ici de la migration brute, et non pas de la migration nette, qui cache certaines de ces différences.

En pratique, il est difficile de spécifier des modèles afin de pouvoir faire une distinction nette entre la théorie d'allocation des ressources, dans le présent, et la théorie d'investissement en capital humain. Néanmoins, le modèle que je présente donne lieu à certaines prédictions qui diffèrent des prédictions tirées d'un modèle d'allocation de ressources. Les résultats qui seront présentés

ici sont basés sur une analyse de la migration entre les régions administratives du Québec entre 1965 et 1966, tirés des déclarations d'impôt, et aussi des statistiques du recensement de 1961 sur la migration entre les provinces du Canada où le modèle du capital humain a encore un pouvoir explicatif considérable.

1. LE MODELE THEORIQUE

Voyons premièrement le modèle théorique (1).

Initialement, il s'agit de spécifier la valeur actuelle des gains nets qu'un individu attend d'une migration proposée.

Les gains escomptés

La valeur actuelle des gains attendus de la migration est donnée par la formule:

$$g' = \sum_{j=0}^{n} \frac{(Y_j - X_j)}{(1+i)^{j+1}}$$

j = la période, commençant dans la période initiale 0.

Y_j = le revenu attendu dans la région de destination, à la période j.

X_j = le revenu attendu dans la région d'origine.

n = le nombre total de périodes de gains anticipées dans le futur.

i = le taux d'escompte.

---

(1) La forme essentielle de ce modèle a été développée par le professeur Jacob Mincer, Columbia University.

Ce taux d'escompte peut exprimer: ou les préférences de l'individu pour un revenu immédiat plutôt que d'un revenu futur, c'est-à-dire, ses préférences individuelles quant à la distribution temporelle des revenus; ou le taux d'intérêt effectif à la marge qu'il devrait payer pour des prêts. En équilibre, ces taux seraient égaux.

Les coûts de la migration

S'il y a une perte de revenu due à la migration, supposons que ces coûts soient concentrés dans la période initiale, la période 0. (Cette hypothèse est adoptée pour simplifier la présentation; on pourrait traiter d'autres cas sans difficultés).

Donc, les coûts d'opportunité $C_O = X_O - Y_O$

Il y aura en général aussi des coûts directs de la migration, C'

Ainsi, les coûts $C = C_O + C'$

Les gains nets

$$G = g' - C' = \sum_{j=1}^{n} \left(\frac{Y_j - X_j}{(1+i)^{j+1}} \right) - \frac{X_o - Y_o}{1+i} - \frac{C'}{1+i}$$

$$= \frac{1}{1+i} \left(\sum_{j=1}^{n} \frac{Y_j - X_j}{(1+i)^j} - C_o - C' \right)$$

$$= \frac{1}{1+i} (R - C)$$

où $\mathbf{R} = \sum_{j=1}^{n} \frac{Y_j - X_j}{(1+i)^j}$

Si $Y_j - X_j = D_j$ et si D_j n'a pas de corrélation avec j, on peut utiliser la moyenne, D.

Alors $R = D \sum_{j=1}^{n} \frac{1}{(1+i)^j} = DS$

avec $S = \sum_{j=1}^{n} \frac{1}{(1+i)^j} = \frac{1}{i} \left[1 + \frac{1}{(1+i)^n} \right]$

Et on obtient alors:

$$G = \frac{1}{(1+i)} \left(DS - C \right)$$

Ainsi, le mouvement migratoire de l'origine à la destination est encouragé si:

(1) $D = (Y_j - X_j)$ est plus grand

(2) C est plus petit

(3) i est plus petit

(4) n est plus grand

Quelques implications:

(1) La migration dépend des gains nets attendus et non pas du rapport en pourcentage entre le revenu attendu à la destination et celui attendu à l'origine.

(2) Les jeunes gens sont plus susceptibles de se déplacer que les gens plus âgés, la raison principale est que "n" est plus grand pour les jeunes. Evidemment des raisons sociologiques et psychologiques jouent un rôle aussi. De plus, C devrait être plus petit pour les jeunes.

(3) Les travailleurs secondaires qui ne s'attendent pas à travailler dans la plupart des périodes futures, auront un "n" petit et seront moins portés à se déplacer de leur propre initiative, e.g. les femmes mariées.

De plus, pour une famille, les coûts seront plus élevés que pour un individu. Les familles se déplaceront donc moins que les individus. Mais le gain total doit être pris en considération, si la famille contient plus d'un travailleur.

(4) Les groupes à salaires élevés (incluant les travailleurs spécialisés) seront plus portés à se déplacer, si la différence des salaires entre l'origine et la destination est proportionnelle au niveau des salaires.

(5) Pour une différence de revenu donnée (D), plus élevé sera le revenu (ou richesse) à l'origine, plus grande sera la mobilité des gens, parce que:

(a) Le taux d'escompte effectif (i) sera plus petit, parce qu'il est plus facile de financer la migration ou d'accepter une période avec des coûts plus élevés ou avec des revenus moindres.

(b) Un revenu plus élevé devrait être en corrélation avec une demande effective plus grande qui pourra en général être mieux satisfaite dans un grand centre. Dans quelques occasions, ceci pourrait jouer dans le sens contraire.

(6) Le sous-emploi affecte les espérances de gains à l'origine et à destination. Supposons que la probabilité d'être employé durant la période j à l'origine et à

destination respectivement est P_j^x et P_j^y, Y_j et X_j sont redéfinis comme étant les revenus moyens pour les personnes employées à plein temps.

Alors: $$G = \frac{1}{(1+i)} \sum_{j=1}^{n} \left(\frac{P_j^y Y_j - P_j^x X_j}{(1+i)^j} \right) - \frac{C_o + C'}{(1+i)}$$

Et $$C_o = P_o^x X_o - P_o^y Y_o$$

Pour une personne initialement employée à l'origine, $P_o^x = 1$

$$G = \frac{1}{1+i} \left[\sum_{j=1}^{n} \frac{P_j^y Y_j - P_j^x X_j}{(1+i)^j} + P_o^y Y_o - X_o - C' \right]$$

Pour une personne non employée initialement à l'origine, $P_o^x = 0$

$$G = \frac{1}{1+i} \left[\sum_{j=1}^{n} \frac{P_j^y Y_j - P_j^x X_j}{(1+i)^j} + P_o^y Y_o - C' \right]$$

En général, si nous considérons que les taux de chômage U_y et U_x sont représentatifs des probabilités de ne pas trouver un emploi, alors nous obtenons les implications évidentes:

(a) Plus élevé sera le chômage à l'origine (U_x), plus la mobilité sera grande pour U_y donné.

(b) Plus élevé sera le chômage à destination (U_y), plus petite sera la mobilité pour un U_x donné.

(c) Pour une différence de salaires donnée, plus élevé sera le taux de chômage général (i.e si U_x et U_y sont élevés, ce qui revient à avoir P_x et P_y plus petits), plus petite sera la tendance à se déplacer. En d'autres mots, si les tendances cycliques affectent les régions d'origine et de destination plus ou moins également, alors il y aura une mobilité plus petite en période de récession.

(d) Les individus sans emploi sont plus susceptibles de se déplacer (mais il y a un effet contraire, s'ils ont moins de possibilités pour financer leur migration, i.e. un i plus grand).

(e) Les individus ayant un emploi assuré à destination (ou une plus grande possibilité de trouver un emploi) sont plus susceptibles de se déplacer.

(f) On doit noter que l'analyse se réfère à des gains attendus et à des chiffres de chômage pour une période future, et non pas simplement à des valeurs présentes. Cet aspect

d'incertitude est donc très important.

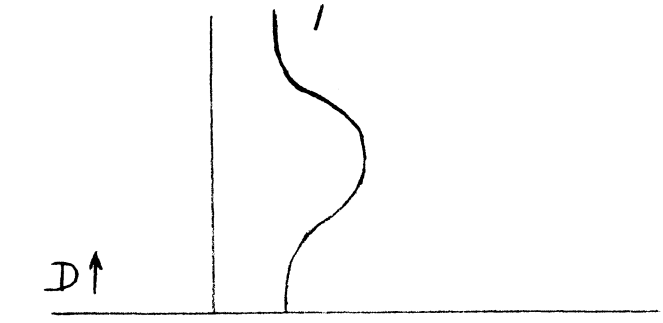
(g) L'information joue ici un grand rôle en fournissant une connaissance des opportunités. Les individus ayant une meilleure éducation - et aussi ayant en général plus de moyens d'obtenir une information pertinente - devraient avoir une plus grande mobilité. (En plus de la corrélation entre les salaires et l'éducation). De plus, les personnes plus instruites devraient être plus mobiles pour des raisons sociologiques.

L'individu aura des mobiles économiques à la migration si $G > 0$, c'est-à-dire si $\underline{DS > C}$.

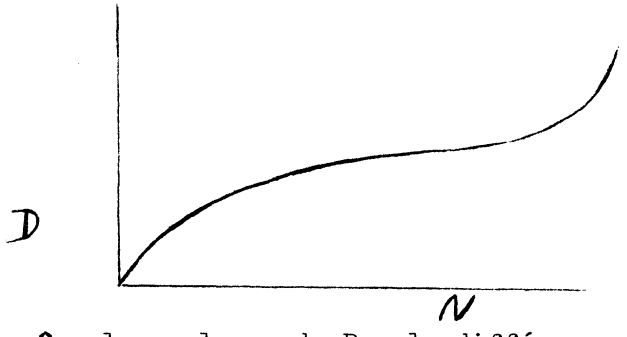
Si le gain net fournit l'incitation <u>économique</u> à émigrer, il y aura cependant d'autres raisons, dues au goût, à des situations particulières, à l'aversion ou l'attirance envers le risque, etc., qui influenceront la décision d'émigrer. Donc, le gain net suffisant à provoquer la décision d'émigrer sera différent pour des individus différents. De plus, il y aura des différences entre les valeurs de i, n et C pour des individus différents.

Si ces valeurs et les goûts étaient les mêmes pour tous les individus d'une population, l'offre de la main-d'oeuvre par la migration serait parfaitement élastique. Mais en pratique, la valeur

de D, suffisante pour provoquer la migration, sera différente pour des personnes différentes. Si on suppose une distribution de la valeur critique de D, comme suit:



nous aurions une courbe d'offre (de migration) de cette forme:



En fait, même les valeurs de D - la différence entre les revenus anticipés à la destination et à l'origine - seront différentes pour des personnes différentes.

On pourrait minimiser ces différences en prenant des sous-groupes d'une population, par occupation, par groupes d'âges, etc., afin de dégager théoriquement, à l'aide de certaines hypothèses, une courbe théorique de migration, à partir du modèle des gains

individuels. Les données disponibles à cette première étape ne justifieraient pas un tel effort. Néanmoins, même un modèle simple de régression peut nous permettre de voir si les résultats obtenus correspondent à ceux prédits par certaines implications dégagées par notre modèle ci-dessous.

L'équation de base employée était donc:

$$m = a_o + a_1 X_a + a_2 X_o + a_3 U_a + a_4 U_o + a_5 d + a_6 E d_o + a_7 T_o$$

m = flux migratoire entre deux régions, % de la population d'origine.

X_a, X_o = revenu moyen des régions d'accueil et d'origine.

U_a, U_o = taux de chômage.

d = distance entre régions.

Ed_o = taux de scolarisation dans la région d'origine.

T_o = proportion de jeunes dans la région d'origine.

2- PREVISION A PARTIR DU MODELE

1. L'effet des revenus

Premièrement, selon la théorie statistique d'allocation des

ressources, la mobilité sera fonction d'une différence des revenus:

$$m = \alpha + \beta (Y-X) = \alpha + \beta Y - \beta X$$

L'importance relative de Y (revenu dans la région d'accueil) et de X (revenu dans la région d'origine) serait la même. Une augmentation de cent dollars en Y aurait le même effet sur la migration qu'une réduction de cent dollars en X.

Pour l'investissement en capital humain, on attend aussi un "effet de revenu" à l'origine; plus sera haut le revenu à l'origine, plus sera bas le taux d'escompte effectif (i). De plus, on peut s'attendre à ce qu'un revenu plus haut soit en corrélation avec le désir d'avoir accès à une plus grande gamme de biens et services, ce qui peut provoquer également la mobilité. Donc, notre modèle nous conduit à une forme d'équation telle que:

$$m = \alpha + \beta_1 (Y - X) + \gamma X$$

"γX" exprime l'effet du revenu.

En regroupant les termes nous aurons

$$m = \alpha + \beta_1 Y - (\beta_1 - \gamma) X = \alpha + \beta_1 Y - \beta_2 X$$

Donc, notre modèle nous amène à prédire $\beta_2 < \beta_1$, parce que $\beta_2 = \beta_1 - \gamma$

On peut avoir $\beta_2 \gtrless 0$.

Un résultat semblable peut être dégagé pour des cas où la migration est financée à partir de la destination (exemple, par des parents). Dans ce cas $\beta_2 < 0$ nécessairement.

(En dehors de cet effet de revenu, nous n'avons pas tenté de représenter le taux d'escompte, i, dans le modèle économétrique.)

2. L'effet de la distance

Dans notre équation simplifiée, les coûts directs de la migration sont représentés surtout par la distance. Certains coûts de transport peuvent être approximativement proportionnels à la distance, mais d'autres - les coûts de déménagement, de recherche d'un logement et d'un emploi par exemple - seront moins que proportionnels dans la plupart des cas.

Donc, on s'attend à ce que la distance soit une variable très significative et qu'elle soit plus explicative dans une forme non-linéaire, telle que Log d.

3. L'éducation

Le niveau d'éducation devrait avoir une influence sur la migration, directement en améliorant l'efficacité d'investissement

en capital humain, en plus de son influence indirecte à travers les revenus. Des gens plus instruits devraient être mieux informés sur les possibilités d'emploi, de logement, etc., dans la région de destination. Donc, on devra s'attendre à un coefficient positif attaché à la variable "éducation".

4. L'âge

Le modèle indique une grande sensibilité de la migration à l'âge, diminuée partiellement par le taux d'escompte sur les gains futurs. Notre variable ne représente pas l'âge des gens qui se déplacent; et en plus du fait qu'elle se réfère à la population d'origine, elle date de 1966 (donc, après la migration en question). Ici, on rencontre avec force le problème des effets dynamiques de la migration, que nous n'avons pas pris en considération. Cependant, les résultats dégagés d'une analyse de données représentant la situation à un certain moment, seront relativement valables, dans la mesure où les déséquilibres qui ont donné lieu à la migration ne s'atténuent pas rapidement. Donc, on peut s'attendre à un coefficient fortement positif attaché à la variable "jeunes".

Les données utilisées

Les résultats présentés ici, dans les tableaux I à IV décrivent

une première tentative d'application du modèle à la migration interne au Québec. Comme il a été mentionné plus haut, les données de migration sont tirées d'une étude des déclarations du revenu au fisc, faite par Bernard Robert (*). Cette étude fournit des chiffres sur les flux de migration entre 9 régions du Québec entre 1965 et 1966, i.e. 72 flux. Conformément au modèle qui traite essentiellement de la probabilité de migration ou de la distribution de la propension à se déplacer, notre variable dépendante est la proportion de la population de la région d'origine qui se déplace à la région d'accueil. Ici, il s'agit de la proportion de déclarants qui se déplacent.

Ne possédant pas de données sur les caractéristiques particulières de ces émigrants - l'âge, l'éducation, le revenu, etc. - nous avons dû nous contenter de statistiques se référant à la population de base, c'est-à-dire, la population dans la région d'origine.

Pour les revenus, nous avons utilisé des données fiscales du Québec. Donc, le revenu est le revenu moyen des salaires et traitements des déclarants imposables en 1965 (Statistique fiscale). Il faut noter que ces revenus sont les revenus reçus et incluent déjà l'effet du chômage et du sous-emploi. Néanmoins, nous avons gardé la variable "chômage" dans notre équation afin de juger de ses effets particuliers.

---

* Bernard Robert: Eléments pour l'étude des déplacements géographiques de la population québécoise: l'exemple de la population fiscale. Division de la démographie; Bureau de la Statistique du Québec.

Des statistiques officielles sur le chômage au niveau régional ne sont pas disponibles. Nous avons profité du rapport Castonguay-Nepveu (1) qui a présenté des estimations du chômage par région entre 1955 et 1964, pour faire une estimation du taux de chômage dans chaque région en 1965, en tenant compte du niveau de chômage provincial de cette année-là. Donc, pour chaque région, les coefficients (a, b, c) de la régression suivante ont été calculés.

$$U_c = a + b\,U_q + cT$$

où U_c = le taux de chômage dans les Cantons de l'Est, etc.

U_q = le taux de chômage provincial

T = l'année (1955 = 0, 1956 = 1,..., 1964 = 9)

La répétition de cette régression pour chacune des neuf régions nous a permis d'obtenir des estimations des taux de chômage dans chaque région en 1965.

Pour la variable "éducation" nous avons pris, pour chaque région, la proportion de la population en dehors de l'école ayant 5 années de secondaire et plus, selon le recensement de 1961; et pour la variable "âge", la proportion des personnes de 20 à 34 ans, parmi la population de 15 ans et plus, selon le recensement de 1966.

---

(1) Rapport de la Commission d'Enquête sur la Santé et le Bien-Etre Social, Annexe 21, p. 228.

Deux autres variables qui ne se trouvent pas dans l'équation théorique développée plus haut, ont été introduites à cette étape. Il s'agit premièrement d'un indice d'urbanisation So, mesurant la proportion de la population dans la région d'origine résidant dans les villes d'au moins 10,000 habitants, selon le recensement de 1966. Cette variable reflète aussi les possibilités de trouver un emploi, étant donné la concentration croissante des activités dans les villes pendant cette période. La deuxième variable nouvelle est X_2, qui représente une possibilité d'investissement par la migration autre que celle sous considération. Par exemple, si on examine la migration de la région de Trois-Rivières vers la région des Cantons de l'Est, il est clair que le nombre de personnes ayant pris cette voie aurait été fortement influencé par l'existence des autres destinations possibles et notamment dans ce cas, la région de Montréal. Pour indiquer la force d'attraction d'une telle alternative, la variable X_2 a été calculée en divisant le revenu moyen de cette région par la racine carrée de la distance de la région d'origine. Dans notre exemple, X_2 serait le revenu moyen dans la région de Montréal divisé par la racine carrée de la distance entre Trois-Rivières et Montréal, ou $Xm/\sqrt{d}$. La racine carrée, $\sqrt{d}$, est utilisée, plutôt que d, afin de tenir compte du fait que l'influence de la distance sur la migration n'est pas proportionnelle, mais qu'elle augmente à un taux décroissant. Pour représenter la destination alternative à une région donnée, on a choisi la valeur la plus élevée de $X/\sqrt{d}$, à partir de la région d'origine, parmi les sept autres régions.

Evidemment, les données utilisées sont loin d'être satisfaisantes, ni du point de vue de leur date ni du point de vue de leur capacité de refléter avec précision la situaton de la population concernée. L'absence de données fiables au niveau des différentes régions du Québec - et encore plus, au niveau des comtés constitue un obstacle majeur à l'étude de la migration ou à d'autres phénomènes inter-régionaux.

Afin d'essayer le modèle à une échelle plus large, où des données plus fiables sont disponibles pour représenter la situation moyenne des populations d'origine et d'accueil, nous l'avons aussi appliqué à la migration inter-provinciale entre 1956 et 1961. Les variables pour l'analyse de la migration entre les provinces du Canada, dont les résultats sont présentés dans les tableaux V et VI, ont été calculées de la même façon que celles utilisées pour examiner la migration entre les régions du Québec. Cependant, toutes les données de base étaient disponibles directement du recensement, ou de la Gazette du Travail, sauf dans les cas de certaines données de statistiques régionales pour les Prairies (3 provinces) et les Maritimes (3 provinces) qui ont dû être désagrégées au niveau provincial par estimation.

La disponibilité de statistiques par groupes d'âges au niveau provincial a permis une analyse de la migration de chaque groupe d'âges.

Une telle analyse a beaucoup d'avantages pour un examen de la migration du point de vue d'investissement dans une carrière. Certains résultats de cette analyse par groupes d'âges se trouvent dans le tableau VI.

CONCLUSIONS

Les tableaux I à VI présentent les résultats obtenus par l'application du modèle aux données décrites ci-haut. Je me limite ici à quelques remarques générales sur ces résultats, sans les commenter dans les détails. En général, les prédictions faites sur la base du modèle du capital humain sont confirmées:

- Le revenu et le chômage dans la région d'accueil jouent un rôle plus grand que ceux dans la région d'origine, en ce qui concerne leur influence sur la migration brute, tel que prévu, bien que dans certains cas les coefficients de ces variables se comportent de façon irrégulière;
- Les signes des coefficients de X_A (positifs) et U_A (négatifs) sont toujours prédits, sauf dans le cas de U_A pour deux groupes d'âges dans le tableau VI (dont un, le groupe 65 ans et plus, ne s'applique pas au raisonnement sur lequel le modèle se base);

- L'effet de distance est négatif, et fort;
- L'emploi de formes semi-logarithmiques augmente le pouvoir explicatif;
- Le coefficient de U_o est relativement bas; il est négatif en certains cas et positif dans d'autres, conforme à nos prédictions.

Par contre, le coefficient de Xo varie beaucoup. L'effet de la variable "éducation" ne ressort pas clairement non plus. Au contraire, l'effet de J, le pourcentage de jeunes dans la région d'origine, est fortement positif, tel qu'anticipé. Et chaque fois que J est inclus dans l'équation, le coefficient de l'éducation est positif. Cependant, la corrélation entre J et Ed, conséquence surtout de la hausse du niveau de scolarité depuis la deuxième guerre mondiale, influe sur la signification de ces deux variables. Le taux d'urbanisation, S, dans la région d'origine est aussi un facteur qui, tout naturellement dans le cadre de notre modèle, décourage la migration. C'est très significatif, en effet.

Dans le tableau III, le pouvoir explicatif de l'équation est augmenté par l'introduction dans l'équation de X_2, représentant le revenu dans une région alternative, pondéré par un facteur $1/\sqrt{d}$, afin de tenir compte de l'effet décroissant de la distance. (Voir ci-haut).

Son introduction est un moyen très imparfait de tenir compte d'un "coût d'opportunité" pour l'investissement en capital humain autre que celui encouru en quittant la région d'origine. Si on avait des données pour des groupes relativement homogènes, il serait évidemment illogique de tenir compte de deux "coûts d'opportunité" différents, mais la tentative se justifie en tenant compte du fait qu'on traite ici des chiffres moyens reflétant des groupes de gens dont les choix peuvent être basés sur des possibilités différentes.

Dans le tableau IV, les flux nets entre chaque paire de régions constituent la variable dépendante. Les résultats sont supérieurs à ceux obtenus en utilisant les flux bruts. Il y a plusieurs explications possibles dont l'analyse touche même l'approche théorique au phénomène de migration. Néanmoins, il paraît possible que dans notre cas, l'amélioration des résultats est plutôt due à l'élimination de certaines contradictions. En fait, l'utilisation dans notre équation de variables représentants les revenus moyens dans les régions, les taux moyens de chômage, les gens de tout âge, etc, cache des différences entre occupations, groupes d'âges, situations personnelles etc, qui provoquent une "migration de retour". Donc, l'emploi des flux nets entre une paire de régions peut minimiser l'effet de certaines de ces contradictions bien que de façon presque aléatoire. Là où la différence de revenu moyen entre deux régions est grande, par exemple, il y aura peu d'emplois qui auront un revenu plus haut que dans la région où la moyenne générale est la plus

basse, ce qui renforce la relation entre la direction de la migration et le revenu. Cependant, beaucoup d'autres questions sont posées par le choix de la migration brute ou la migration nette comme variable dépendante et je ne prétends pas pouvoir les examiner ici.

Les tableaux V et VI présentent les résultats de l'application du modèle à la migration inter-provinciale. Ils sont supérieurs à ceux obtenus des données de la migration interne au Québec, probablement parce que les statistiques utilisées au niveau des provinces sont plus fiables que celles dégagées pour les régions du Québec, souvent par estimation ou projection. Ici, les prédictions du modèle quant aux coefficients sont fortement confirmées. Le tableau VI analysant la migration par groupe d'âges, est particulièrement intéressant.

Finalement, en dépit des faiblesses des données employées pour représenter les variables explicatives, les résultats ne sont pas défavorables aux hypothèses avancées. Une recherche est en cours pour appliquer le modèle à des données dégagées du recensement de 1971.

TABLEAU I

FLUX MIGRATOIRES INTER-REGIONAUX QUEBEC (1965-1966)

Forme: Linéaire

Variables indépendantes:

m =

Constante	Xa	Xo	Ua	Uo	d	Ed	J	S		R^2	F
-10.0869	3.0822 (2.03)**	2.1292 (1.40)	-0.9322 (-3.68)*	0.4888 (1.77)**	-0.7541 (-1.96)**					.2876	5.33*
2.7343	3.6037 (2.50)*	3.8541 (2.50)*	-0.9116 (-3.81)*	-0.1501 (-0.48)	-1.2657 (-3.16)*	- 1.5394 (-3.03)*				.3760	6.53*
- 5.9751	3.6515 (2.56)*	-18.4162 (-1.32)	-0.9097 (-3.85)*	0.1773 (0.48)	-1.3127 (-3.31)*	0.4420 (0.33)	23.1526 (1.61)			.4003	6.10*
- 7.9283	3.6939 (2.57)*	-13.7920 (-0.84)	-0.9080 (-3.82)*	0.1193 (0.31)	-1.3543 (-3.33)*	0.7454 (0.51)	18.3812 (1.08)	- 0.7714 (-0.53)		.4030	5.31*
- 3.7854	3.6636 (2.59)*	-14.0841 (-2.89)*	-0.9092 (-3.87)*	0.0902 (0.35)	-1.3246 (-3.37)*		18.7220 (3.48)*			.3993	7.20*
- 5.4063	3.7121 (2.60)*	3.9158 (2.59)*	-0.9073 (-3.84)*	-0.1253 (-0.43)	-1.3721 (-3.40)*		- 1.6563 (-3.34)*			.3919	6.98*

Note: ( ) : Valeur du test de Student

* : Significatif à un niveau de confiance de 99%

** : Significatif à un niveau de confiance de 95%

: Forme linéaire

TABLEAU II

FLUX MIGRATOIRES INTER-REGIONAUX QUEBEC (1965-1966)

Forme: Log m, Log d. Linéaire. Variables indépendantes:

Log m =

Constante	Xa	Xo	Ua	Uo	log d	Ed	J	S		R^2	F
- .2975	.2975 (2.10)**	.3814 (2.72)*	- .0741 (-3.10)*	.0538 (2.29)**	- .7624 (-3.08)*					.3243	6.24*
1.6105	.3563 (2.81)*	.5828 (4.39)*	- .0702 (-3.31)*	-.0159 (-.60)	-1.1521 (-4.85)*	- .1854 (-4.29)*				.4755	9.67*
.3355	.3767 (3.10)*	- 2.6083 (-2.13)**	- .0733 (-3.60)*	.0323 (1.03)	-1.1948 (-5.24)*	.0100 (.86)	3.3200 (2.62)*			.5272	10.03*
.2543	.3963 (3.36)*	- 1.0253 (-.74)	- .0723 (3.66)*	.0132 (.42)	-1.3179 (-5.79)*	.2055 (1.68)**	1.6909 (1.17)	- .2664 (-2.25)**		.5628	9.98*
.8556	.3745 (3.09)*	- 1.6173 (-3.98)*	- .0721 (-3.56)*	.0128 (.60)	-1.2082 (-5.33)*		2.3032 (5.14)*			.5216	11.63*
.7962	.3871 (3.36)*	.6181 (4.99)*	- .0703 (-3.54)*	-.0194 (-.82)	-1.3128 (-5.76)*			- .2221 (-5.52)*		.5422	12.63*

Note: ( ) : Valeur du test de Student

* : Significatif à un niveau de confiance de 99%

** : Significatif à un niveau de confiance de 95%

: Forme linéaire

TABLEAU III

FLUX MIGRATOIRES INTER-REGIONAUX QUEBEC (1965-1966)

Forme: Log m, Log d, linéaire

X_2 = Revenu alternatif ($X \sqrt{d}$) Variables indépendantes:

	Constante	Xa	Xo	Ua	Uo	log d	Ed	J	S	X_2	R^2	F
Log m =	2.8579	.3219 (2.59)*	.0590 (.42)	- .0718 (-3.42)*	.0514 (2.49)*	- 1.06 (-4.70)*				- .4062 (-4.53)*	.4885	10.19*
	3.0789	.3514 (2.92)*	.2865 (1.73)**	- .0700 (-3.47)*	.0081 (.30)	- 1.2165 (-5.36)*	- .1170 (-2.44)*			- .2797 (-2.78)*	.5327	10.26*
	1.8008	.3706 (3.19)*	-2.6222 (-2.24)*	- .0728 (-3.75)*	.0507 (1.65)	- 1.2510 (-5.73)*	.1401 (1.25)	3.0487 (2.51)*		- .2592 (-2.67)*	.5760	10.53*

Note: ( ) : Valeur du test de Student

* : Significatif à un niveau de confiance de 99%

** : Significatif à un niveau de confiance de 95%

: Forme linéaire

TABLEAU IV

FLUX MIGRATOIRES INTER-REGIONAUX QUEBEC (1965-1966)

FLUX NETS (b) 34 observations

Forme: Log b, Log d. Linéaire

Variables indépendantes:

	Constante	Xa	Xo	Ua	Uo	Log d	Ed	J	S		R^2	F
Log b =	.3717	.8282 (4.61)*	- .6287 (3.95)*	- .3209 (-7.58)*	.0591 (2.01)**	- 1.0617 (-3.59)*	- .2368 (-3.83)*				.7479	13.35*
	- .2966	.8513 (5.16)*	.6722 (4.61)*	- .3231 (-8.34)*	.0646 (2.47)*	- 1.1346 (-4.19)*			- .2724 (-4.76)*		.7886	16.78*
	-1.0745	.9143 (5.34)*	-1.9749 (-3.81)*	- .3171 (-8.05)*	.0977 (3.85)*	- 1.0917 (-3.99)*		2.7184 (4.55)*			.7798	15.94*

Note: ( ) : Valeur du test de Student

* : Significatif à un niveau de confiance de 99%

** : Significatif à un niveau de confiance de 95%

: Forme linéaire

TABLEAU V

FLUX MIGRATOIRES INTER-PROVINCIAUX CANADA (1956-1961) (n=90)

Forme: Log m, Log d. Variables indépendantes :

	Constante	Xa	Xo	Ua	Uo	d	Ed	J	S		R^2	F
Log m	- 4.7996	1.9457 (9.15)*	- .5701 (-2.61)*	- .5901 (-3.70)*	- .0592 (-.34)	- .9778 (-9.66)*	.1742 (3.16)*				.7632	44.58*
	- 4.2021	1.9704 (9.67)*	.6351 (2.00)**	- .5921 (-3.87)*	- .5860 (-3.44)*	-1.0310 (-10.56)*		- 1.9301 (-4.28)*			.7827	49.81*
	- 4.7992	1.9533 (9.32)*	- .4905 (-2.24)**	- .5907 (-3.76)*	- .1394 (-.79)	- .9942 (-9.93)*	.2203 (3.69)*	- .0710 (-1.86)*			.7728	39.84*

Note: ( ) : Valeur du test de Student

* : Significatif à un niveau de confiance de 99%

** : Significatif à un niveau de confiance de 95%

: Forme linéaire

TABLEAU VI

FLUX MIGRATOIRES INTER-PROVINCIAUX CANADA (1956-1961)

Flux par groupe d'âges

Forme: Log m, Log d

Variable dépendante	Variables indépendantes: Constante	X_A	X_o	U_A	U_o	Log d	n = No. d'observations	R^2	F
Log m (15-19)	- .7834	.3054 (7.42)*	- .1106 (-3.11)*	- .0116 (-.07)	- .1635 (-1.01)	- .8765 (-6.40)*	78	.6116	22.67*
Log m (20-24)	-1.7761	.1979 (11.16)*	- .0315 (-1.78)**	- .0224 (-.09)	- .6396 (-2.78)*	- .9338 (7.52)*	87	.6974	37.34*
Log m (25-34)	-3.3471	.1343 (12.29)*	.0142 (1.30)	.1649 (.73)	.0434 (.19)	-1.0883 (-9.76)*	90	.7119	41.51*
Log m (35-44)	-2.7546	.1191 (14.37)*	.0015 (.18)	- .1333 (-.58)	- .1067 (-.45)	-1.0440 (-10.99)*	89	.7856	60.83*
Log m (45-64)	-2.7361	.1199 (14.62)*	- .0010 (-.12)	- .5831 (-2.26)**	- .0109 (-.04)	-1.0924 (-10.36)*	83	.7895	57.76*
Log m (65+)	- .4202	.0710 (3.26)*	-.0728 (-3.32)*	.0874 (.13)	- .4138 (-.68)	- .4627 (-2.71)*	51	.5501	11.00*

Note: ( ) : Valeur du test de Student

* : Significatif à un niveau de confiance de 99%

** : Significatif à un niveau de confiance de 95%

: Forme linéaire