

Article

« Une analyse log-linéaire des courants migratoires interprovinciaux : Canada, 1961-1983 »

Jacques Ledent

Cahiers québécois de démographie, vol. 12, n° 2, 1983, p. 223-250.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/600508ar>

DOI: 10.7202/600508ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/>

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : info@erudit.org

Une analyse log-linéaire des courants migratoires interprovinciaux: Canada, 1961-1983

Jacques LEDENT*

INTRODUCTION

L'étude de la migration interrégionale donne généralement lieu à des analyses en coupe transversale, car les données pertinentes aisément accessibles au chercheur sont presque toujours des données en provenance d'un recensement de population. Mais, à une époque où se manifeste une demande sans cesse croissante pour des perspectives démographiques multirégionales, de telles analyses ne permettent plus de subvenir aux besoins de manière satisfaisante.

En effet, la préparation de perspectives démographiques plus réalistes que celles produites à ce jour par les bureaux statistiques nationaux réclame une bonne compréhension du rôle joué par la variable temps dans le processus migratoire. Malheureusement, les analyses de données transversales n'autorisent pas une telle compréhension même si, dans certains cas favorables, la disponibilité de données tirées de deux ou plusieurs recensements successifs est susceptible, au moyen d'une approche de statique comparée, de fournir quelques indications à ce sujet. Aussi l'étude de la migration interrégionale doit-elle, dans la mesure du possible, s'orienter vers la réalisation d'analyses basées sur des données longitudinales.

Une telle orientation s'observe déjà dans plusieurs pays disposant d'un registre de population, notamment la Suède et les Pays-Bas, car la compilation d'un registre de population, pour une période quelconque, autorise l'établissement de la matrice des courants migratoires origine-destination en relation avec tout découpage d'intérêt. L'on sait qu'au Canada il n'existe pas de registre de population; mais, dans le cas où l'on s'intéresse à la migration interprovinciale, il existe une source de remplacement, à savoir le fichier des

* Institut national de la recherche scientifique - Urbanisation, Université du Québec, Montréal.

L'auteur tient à exprimer une reconnaissance particulière à Frans Willekens et Nazli Baydar qui, lors d'un court séjour à N.I.D.I. (Netherlands Interuniversity Demographic Institute), l'ont aiguillé vers l'utilisation du modèle log-linéaire comme outil d'analyse pertinent dans l'étude de la migration interrégionale.

allocations familiales¹ à partir duquel Statistique Canada établit l'intensité mensuelle des courants origine-destination. Quoique disponible depuis près d'une décennie², cette source n'a pas encore, à notre connaissance, été utilisée pour sous-tendre une analyse pertinente de type longitudinal.

L'objectif de cet article est de pallier cet état de fait en examinant de manière approfondie la variation annuelle des courants migratoires interprovinciaux. À cet effet, l'on fait appel à une approche encore peu utilisée à ce jour mais dont l'utilisation s'est révélée très prometteuse dans une analyse de la stabilité temporelle de la migration aux Pays-Bas (Baydar, 1983). Initialement suggérée et développée par Willekens (1982, 1983a et 1983b), cette approche repose sur le modèle log-linéaire typique de l'analyse de données catégoriques croisées, ou analyse de contingence, fréquemment rencontrée dans le domaine de la statistique.

En bref, le modèle log-linéaire est un outil statistique adapté à l'étude de structures complexes qui permet de souligner l'influence de tous les éléments entrant en jeu. Ainsi son application à l'étude des courants migratoires interrégionaux $M_{i,j,t}$ mène-t-elle à l'examen du rôle joué par la variable temps t mais aussi de ceux joués par les autres éléments intervenants, c'est-à-dire la région d'origine i et la région de destination j . De fait, les divers éléments concernés ne sont pas considérés de manière séparée mais plutôt au travers des interactions s'exerçant entre eux. Il s'ensuit que le modèle log-linéaire s'annonce comme une des techniques les plus appropriées pour mener à bien dans un cadre unique une étude révélatrice des aspects spatio-temporels de la migration.

Ci-après, l'application de ce modèle aux données annuelles de la migration interprovinciale canadienne sur la période 1er juin 1961 - 31 mai 1983 (soit 22 années fiscales) fait l'objet de quatre sections. Après un bref rappel de la théorie et de la pratique du modèle log-linéaire, la section 1 tente d'évaluer l'influence globale des trois éléments intervenants soulignés plus haut: origine, destination et temps. Afin de préciser cette influence, la section 2 propose une analyse plus détaillée qui s'appuie sur une variante particulière (variante dite de quasi-indépendance) du modèle préconisé. La discussion des résultats initiée dès cette section est poursuivie dans les deux suivantes, où l'on s'attache à caractériser de manière significative l'influence des variables temps (section 3) et espace (section 4).

¹ Depuis peu, le chercheur a également accès à une deuxième source, le fichier des impôts, laquelle source présente l'avantage d'offrir une couverture spatiale plus large: voir Norris, 1983.

² Statistique Canada a publié dans la première livraison (en 1977) de son catalogue 91-208 intitulé *Migrations internationales et interprovinciales au Canada* la matrice consolidée des courants interprovinciaux pour chacune des années fiscales de la période 1961-1962 à 1975-1976, puis, dans chaque nouvelle livraison annuelle, la matrice correspondant à l'année fiscale écoulée.

INFLUENCE GLOBALE DES ÉLÉMENTS INTERVENANTS

Le modèle log-linéaire met en jeu un certain nombre de paramètres qui chacun reflètent la contribution à l'influence d'ensemble des effets associés aux diverses interactions possibles existant entre les éléments considérés. Dans le cas présent, il implique trois éléments:

- l'élément A, ou origine de chaque courant migratoire, pour lequel il existe R catégories (autant que de provinces): $i = 1, \dots, R$
- l'élément B, ou destination de chaque courant migratoire, pour lequel il existe également R catégories: $j = 1, \dots, R$
- l'élément C, ou période à laquelle est associé chaque courant migratoire, pour lequel il existe T catégories: $t = 1$ (année fiscale 1961-1962), ..., T (année fiscale 1982-1983).

Dans ces conditions, le courant migratoire de la province i vers la province j au temps t peut s'exprimer à l'aide de

$$M_{i,j,t} = w w_i^A w_j^B w_t^C w_{ij}^{AB} w_{it}^{AC} w_{jt}^{BC} w_{ijt}^{ABC} \quad (1)$$

Les différents termes apparaissant dans cette équation reflètent les divers effets possibles liant les trois éléments considérés:

- a) w représente un effet général moyen
- b) w_i^A , w_j^B et w_t^C représentent les effets principaux associés aux variables i , j et t respectivement
- c) w_{ij}^{AB} , w_{it}^{AC} , et w_{jt}^{BC} représentent les effets d'interaction entre les variables prises deux à deux, ou effets d'interactions du premier ordre
- d) w_{ijt}^{ABC} représente l'effet d'interaction entre les 3 variables considérées, ou effet d'interaction du deuxième ordre.

Au passage, l'on notera qu'en égalant les valeurs logarithmiques des deux membres de l'équation (1) l'on obtient l'expression suivante, laquelle justifie pleinement le nom de modèle log-linéaire utilisé plus haut:

$$\ln M_{i,j,t} = u + u_i^A + u_j^B + u_t^C + u_{ij}^{AB} + u_{it}^{AC} + u_{jt}^{BC} + u_{ijt}^{ABC} \quad (2)$$

Ainsi donc, le modèle ici considéré se présente-t-il sous deux versions équivalentes, l'une multiplicative (équation 1) et l'autre additive (équation 2). Vu sa relation avec le modèle classique de gravité (pour une revue de ce modèle, voir Hua et Porell, 1979), la première formulation est particulièrement adaptée à l'étude de tout phénomène d'interaction spatiale; d'où son utilisation dans le présent article. Par contre, en raison d'une parenté évidente au niveau du paradigme sous-jacent avec l'analyse de variance (ANOVA) classique, la deuxième formulation est plus utilisée dans le domaine de la statistique.

Cette dernière parenté nous conduit d'ailleurs à indiquer ici que chacun des termes apparaissant dans l'expression (1) (ou alternativement l'expression

(2)) ne représente qu'une déviation par rapport à la moyenne géométrique (algébrique) des termes du même type. Ainsi, les divers paramètres apparaissant dans (1) vérifient-ils les relations suivantes:

$$\pi_i w_i^A = \pi_j w_j^B = \pi_t w_t^C = 1 \quad (3a)$$

$$\pi_i w_{it}^{AC} = \pi_t w_{it}^{AC} = \pi_j w_{jt}^{BC} = \pi_t w_{jt}^{BC} = \pi_i w_{ij}^{AB} = \pi_j w_{ij}^{AB} = 1 \quad (3b)$$

$$\pi_i w_{ijt}^{ABC} = \pi_j w_{ijt}^{ABC} = \pi_t w_{ijt}^{ABC} = 1 \quad (3c)$$

Si tous les termes figurant dans l'équation (1) sont effectivement inclus dans la description de M_{ijt} , la variante du modèle log-linéaire alors considérée est dite saturée. Mais il se peut que les effets d'interaction entre variables ne soient pas tous significatifs au point que la présence de certains des paramètres dans la description de M_{ijt} s'avère inutile. En ce cas, qu'il manque un ou plusieurs paramètres, la variante résultante est dite non saturée.

En pratique, une analyse comparée des variantes non saturées³ permet d'éclairer l'impact des différentes variables impliquées, c'est-à-dire, les provinces d'origine et de destination et le temps. A cet effet, l'ensemble des variantes non saturées est mis en oeuvre par l'application d'un programme approprié -- sous-routine P3F de la bibliothèque BMDP (Dixon et Brown, 1979) -- aux données migratoires mentionnées plus haut. De façon précise, pour une variante donnée, ce programme détermine la valeur des courants estimés⁴ puis calcule le logarithme du ratio de vraisemblance

$$\sum_t \sum_j \sum_i \hat{M}_{ijt} \ln(\hat{M}_{ijt}/M_{ijt}) \quad (4)$$

un indice qui reflète la capacité de la variante à générer des valeurs estimées (\hat{M}_{ijt}) qui soient aussi proches que possible des valeurs observées correspondantes (M_{ijt}).

³ Cette analyse est limitée à la considération des variantes de type hiérarchique. En d'autres termes, si un paramètre quelconque est ignoré, les paramètres d'ordre supérieur dont les variables associées comprennent celle(s) associée(s) au paramètre ignoré doivent l'être également.

⁴ L'on renvoie le lecteur à Fienberg (1977: 32-34) pour une discussion de la méthode de calcul de ces valeurs, car sa présentation n'est pas indispensable pour la compréhension du reste de cette section.

Le tableau 1 montre la valeur de cet indice pour chacune des 17 variantes possibles. De la comparaison des valeurs relatives aux variantes 1, 2 et 5, il ressort une certaine prééminence des variables spatiales -- la province de destination ayant cependant une plus grande influence que la province d'origine -- sur la variable de temps. Ce résultat est d'ailleurs renforcé par le faible accroissement de performance qu'entraîne la considération de la variable de temps à côté de la province d'origine (voir variantes du groupe B) ou celle de destination (voir variantes du groupe C) ou bien même les deux (voir variantes du groupe D).

L'importance de la dimension spatiale est par ailleurs soulignée par:

- 1) la diminution très substantielle enregistrée par l'indice d'écart entre valeurs observées et estimées quand les variables d'origine et de destination sont considérées simultanément (variante 8) au lieu de séparément (variantes 2 et 5)
- 2) le nouveau gain important de réalisme qu'apporte l'inclusion de l'effet d'interaction entre les deux variables spatiales (variante 13) par rapport à la seule considération simultanée de ces variables (variante 8).

TABLEAU 1

Indice d'écart entre courants estimés et observés (logarithme du ratio de vraisemblance) pour chaque variante non-saturée

Groupe	Variante	Paramètres	Indice d'écart (10^3)
A.	1	t	13 265
B.	2	i	9 927
	3	i,t	9 656
	4	it	9 496
C.	5	j	8 669
	6	j,t	8 598
	7	jt	8 366
D.	8	i,j	4 001
	9	i,j,t	3 931
	10	it,j	3 770
	11	i,jt	3 698
	12	it,jt	3 526
E.	13	ij	638
	14	ij,t	567
	15	ij,it	406
	16	ij,jt	335
	17	ij,it,jt	149

Cette double observation peut légitimement s'interpréter comme un rejet de l'hypothèse d'indépendance entre les régions d'origine et de destination sous-jacente aux perspectives démographiques multirégionales réalisées par le Bureau du recensement des Etats-Unis (US Bureau of Census, 1967) et Statistique Canada (1979).

Enfin, l'observation des indices d'écart relatifs aux variantes du groupe E suggère l'influence décisive de la variable temps une fois les éléments spatiaux convenablement pris en compte. Ce résultat peut s'interpréter comme la manifestation d'une certaine instabilité temporelle au niveau de l'impact de la province d'origine et surtout de la province de destination.

VERS UNE ANALYSE DÉTAILLÉE DES ÉLÉMENTS INTERVENANTS

Afin de préciser l'influence globale des variables d'espace et de temps mises en évidence ci-dessus, un examen et une interprétation des paramètres relatifs à la variante saturée apparaît de mise. Lorsque les données migratoires disponibles incluent les nombres de migrations intrarégionales, cette tâche ne pose guère de difficultés: voir Baydar (1983) pour une illustration sur la base de données de migration inter- et intraprovinciales aux Pays-Bas. En effet, les valeurs des paramètres relatifs aux divers effets s'obtiennent facilement à partir des formules ci-dessous (Willekens, 1983b: 247):

. effet général moyen:
$$w = \left[\pi \begin{matrix} M_{i,j,t} \\ i,j,t \end{matrix} \right]^{1/R^2 T}$$

. effets principaux:
$$w_i^A = \frac{1}{w} \left[\pi \begin{matrix} M_{i,j,t} \\ j,t \end{matrix} \right]^{1/RT}$$

w_j^B et w_t^C : formules analogues

. effets d'interaction du premier ordre:
$$w_{ij}^{AB} = \frac{1}{y} \left[\pi \begin{matrix} M_{i,j,t} \\ t \end{matrix} \right]^{1/T}$$

avec $y = w w_i^A w_j^B w_t^C$

w_{it}^{AC} et w_{jt}^{BC} : formules analogues

. effets d'interaction du second ordre:
$$w_{ijt}^{ABC} = \frac{1}{z} M_{i,j,t}$$

avec $z = w w_i^A w_j^B w_t^C w_{ij}^{AB} w_{it}^{AC} w_{jt}^{BC}$

Par contre, dans le cas où les nombres de migrations intrarégionales sont inconnus (comme tel est présentement le cas), la tâche du chercheur se complique quelque peu. En effet, le tableau des données migratoires comporte des entrées nécessairement nulles, ou zéros structurels, qui ont pour conséquence d'invalider les formules signalées ci-dessus. Suite à une suggestion de Bishop, Fienberg et Holland (1975, chapitre 5), Willekens (1983a: 201) propose de parer à cette éventualité par l'utilisation des mêmes formules avec suppression pure et simple des entrées nulles. Dans ce cas $R(R-1)$ se substitue à R^2 au niveau de l'exposant apparaissant dans l'équation relative à l'effet général moyen et $(R-1)$ se substitue à R au niveau de l'exposant apparaissant dans les équations relatives aux effets principaux. Cette proposition a cependant l'inconvénient de ne pas satisfaire l'ensemble des restrictions (3a) - (3c) (Bishop, Fienberg et Holland, 1975: 211) et donc de rendre difficile l'interprétation des paramètres.

Néanmoins, le contexte particulier de cette étude (où la variable temps s'ajoute aux variables d'origine et de destination) autorise la considération d'une solution de remplacement qui, comme on le verra plus loin, s'avère très satisfaisante. L'idée est ici de faire appel à la variante non saturée dite variante de quasi-indépendance, où seul manque l'effet d'interaction du second ordre. Dans ces conditions, le modèle log-linéaire devient

$$\hat{M}_{i,j,t} = w w_i^A w_j^B w_t^C w_{ij}^{AB} w_{it}^{AC} w_{jt}^{BC} \quad (5)$$

où le chapeau ajouté au symbole M des courants migratoires indique qu'il s'agit non du courant observé $M_{i,j,t}$ mais du courant estimé $\hat{M}_{i,j,t}$, normalement distinct du précédent.

En pratique, l'estimation des paramètres figurant à la partie droite de (5) requiert, comme préalable, la détermination des courants estimés $\hat{M}_{i,j,t}$. Fort heureusement, cette dernière détermination ne pose guère de problèmes. En effet, l'ensemble \hat{M} des courants $\hat{M}_{i,j,t}$ est un ensemble d'éléments auxquels sont imposés

- une structure prédéterminée des effets d'interaction du deuxième ordre ($w_{ij,t}^{ABC} = 1$ si $j \neq i$, $w_{ij,t}^{ABC} = 0$ si $j = i$) et
- un jeu de contraintes marginales issues de l'utilisation de la méthode de vraisemblance (Fienberg, 1977: 37)

$$\sum_t \hat{M}_{i,j,t} = \sum_t M_{i,j,t} \quad (6a)$$

$$\sum_j \hat{M}_{i,j,t} = \sum_j M_{i,j,t} \quad (6b)$$

$$\sum_i \hat{M}_{i,j,t} = \sum_i M_{i,j,t} \quad (6c)$$

L'on est ainsi amené à utiliser, pour l'estimation de cet ensemble, une méthode itérative généralisant au cas de trois dimensions la méthode RAS utilisée en particulier pour l'actualisation des tableaux d'échanges interindustriels. Initialement, on définit une première valeur de $\hat{M}_{i,j,t}$

$$\hat{M}_{i,j,t}^{(0)} = \begin{cases} 1 & \text{si } j \neq i \\ 0 & \text{si } j = i \end{cases} \quad (7)$$

Puis, pour $v = 0$, on calcule successivement

$$a) \hat{M}_{i,j,t}^{(3v+1)} = \frac{\sum_t M_{i,j,t}}{\sum_t \hat{M}_{i,j,t}^{(3v)}} \hat{M}_{i,j,t}^{(3v)} \quad (8a)$$

de sorte que les valeurs estimées satisfassent les contraintes marginales (6a)

$$b) \hat{M}_{i,j,t}^{(3v+2)} = \frac{\sum_j M_{i,j,t}}{\sum_j \hat{M}_{i,j,t}^{(3v+1)}} \hat{M}_{i,j,t}^{(3v+1)} \quad (8b)$$

de sorte que les valeurs estimées satisfassent les contraintes marginales (6b)

$$c) \hat{M}_{i,j,t}^{(3v+3)} = \frac{\sum_i M_{i,j,t}}{\sum_i \hat{M}_{i,j,t}^{(3v+2)}} \hat{M}_{i,j,t}^{(3v+2)} \quad (8c)$$

de sorte que les valeurs estimées satisfassent les contraintes marginales (6c).

Bien entendu, l'imposition de ces dernières contraintes annule la validité des contraintes précédentes. L'on répète donc le cycle (8a) - (8c) pour $v = 1, 2, \dots$ jusqu'à ce que les valeurs de $\hat{M}_{i,j,t}$ demeurent virtuellement inchangées d'un cycle à l'autre, car cette procédure connue sous le nom de procédure itérative de calibrage proportionnel (Deming and Stephan, 1940) converge nécessairement.

Enfin, une fois les valeurs estimées $\hat{M}_{i,j,t}$ obtenues, les divers paramètres apparaissant dans la partie droite de (5) s'obtiennent très simplement par application des formules présentées en annexe.

Passant maintenant à l'examen des paramètres ainsi déterminés, l'on s'intéresse tout d'abord au paramètre w représentatif de l'effet général moyen. L'on se souvient (voir équation 1) que si la structure étudiée ne comporte pas de zéros structurels, l'effet général moyen associé à la variante saturée représente la moyenne géométrique de l'ensemble des observations. Dans le cas présent (variante de quasi-indépendance avec $\hat{M}_{i,j,t} = 0$ pour $j = i$), il est facile de montrer, à partir de (5), que

$$w = \left[\prod_{i,j,t} \hat{M}_{i,j,t} \right]^{1/R(R-1)T} \quad (9)$$

de sorte que l'effet général moyen représente la moyenne géométrique des courants estimés. Empiriquement, l'on trouve que $w = 1503,7$ alors que la moyenne géométrique des courants (non nuls) observés est égale à 1457,0.

A priori, les paramètres w_i^A et w_i^B représentant les effets principaux liés à l'origine et à la destination peuvent s'interpréter comme des indices composites reflétant respectivement les forces de répulsion et d'attraction associées à chacune des provinces. Les valeurs prises par ces paramètres, fournies à la partie gauche du tableau 2, sont, au niveau de chacune des provinces, très proches. De fait, il existe une forte corrélation entre w_i^A et w_i^B (le coefficient de corrélation s'établit à 0,983) qui tend à valider, dans le présent contexte, l'observation usuelle d'une association directe (et non inverse) liant les forces de répulsion et d'attraction (ou, de façon équivalente, les flux d'émigration et d'immigration) d'une même région.

Le rapprochement de chaque w_i^A et w_i^B avec la moyenne géométrique "standardisée" p_i

$$p_i = \frac{[\pi P_{i,t}]^{1/T}}{[\pi P_{k,t}]^{1/RT}} \quad (10)$$

où $P_{k,t}$ est la population de la province k au temps t ⁵

de la population correspondante figurant dans la colonne médiane du même tableau révèle l'existence d'une association plus ou moins forte entre les paramètres de répulsion et d'attraction d'une part et le niveau de la population d'autre part. Ce résultat ne saurait surprendre étant donné la bonne performance usuelle du modèle de gravité dans l'étude en coupe transversale de la migration interrégionale.

Pour y voir plus clair, l'on est alors conduit à éliminer l'influence de la taille de la population P_i et donc à définir deux indices \bar{w}_i^A et \bar{w}_i^B exprimant l'intensité par habitant (per capita) des forces de répulsion et d'attraction de chaque province:

$$\bar{w}_i^A = w_i^A / p_i \quad (11a); \quad \bar{w}_i^B = w_i^B / p_i \quad (11b)$$

⁵ (Source: Statistique Canada, années diverses, Catalogue 91-201.)

TABLEAU 2
Effets principaux liés à l'origine et à la destination

Province	Paramètres				Population		Paramètres (per capita)			
	Origine(w_1^A)		Destination(w_1^B)				Origine(\bar{w}_1^A)		Destination(\bar{w}_1^B)	
	Valeur	Rang	Valeur	Rang	Valeur	Rang	Valeur	Rang	Valeur	Rang
Terre-Neuve	0,403	9	0,328	9	0,448	9	0,900	7	0,773	8
Ile-du-Prince-Edouard	0,154	10	0,148	10	0,097	10	1,577	2	1,521	3
Nouvelle-Ecosse	1,155	5	1,120	5	0,680	7	1,699	1	1,647	2
Nouveau-Brunswick	0,857	7	0,794	7	0,553	8	1,548	3	1,435	4
Québec	1,584	3	1,157	4	5,127	2	0,309	10	0,226	10
Ontario	6,168	1	6,365	1	6,501	1	0,949	6	0,979	7
Manitoba	1,056	6	0,992	6	0,848	5	1,247	5	1,171	5
Saskatchewan	0,554	8	0,568	8	0,804	6	0,688	9	0,706	9
Alberta	1,877	2	2,578	2	1,444	4	1,300	4	1,786	1
Colombie-Britannique	1,523	4	2,164	3	1,857	3	0,820	8	1,165	6

La partie droite du tableau 2 qui montre les valeurs prises par ces deux indices (également similaires étant donné leur construction) suggère une classification des dix provinces en quatre groupes distincts:

- un premier groupe de provinces à forte répulsion/attraction (per capita) constitué de trois provinces atlantiques (Ile-du-Prince-Edouard, Nouvelle-Ecosse, Nouveau-Brunswick) et de l'Alberta;
- un second groupe limité à la seule province du Manitoba où \bar{w}_1^A et \bar{w}_1^B prennent des valeurs légèrement supérieures à la moyenne;
- un troisième groupe composé de Terre-Neuve, de l'Ontario et de la Colombie-Britannique où les valeurs de \bar{w}_1^A et \bar{w}_1^B se situent aux alentours de la moyenne; et
- un quatrième et dernier groupe à faible répulsion/attraction (per capita) où figurent la Saskatchewan et le Québec.

Les valeurs de \bar{w}_1^A et \bar{w}_1^B sont particulièrement faibles dans le cas du Québec en raison de la barrière culturelle et linguistique qui sépare cette province du reste du Canada. De fait, elles sont inférieures à la moitié (dans le cas de \bar{w}_1^A) et au tiers (dans le cas de \bar{w}_1^B) des valeurs enregistrées par la Saskatchewan, l'autre province à faible répulsion/attraction (per capita) alors que les valeurs les plus élevées de \bar{w}_1^A (pour la Nouvelle-Ecosse) et de \bar{w}_1^B (pour l'Alberta) ne s'établissent qu'à deux fois et demie les valeurs correspondantes relatives à la Saskatchewan.

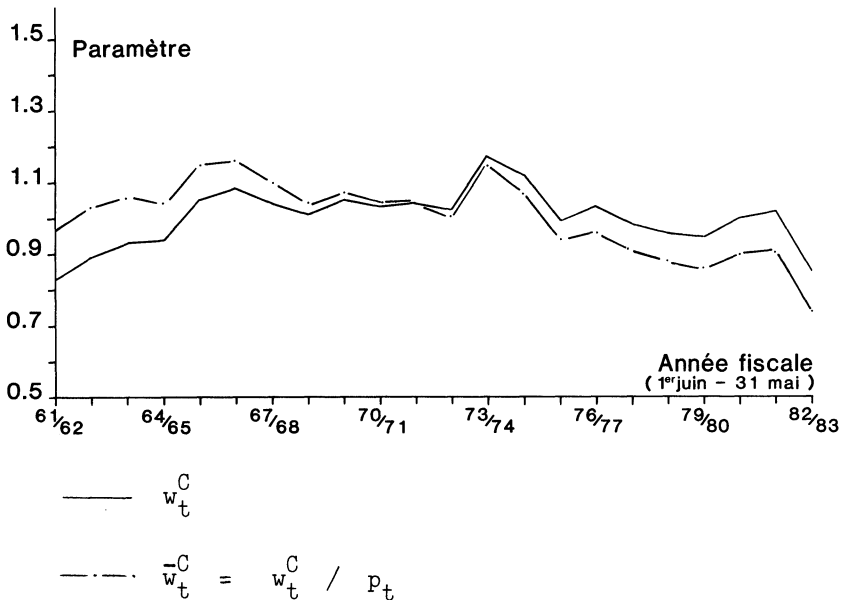
Enfin si, comme on l'a remarqué plus haut, les valeurs de \bar{w}_t^A et \bar{w}_t^B sont similaires, l'écart existant entre ces deux valeurs est comparativement plus important dans quatre provinces: à l'avantage de la force de répulsion dans le cas de Terre-Neuve et du Québec et à l'avantage de la force d'attraction dans le cas de l'Alberta et de la Colombie-Britannique.

ASPECTS TEMPORELS

Les variations annuelles exhibées sur la période 1961-1983 par le phénomène de la migration interprovinciale se traduisent, au niveau de l'effet principal lié au temps, par l'évolution représentée à la figure 1.

FIGURE 1

Effet principal lié à la variable temps



Selon cette figure, la croissance initiale du paramètre w_t^C a fait place, à partir de la période 1966-1967, à une évolution non monotone marquée par 1) une hausse temporaire peu avant le milieu des années soixante-dix et 2) une décroissance subite lors de la dernière année d'observation. Cependant, cette

dernière évolution cache une tendance de longue période orientée à la baisse. Mais, comme la pente (négative) de cette tendance est moins prononcée que la pente (positive) de la croissance initialement observée, la valeur de w_t^C reste en fin de période supérieure à sa valeur initiale même si elle s'écarte singulièrement de celle-ci lors de la dernière année 1982-1983.

Bien entendu, le paramètre w_t^C ne reflète que l'intensité globale du phénomène migratoire et donc il importe, comme dans le cas des effets principaux relatifs à l'origine et à la destination, d'éliminer l'effet de taille associé au niveau de la population. L'on est ainsi amené à définir l'indice \bar{w}_t^C

$$\bar{w}_t^C = w_t^C / p_t \quad (12)$$

où p_t est la moyenne géométrique "standardisée" de la population canadienne au temps t

$$p_t = \frac{\sum_i P_{i,t}}{\left[\prod_t (\sum_i P_{i,t}) \right]^{1/T}} \quad (13)$$

L'évolution de cet indice, lequel reflète la propension annuelle de la population canadienne à changer de province de résidence, est similaire à celle du paramètre w_t^C . Cependant, la croissance initiale est moins marquée tandis que la tendance à la baisse qui y fait suite est plus forte. Aussi, alors que les niveaux initial et final de w_t^C sont du même ordre de grandeur, le niveau final de \bar{w}_t^C (égal aux 3/4 de son niveau moyen sur la période entière d'observation) est-il nettement inférieur à son niveau initial.

Les variations annuelles des paramètres $w_{i,t}^{AC}$ relatifs à l'effet d'interaction entre la province d'origine i et la variable de temps t sont présentées à la figure 2. Y apparaissent également les variations annuelles des indices $\bar{w}_{i,t}^{AC}$ éliminant l'influence du niveau de la population dans la province i

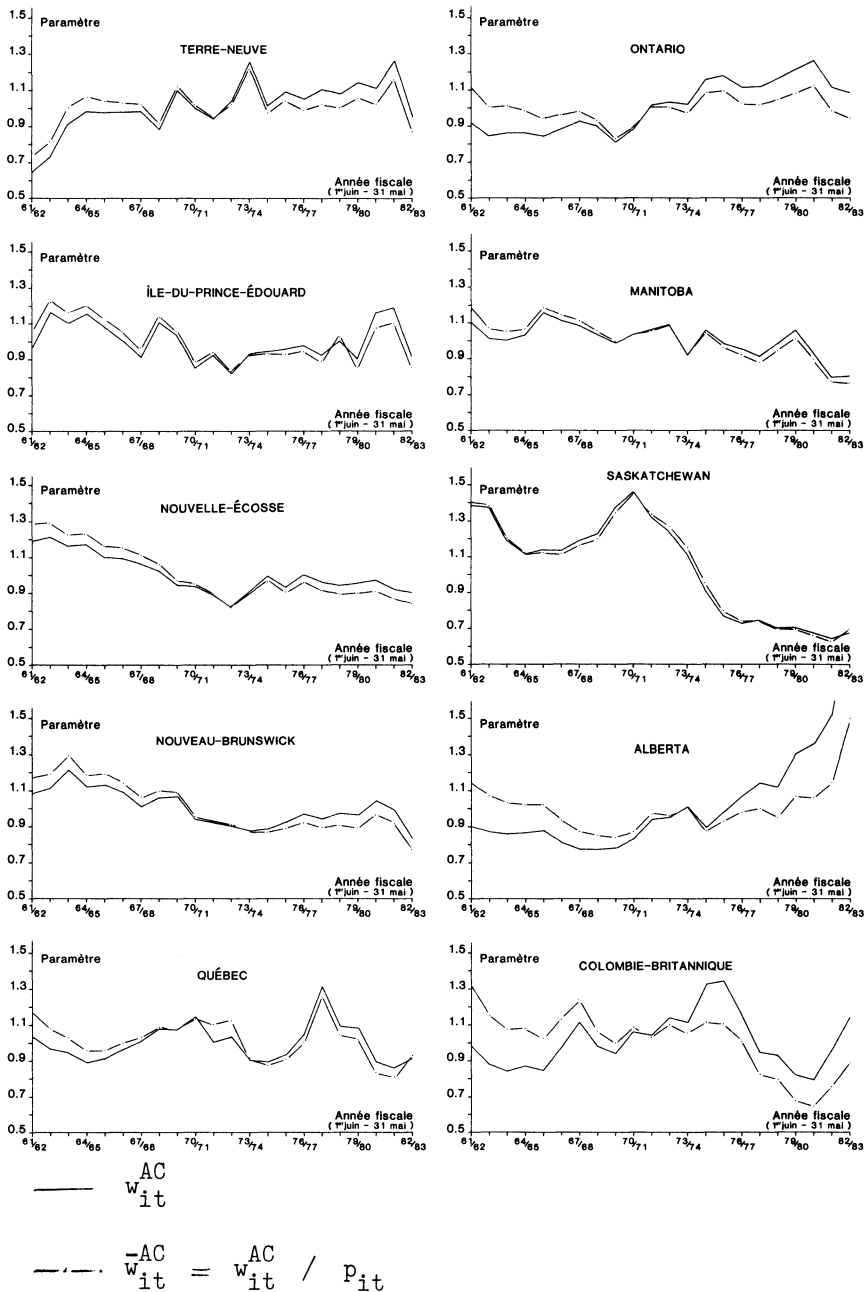
$$\bar{w}_{i,t}^{AC} = w_{i,t}^{AC} / p_{i,t} \quad (14)$$

où $p_{i,t}$ est la moyenne géométrique "standardisée" de la population de la province i au temps t

$$p_{i,t} = \frac{P_{i,t}}{\left[\prod_t P_{i,t} \right]^{1/T}} \quad (15)$$

FIGURE 2

Effet d'interaction entre les variables d'origine et de temps



Les variations qui caractérisent l'évolution temporelle de la force de répulsion (valeur absolue et valeur per capita) associée à chaque province sont loin d'être monotones mais permettent néanmoins la mise en avant de quelques généralisations. Ainsi l'on peut, sur la base des variations de \bar{w}_{it}^{AC} , distinguer plusieurs groupes de provinces i :

- un premier groupe de provinces où l'indice \bar{w}_{it}^{AC} passe d'une valeur plus élevée dans la première moitié de la période d'observation à une valeur plus faible dans la seconde moitié de cette période: Ile-du-Prince-Edouard, Nouvelle-Ecosse, Nouveau-Brunswick, Manitoba et Saskatchewan;
- un deuxième groupe de provinces où l'indice \bar{w}_{it}^{AC} présente une évolution inverse à la précédente (valeur plus faible dans la première moitié de la période d'observation, valeur plus élevée dans la seconde): Terre-Neuve, Ontario et Alberta; et
- un troisième et dernier groupe de provinces où l'évolution de \bar{w}_{it}^{AC} est cyclique: Québec et Colombie-Britannique.

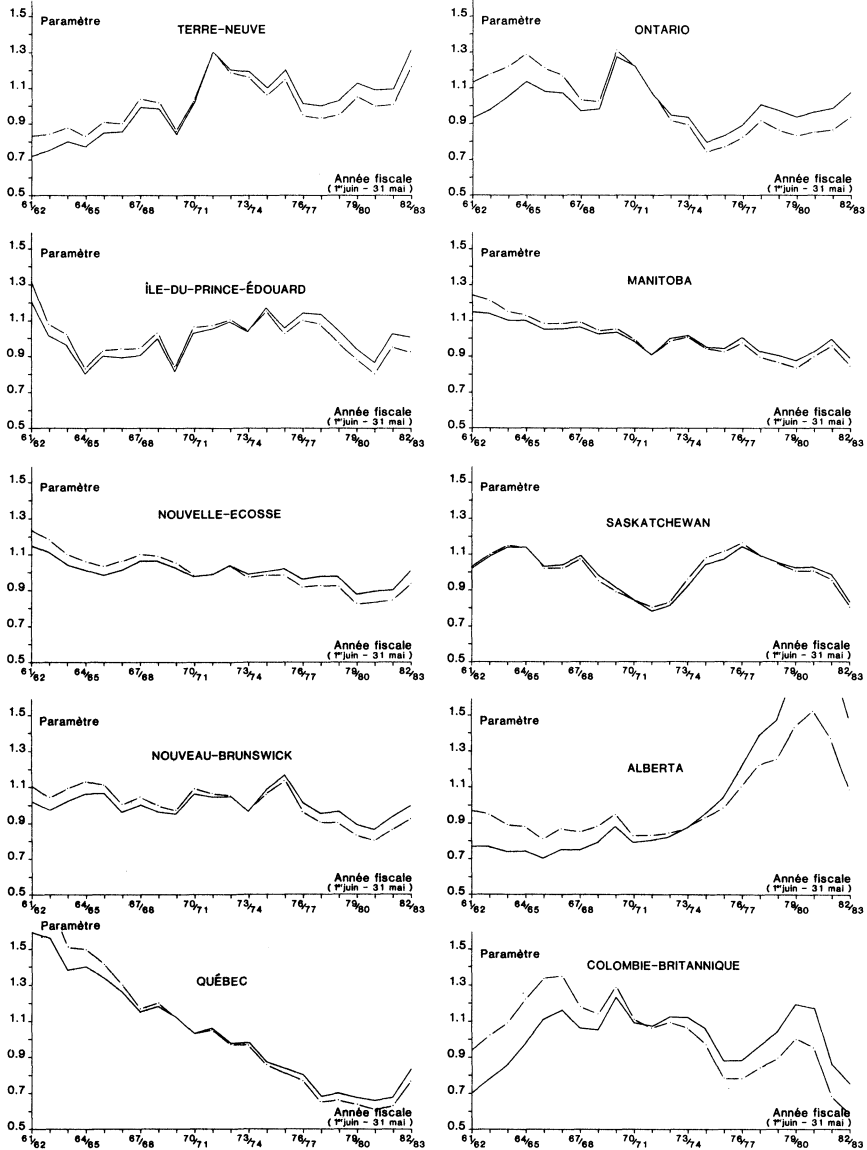
L'on remarquera qu'en dépit des évolutions typiques des deux premiers groupes de provinces, la valeur de \bar{w}_{it}^{AC} ne s'écarte généralement que modérément de sa valeur moyenne. Seules les provinces de la Saskatchewan et de l'Alberta ont un indice \bar{w}_{it}^{AC} qui en fin de période est sensiblement différent de celui observé en début de période.

De manière analogue, les variations annuelles des paramètres w_{it}^{BC} relatifs à l'effet d'interaction entre la province de destination i et la variable de temps t apparaissent à la figure 3 où sont également présentées les variations annuelles des indices $\bar{w}_{it}^{BC} = w_{it}^{BC}/p_{it}$ éliminant l'influence du niveau de la population dans la province i. Ces variations, qui sont typiques de l'évolution temporelle de la force d'attraction (valeur absolue et valeur per capita) associée à chaque province, se prêtent à une caractérisation similaire à celle réalisée plus tôt en relation avec la force de répulsion. L'on distingue ainsi:

- un premier groupe de provinces où l'indice \bar{w}_{it}^{BC} passe d'une valeur plus forte que la moyenne dans la première moitié de la période d'observation à une valeur plus faible dans la seconde moitié: Ile-du-Prince-Edouard, Nouvelle-Ecosse, Nouveau-Brunswick, Québec, Ontario, Manitoba et Colombie-Britannique;
- un deuxième groupe de provinces où \bar{w}_{it}^{BC} a subi l'évolution inverse: Terre-Neuve et Alberta; et enfin
- un troisième et dernier groupe de provinces réduit à la seule Saskatchewan où l'évolution de \bar{w}_{it}^{BC} est de type cyclique.

Par comparaison avec le type précédent d'interaction impliquant la variable temps, ce deuxième type d'interaction conduit à une moindre stabilité de l'indice pertinent: les variations de \bar{w}_{it}^{BC} sont plus brusques et d'amplitude sensiblement supérieures à celles de \bar{w}_{it}^{AC} . Néanmoins, les écarts enregistrés

Effet d'interaction entre les variables de destination et de temps



$\text{—} w_{jt}^{BC}$
 $\text{- - - } \bar{w}_{jt}^{BC} = w_{jt}^{BC} / p_{jt}$

pour chaque indice provincial par rapport à la moyenne sont du même ordre que dans le cas précédent. Aussi, n'y a-t-il à nouveau que deux provinces où l'indice considéré est en fin de période sensiblement différent de sa valeur en début de période. Il s'agit cette fois du Québec qui a vu son pouvoir d'attraction s'éroder au fil des années et de l'Alberta qui a vu le sien augmenter fortement dans la seconde partie des années 1970.

La comparaison des classifications réalisées pour les deux types d'effets ici considérés montre que les pouvoirs de répulsion et d'attraction (per capita) tendent à évoluer dans le même sens plutôt qu'en sens inverse. Mettant de côté les trois provinces où l'évolution de l'une des deux forces est de type cyclique, (Québec, Saskatchewan, Colombie-Britannique), l'on constate que les variations des indices \bar{w}_{1t}^{AC} et \bar{w}_{1t}^{BC} sont de même direction pour six provinces (Ile-du-Prince-Edouard, la Nouvelle-Ecosse, le Nouveau-Brunswick et le Manitoba où elles sont orientées à la baisse, Terre-Neuve et l'Alberta où elles sont orientées à la hausse) alors qu'elles sont de direction inverse pour la seule province d'Ontario.

Au delà des tendances générales dégagées ci-dessus, l'analyse des paramètres d'interaction entre les variables d'espace et de temps se doit d'être complétée par un examen d'ordre quantitatif axé sur l'acuité des variations enregistrées. À cet effet, le tableau 3 fournit, pour chacun des paramètres considérés ainsi que pour chaque population provinciale, la valeur d'un indice u_i représentatif de son degré de stabilité:

$$u_i = \sum_t q_{1t} \ln(q_{1t}/\hat{q}_{1t}) \quad (16)$$

où q_{1t} est la valeur normalisée de \bar{w}_{1t}^{AC} , \bar{w}_{1t}^{BC} ou p_{1t} satisfaisant $\sum_t q_{1t} = 1$ et $\hat{q}_{1t} = 1/T$ est typique d'une invariance de la variable considérée.

L'observation de ce tableau suggère tout d'abord une plus grande variabilité des paramètres d'interaction impliquant la région de destination que de ceux impliquant la région d'origine, confirmant en cela l'une des conclusions issues de l'analyse des variantes non saturées réalisée à la section 1. De plus, le rapprochement des valeurs provinciales correspondantes démontre que les valeurs absolues des paramètres d'interaction sont généralement faibles. Il existe néanmoins quelques exceptions notables ayant trait à l'Alberta et à la Saskatchewan dans le cas de w_{1t}^{AC} et à l'Alberta et au Québec dans le cas de w_{1t}^{BC} . Mais, ainsi qu'il ressort de la comparaison des indices de stabilité relatifs aux indices \bar{w}_{1t}^{AC} et \bar{w}_{1t}^{BC} , la forte instabilité des paramètres relatifs à l'Alberta est essentiellement la conséquence de l'accroissement démographique que cette province a subi dans les années soixante-dix. De fait, une fois l'influence de l'accroissement démographique éliminée, seuls l'effet de répulsion relatif à la Saskatchewan et l'effet d'attraction relatif au Québec se démarquent encore des ensembles correspondants. De façon précise, la valeur de \bar{w}_{1t}^{AC} s'établit à 0,800 pour la Saskatchewan alors qu'elle s'échelonne de 0,053 (Ontario) à 0,343 (Colombie-

Britannique) pour les autres provinces; la valeur de \bar{w}_{it}^{BC} atteint 1,223 pour le Québec alors qu'elle s'étagère entre 0,102 (Nouveau-Brunswick) et 0,434 (Colombie-Britannique) pour les autres provinces.

TABLEAU 3
Indices de stabilité relatifs aux paramètres d'interaction entre
origine/destination et temps

Province	Paramètres				Population		Paramètres (per capita)			
	Origine(w_{it}^{AC})		Destination(w_{it}^{BC})				Origine(\bar{w}_{it}^{AC})		Destination(\bar{w}_{it}^{BC})	
	Valeur	Rang	Valeur	Rang	Valeur	Rang	Valeur	Rang	Valeur	Rang
Terre-Neuve	0,222	4	0,321	3	0,050	4	0,120	8	0,180	5
Ile-du-Prince-Edouard	0,124	6	0,129	6	0,028	7	0,153	6	0,147	6
Nouvelle-Ecosse	0,122	7	0,045	10	0,025	8	0,231	3	0,119	9
Nouveau-Brunswick	0,101	9	0,047	9	0,030	6	0,201	4	0,102	10
Québec	0,110	8	0,836	2	0,036	5	0,117	9	1,223	1
Ontario	0,203	5	0,133	5	0,118	3	0,053	10	0,327	4
Manitoba	0,090	10	0,072	8	0,012	9	0,141	7	0,140	7
Saskatchewan	0,779	2	0,125	7	0,006	10	0,800	1	0,136	8
Alberta	0,798	1	1,351	1	0,297	2	0,189	5	0,425	3
Colombie-Britannique	0,234	3	0,242	4	0,299	1	0,343	2	0,434	2
Moyenne	0,278	-	0,330	-	0,090	-	0,234	-	0,323	-

ASPECTS SPATIAUX

Si le modèle log-linéaire permet d'évaluer la stabilité temporelle du phénomène migratoire, il permet aussi de capturer de façon très réaliste l'interaction entre variables d'origine et de destination. A ce propos, il apparaît opportun de rappeler ici que les matrices de distances physiques ou de coûts de transport conventionnellement utilisées pour la mise en oeuvre des modèles de gravité ne refléchissent que très partiellement les mouvements observés. Ainsi Snickars et Weibull (1977) établissent que la substitution d'une matrice de mouvements précédemment observés pour la matrice des distances physiques conduit à un modèle plus performant. Il s'ensuit que la variante du modèle log-linéaire ici utilisée, de par son identification des paramètres \bar{w}_{ij}^{AB} relatifs à l'interaction entre les variables d'origine et de destination, fournit l'occasion d'examiner en quoi la "véritable" structure d'interaction diffère de la structure plus normative reposant sur la matrice des distances physiques interprovinciales.

Le tableau 4 présente la matrice estimée des paramètres \bar{w}_{ij}^{AB} qui au premier coup d'oeil apparaît être non-symétrique; d'où l'inégalité des

distances réelles correspondant aux courants migratoires de directions opposées. De façon plus précise, le calcul, pour chacune des 45 paires de courants inverses, du ratio des paramètres d'interaction (en faisant figurer le plus élevé des deux au numérateur) conduit à une valeur moyenne de 1,058. En d'autres termes, la faculté de se mouvoir entre deux provinces est en moyenne 5,8% plus élevée dans la direction plus favorable que dans la direction contraire.

TABLEAU 4

Paramètres relatifs à l'interaction entre les variables d'origine et de destination

Origine	Destination									
	T.-N.	I.-P.-E.	N.-E.	N.-B.	QUE.	ONT.	MAN.	SASK.	ALB.	C.-B.
Terre-Neuve	-	1,715	2,560	1,759	1,317	1,487	0,610	0,420	0,618	0,418
Ile-du-Prince-Edouard	1,786	-	3,722	3,446	0,766	0,927	0,570	0,451	0,565	0,423
Nouvelle-Ecosse	2,626	3,865	-	2,644	0,957	0,943	0,453	0,361	0,419	0,603
Nouveau-Brunswick	1,765	3,253	2,618	-	2,413	0,953	0,495	0,351	0,414	0,403
Québec	1,297	0,803	0,902	2,293	-	2,306	0,699	0,499	0,667	0,866
Ontario	1,522	1,001	0,900	0,968	2,039	-	0,950	0,721	0,658	0,821
Manitoba	0,592	0,541	0,432	0,457	0,766	0,923	-	5,867	1,832	2,080
Saskatchewan	0,380	0,414	0,360	0,339	0,498	0,714	6,238	-	6,061	3,863
Alberta	0,605	0,562	0,460	0,419	0,622	0,639	1,710	5,512	-	4,079
Colombie-Britannique	0,450	0,458	0,690	0,433	0,888	0,831	1,810	3,582	3,396	-

Au delà de cette valeur moyenne, l'éventail des valeurs prises par les 45 ratios calculés se caractérise par une distribution relativement homogène entre 1 et 1,1 alors que seuls 5 ratios dépassent la valeur 1,1: voir le tableau 5. De plus, la liste des paires de provinces pour lesquelles l'asymétrie des termes relationnels est comparativement plus élevée indique qu'il est plus facile de se rendre:

- des Prairies (Manitoba, Saskatchewan, Alberta) vers la Colombie-Britannique
- de la Colombie-Britannique vers les trois provinces les plus à l'est (Terre-Neuve, Ile-du-Prince-Edouard, Nouvelle-Ecosse) et
- du Québec vers l'Ontario

que dans les directions opposées.

L'on sait que, toutes choses étant égales par ailleurs, la difficulté de se déplacer dans l'espace augmente avec la distance. Aussi, vu que l'ordre des provinces utilisé dans cet article reflète leur position géographique d'est en ouest dans le système canadien, l'on doit s'attendre à ce que la valeur des paramètres d'interaction apparaissant au tableau 4 diminue lorsque l'on se

déplace, dans le triangle supérieur (c'est-à-dire au-dessus de la diagonale principale), de gauche à droite le long d'une ligne ou de bas en haut le long d'une colonne et, dans le triangle inférieur, dans les directions opposées. Or tel n'est pas toujours le cas, ce qui conduit à conclure que les distances réelles entre provinces sont loin de refléter les distances physiques. Une lecture attentive du tableau 4 indique, en particulier, que l'importance de l'obstacle spatial dans les mouvements de chaque province atlantique vers l'ouest du pays n'augmente pas de façon monotone avec le déplacement vers l'ouest de la province de destination. De fait, au lieu de diminuer, le paramètre d'interaction se relève si l'on substitue l'Alberta à la Saskatchewan comme province de destination, revenant au niveau de la valeur estimée dans le cas où le Manitoba est la région de destination.

TABLEAU 5

Résumé des valeurs prises par les quotients des paramètres
d'interaction relatifs aux courants
migratoires en sens opposés

Intervalles	Nombre	Courants		Valeurs
1,100 +	5	Alberta	Colombie-Britannique	1,201
		Manitoba	Colombie-Britannique	1,149
		Colombie-Britannique	Nouvelle-Ecosse	1,145
		Québec	Ontario	1,131
		Terre-Neuve	Saskatchewan	1,105
1,075 à 1,000	9	Saskatchewan	Alberta	1,100
		Alberta	Nouvelle-Ecosse	1,098
		Manitoba	Québec	1,096
		Ile-du-Prince-Edouard	Saskatchewan	1,091
		Nouveau-Brunswick	Manitoba	1,084
		Colombie-Britannique	Ile-du-Prince-Edouard	1,082
		Québec	Ile-du-Prince-Edouard	1,081
		Saskatchewan	Terre-Neuve	1,079
		Colombie-Britannique	Terre-Neuve	1,077
1,050 à 1,075	9			
1,025 à 1,050	10			
1 à 1,025	12			

L'on remarquera aussi que si l'Alberta exerce sur les habitants des provinces atlantiques une attraction comparativement plus forte que ne le laisse supposer sa position géographique dans le système canadien, l'Ontario exerce une influence similaire sur les habitants de Terre-Neuve et de l'Île-du-Prince-Édouard et de même la Colombie-Britannique sur les habitants du Québec et de l'Ontario.

Vu les observations précédentes, il apparaît souhaitable d'éclairer ci-après les écarts existant entre les distances interprovinciales réelles d'une part et physiques d'autre part. A cet effet, une procédure originale en deux étapes successives est utilisée qui, en fin de compte, fournit, pour chaque paire origine-destination, une valeur estimée de la distance réelle directement comparable à la distance physique.

La première étape de cette procédure consiste à évaluer l'influence générale exercée par la distance dans la migration interprovinciale. Si l'on suppose que cette influence peut être représentée par une fonction puissance de la distance

$$t_{i,j} \propto e^{-h d_{i,j}} \quad (17)$$

où $d_{i,j}$ est la distance physique entre la ville principale de la province i et celle de la province j et h est un paramètre positif ou nul à déterminer. Il importe tout d'abord de fixer $t_{i,j}$ de telle sorte qu'il soit directement comparable avec le paramètre d'interaction correspondant $w_{i,j}^{AB}$. Ceci conduit alors à définir

$$t_{i,j} = k u_i e^{-h d_{i,j}} v_j \quad (18)$$

où k , u_i et v_j sont des paramètres ($\sum_i u_i = \sum_j v_j = 1$) tels que

$$\sum_{i \neq j} t_{i,j} = \sum_{j \neq i} t_{i,j} = 1.$$

Il est clair que, pour toute valeur donnée de h , l'estimation de ces paramètres peut s'effectuer très simplement à partir de formules établies sur la base d'une méthodologie similaire à celle utilisée plus haut pour l'estimation des paramètres d'interaction relatifs à la variante de quasi-indépendance du modèle log-linéaire (les détails de cette méthodologie peuvent être fournis par l'auteur sur demande).

Pour obtenir la valeur du terme relationnel $t_{i,j}$, reflétant le seul effet de la distance physique entre les provinces i et j , il suffit donc d'estimer la valeur optimale h^* de l'exposant h . Ici, cette valeur est définie comme celle qui minimise l'écart entre les matrices $w = (w_{i,j}^{AB})$ et $t = (t_{i,j})$ sur la base de l'indice de type χ^2 suivant:

$$I = \sum_{j \neq i} \sum_i \frac{(t_{i,j} - w_{i,j}^{AB})^2}{w_{i,j}^{AB}} \quad (19)$$

Sa détermination pratique est réalisée sur la base d'une application de la méthode Raphson-Newton à la recherche du minimum de $I(h)$: pour les détails d'une telle application, voir Ledent (1980: 340). Tous calculs faits, il ressort que $h^* = 0,8884$.

Dès lors, si d'_{ij} dénote la distance réelle de i à j , la relation

$$\frac{W_{ij}^{AB}}{t_{ij}} = \left[\frac{d'_{ij}}{d_{ij}} \right]^{-h} \quad (20)$$

permet d'aboutir à l'estimation des distances réelles d'_{ij}

$$d'_{ij} = d_{ij} \left[\frac{W_{ij}^{AB}}{t_{ij}} \right]^{-1/h} \quad (21)$$

[lesquelles, l'on remarquera au passage, sont telles que $\sum_{i \neq j} \pi d'_{ij} = \sum_{i \neq j} \pi d_{ij}$, et $\sum_{j \neq i} \pi d'_{ij} = \sum_{j \neq i} \pi d_{ij}$].

Le tableau 6 montre les distances réelles obtenues sur la base de (21), en valeur absolue aussi bien que comme fractions des distances physiques correspondantes. Le quotient d'_{ij}/d_{ij} est généralement inférieur à 1 pour tout déplacement entre deux provinces situées d'un même côté de l'Ontario (que ce soit un déplacement entre deux provinces atlantiques ou entre deux provinces de l'ouest canadien) mais supérieur à 1 pour tout déplacement entre deux provinces situées de part et d'autre de l'Ontario (qu'il ait lieu d'est en ouest ou dans la direction opposée). Une telle observation nous incite donc à croire que l'élasticité de la propension à migrer n'est pas, comme le suppose (17), homogène dans l'espace mais qu'elle tend à diminuer plus rapidement quand la distance s'accroît.

Nonobstant la fragilité de l'expression (17), le tableau 6 nous indique qu'en maintes occasions la distance réelle diffère substantiellement de la distance physique. En particulier, elle est très inférieure à cette dernière en ce qui concerne les mouvements enregistrés entre Terre-Neuve et l'Ontario, la Nouvelle-Ecosse et l'Ontario, le Québec et le Nouveau-Brunswick, le Manitoba et la Saskatchewan, la Saskatchewan et la Colombie-Britannique. Par contre, la relation est largement inversée dans le cas des mouvements entre Terre-Neuve et la Saskatchewan, Terre-Neuve et la Colombie-Britannique, l'Île-du-Prince-Édouard et Québec. D'une façon générale, ces écarts substantiels entre distances physiques et réelles correspondent, pour les premiers, à des relations privilégiées et, pour les seconds, à des relations peu développées.

L'on peut sans nul doute pousser plus avant l'analyse de la dimension spatiale, mais l'on se garde ici d'une telle tentation dans le mesure où

TABLEAU 6

Distances interprovinciales: valeurs physiques et réelles (en milles)

Origine	Destination									
	T.-N.	I.-P.-E.	N.-E.	N.-B.	Qué.	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.
1. Valeurs physiques										
Terre-Neuve	*	900	934	1 073	1 617	1 952	3 113	3 628	3 956	4 600
Ile-du-Prince-Edouard	900	*	174	201	745	1 080	2 241	2 756	3 084	3 728
Nouvelle-Ecosse	934	174	*	192	776	1 111	2 272	2 787	3 115	3 759
Nouveau-Brunswick	1 073	201	192	*	584	919	2 080	2 595	2 923	3 567
Québec	1 617	745	776	584	*	335	1 496	2 011	2 339	2 983
Ontario	1 952	1 080	1 111	919	355	*	1 304	1 819	2 147	2 791
Manitoba	3 113	2 241	2 272	2 080	1 496	1 304	*	515	843	1 387
Saskatchewan	3 628	2 756	2 787	2 595	2 011	1 819	515	*	328	1 042
Alberta	3 956	3 084	3 115	2 923	2 339	2 147	843	328	*	773
Colombie-Britannique	4 600	3 728	3 759	3 567	2 983	2 791	1 387	1 042	773	*
2. Valeurs réelles										
Terre-Neuve	*	840	542	780	1 243	1 226	3 943	6 148	4 477	9 973
Ile-du-Prince-Edouard	802	*	173	178	1 110	1 013	2 068	2 750	2 400	4 770
Nouvelle-Ecosse	527	165	*	242	876	1 006	2 711	3 578	3 410	3 247
Nouveau-Brunswick	777	189	245	*	291	938	2 315	3 492	3 260	4 820
Québec	1 264	1 052	935	309	*	399	1 805	2 703	2 192	2 343
Ontario	1 194	928	1 060	921	458	*	1 446	2 018	2 517	2 813
Manitoba	4 079	2 190	2 861	2 533	1 628	1 493	*	225	938	1 166
Saskatchewan	6 877	3 032	3 589	3 622	2 707	2 039	210	*	250	594
Alberta	4 588	2 418	3 069	3 213	2 371	2 598	1 013	278	*	629
Colombie-Britannique	9 173	4 365	2 788	4 447	2 276	2 774	1 364	647	773	*
3. Ratios valeur réelle/valeur physique										
Terre-Neuve	*	0,933	0,580	0,727	0,769	0,628	1,267	1,695	1,132	2,168
Ile-du-Prince-Edouard	0,892	*	0,992	0,883	1,490	0,938	0,923	0,998	0,788	1,279
Nouvelle-Ecosse	0,564	0,950	*	1,262	1,128	0,905	1,193	1,284	1,095	0,864
Nouveau-Brunswick	0,724	0,942	1,276	*	0,499	1,020	1,113	1,346	1,115	1,351
Québec	0,782	1,413	1,205	0,529	*	1,190	1,207	1,344	0,937	0,786
Ontario	0,612	0,859	0,954	1,002	1,368	*	1,109	1,109	1,172	1,008
Manitoba	1,310	0,977	1,259	1,218	1,088	1,145	*	0,437	1,113	0,841
Saskatchewan	1,896	1,100	1,288	1,396	1,346	1,121	0,408	*	0,761	0,570
Alberta	1,160	0,784	0,985	1,099	1,014	1,210	1,202	0,847	*	0,814
Colombie-Britannique	1,994	1,171	0,742	1,247	0,763	0,994	0,983	0,621	1,000	*

Source: Valeurs physiques: Termote et Fréchette (1979).

- l'estimation des données migratoires interprovinciales par Statistique Canada repose sur une ventilation contestable des migrations par province de destination (voir Statistique Canada 1977, catalogue 92-208, pp. 17-18),
- la distance physique entre deux provinces n'est pas nécessairement reflétée de façon adéquate par la distance routière entre les villes principales de ces provinces.

CONCLUSION

L'application du modèle log-linéaire aux courants annuels de migration interprovinciale enregistrés depuis 1961 a permis d'éclairer les aspects spatio-temporels de ce phénomène. D'un point de vue *spatial*, l'on a démontré la forte interaction existant entre régions d'origine et de destination; un résultat qui, on l'espère, incitera un plus grand nombre de chercheurs à privilégier les courants migratoires origine-destination au détriment des flux bruts régionaux.

D'un point de vue *temporel*, l'on a entre autres mis en évidence une tendance longue à la baisse de la propension à changer de province ainsi qu'une plus grande variabilité de l'effet d'attraction que de l'effet de répulsion relatifs à chaque province. De plus, ces deux effets tendent à varier dans le même sens plutôt qu'en sens contraire.

Pour conclure, l'on signale que l'analyse ci-dessus peut être complétée par une analyse économétrique ayant pour but de relier les variations des paramètres subissant l'influence de la variable temps aux changements observés dans l'environnement socio-économique pertinent. Ainsi que le suggère le travail réalisé par Ledent (1984),

- le paramètre w_{ij}^c est significativement influencé par les variations du taux de chômage (impact négatif) et du taux de salaire hebdomadaire (impact positif) observés au niveau national,
- les paramètres w_{ij}^{ac} et w_{ij}^{bc} sont significativement influencés par les variations locales des mêmes variables.

Annexe

Détermination des paramètres relatifs à la variante de quasi-indépendance

Les paramètres relatifs à la variante de quasi-indépendance ont été calculés, à partir des valeurs estimées $\hat{M}_{i,j,t}$ des migrations correspondantes, par l'application successive des formules ci-dessous (la démonstration de ces formules peut être obtenue de l'auteur sur demande).

1. Interaction des variables d'origine (destination) et de temps:

$$W_{it}^{AC} = \frac{\left[\frac{\pi \hat{M}_{ikt}}{\hat{M}_{jkt}} \right]^{1/R}}{\left[\frac{\pi \hat{M}_{ikt}}{\hat{M}_{jkt}} \right]^{1/RT}} ; \quad W_{jt}^{BC} = \frac{\left[\frac{\pi \hat{M}_{kjt}}{\hat{M}_{kit}} \right]^{1/R}}{\left[\frac{\pi \hat{M}_{kjt}}{\hat{M}_{kit}} \right]^{1/RT}}$$

(où k est arbitrairement choisi).

2. Effet principal lié au temps:

$$W_t^E = \frac{e_t}{[\pi e_t]^{1/T}}$$

avec $e_t = \frac{\hat{M}_{ijt}}{W_{it}^{AC} W_{jt}^{BC}}$ (où i et j sont arbitrairement choisis).

3. Effets principaux liés à l'origine et au temps:

$$W_{it}^{AC} = \frac{\left[\frac{\pi (f_{ik})^{T-1} f_{ki}}{\pi f_{k1}} \right]^{1/R(R-2)}}{\pi f_{k1}} ; \quad W_{jt}^{BC} = \frac{\left[\frac{\pi f_{j1} (f_{kj})^{T-1}}{\pi f_{k1}} \right]^{1/R(R-2)}}{\pi f_{k1}}$$

avec $f_{ij} = \frac{\hat{M}_{ijt}}{W_t^E W_{it}^{AC} W_{jt}^{BC}}$ (où t est arbitrairement choisi).

4. Effet général moyen:

$$W = \left[\pi g_k \right]^{1/R}$$

avec $g_k = \frac{\hat{M}_{ikt}}{W_i^A W_k^B W_t^C W_{it}^{AC} W_{kt}^{BC}}$ (où i et t sont arbitrairement choisis) ou bien

$$g_k = \frac{\hat{M}_{kjt}}{W_k^A W_j^B W_t^C W_{kt}^{AC} W_{jt}^{BC}} \quad (\text{où j et t sont arbitrairement choisis}).$$

5. Interaction des variables d'origine et de destination:

$$w_{ij}^{AB} = \frac{\hat{M}_{ijt}}{w w_i^A w_j^B w_t^C w_{it}^{AC} w_{jt}^{BC}} \quad (\text{où } t \text{ est arbitrairement choisi}).$$

Bien entendu, les produits apparaissant dans chacune des formules ci-dessus excluent les courants estimés \hat{M}_{ijt} tels que $j=i$.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BAYDAR, N., 1983. *Analysis of the Temporal Stability of Migration Patterns in the Context of Multiregional Forecasting*. Voorburg, The Netherlands, Netherlands Interuniversity Demographic Institute. (Working Paper 38)
- BISHOP Y.M., FIENBERG S.E. et HOLLAND R.W., 1975. *Discrete Multivariate Analysis: Theory and Practice*. Cambridge, Massachussets, M.I.T. Press.
- DEMING, W. et STEPHAN, F., 1940. "On a Least Squares Adjustment of a Sampled Frequency Table when Expected Marginal Totals are Known". *Annals of Mathematical Statistics*, 11, 427-444.
- DIXON, W.J. et BROWN, M.B., 1979. *BMDP-79. Biomedical Computer Programs P-Series..* Berkeley, California, University of California Press.
- FIENBERG, S.E., 1977. *The Analysis of Cross-Classified Categorical Data*. Cambridge, Massachussets, M.I.T. Press.
- HUA, C.I. et PORELL, F., 1979. "A Critical Review of the Development of the Gravity Model". *International Regional Science Review*, 4, 2, 97-126.
- LEDENT, J., 1980. "Calibrating Alonso's General Theory of Movement: The Case of Interprovincial Migration Flows in Canada". *Sistemi Urbani*, 2/3, 327-358.
- LEDENT, J., 1984. "Demoeconomic Modeling of Interprovincial Migration in Canada: The Longitudinal Case". Paper Presented at the 8th Annual Meeting of the Canadian Regional Science Association. Guelph, Ontario, May 31- June 1.
- NORRIS, D., 1983. "New Sources of Canadian Small Area Migration Data". *Review of Public Data Use*, 11, 1, 11-25.
- SNICKARS, F. et WEIBULL, J.W., 1977. "A Minimum Information Principle. Theory and Practice". *Regional Science and Urban Economics*, 7, 137-168.
- STATISTIQUE CANADA, 1979. *Projections démographiques pour le Canada et les provinces 1976-2001*. Catalogue 91-514 (hors série). Ottawa, Information Canada.
- STATISTIQUE CANADA, (années diverses). *Estimations de population pour le Canada et les provinces*. Catalogue 92-201 (annuel). Ottawa, Information Canada.

STATISTIQUE CANADA, (années diverses). *Les migrations internationales et interprovinciales au Canada*. Catalogue 91-208 (annuel). Ottawa, Information Canada.

TERMOTE, M. et FRECHETTE, R., 1979. *Les variations du courant migratoire interprovincial*. Montréal, Institut national de la recherche scientifique - Urbanisation.

U.S. Bureau of the Census, 1967. "Revised Projections of the Population of States: 1970 to 1985". *Current Population Reports*. Series P-25, no 375. Washington, D.C., U.S. Government Printing Office.

WILLEKENS, F., 1982. "Multiregional Population Analysis with Incomplete Data". in K. Land et A. Rogers, eds. *Multidimensional Mathematical Demography*. New York, N.Y., Academic Press, 43-111.

WILLEKENS, F., 1983a. "Log-Linear Modeling of Spatial Interaction". *Papers of the Regional Science Association*, 52, 187-205.

WILLEKENS, F., 1983b. "Specification and Calibration of Spatial Interaction Models. A contingency Table Perspective and an Application to Intraurban Migration in Rotterdam". *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, 74, 4, 239-252.

RÉSUMÉ - SUMMARY - RESUMEN

LEDENT Jacques - Une analyse log-linéaire des courants migratoires interprovinciaux: Canada, 1961-1983

Cet article présente une analyse approfondie des caractéristiques spatio-temporelles de la migration interprovinciale au Canada réalisée sur la base de données longitudinales tirées du fichier des allocations familiales. La méthodologie utilisée fait appel au modèle log-linéaire sous-jacent à la notion de tableau de contingence, lequel modèle autorise une représentation simple des données observées à l'aide de paramètres caractéristiques des diverses interactions possibles entre les variables concernées (variables d'origine, de destination et de temps dans le cas présent). Dans une première étape, un examen comparé de la performance des diverses variantes non saturées (variantes où manquent un ou plusieurs des paramètres pertinents) permet de clarifier l'influence globale de chacune des variables. Dans une deuxième étape, cette influence est précisée à l'aide d'une investigation détaillée des paramètres relatifs à la variante de quasi-indépendance, c'est-à-dire, la variante où seul l'effet d'interaction s'exerçant entre les trois variables est ignoré. Outre la suggestion que les variables d'origine et de destination ne sont pas indépendantes (résultat qui confirme la nécessité de mettre l'accent sur les courants migratoires dans l'étude de la migration), cette investigation met en avant quelques conclusions sur les variations temporelles de la migration interprovinciale.

LEDENT Jacques - A Log-linear Analysis of Interprovincial Streams of Migration: Canada, 1961-1983

This article presents an in-depth analysis of spatial-temporal characteristics of interprovincial migration in Canada carried out with longitudinal data obtained from the family allowance file. The methodology used calls on the log-linear model underlying the notion of the contingency table. This model permits a simple representation of the observed data, with the aid of parameters typical of the many possible interactions between the variables in question (variables of origin, destination and period in the present case). First, a comparative examination of the performance of several unsaturated variants (variants where one or more pertinent parameters are missing) allows clarification of the overall influence of each variable. Second, this influence is further specified with the aid of a detailed investigation of the parameters that are relative to the quasi-independence variance, that is to say, the variance where only the effect of interaction between the three variables is ignored. Together with the suggestion that the variables of origin and destination are not independent (a result that confirms the need to emphasize interregional streams in the study of migration), this investigation sets forth some conclusions about the temporal variations of interprovincial migration.

LEDENT Jacques - Un análisis logó-lineal de los flujos migratorios interprovinciales: Canadá, 1961-1983

El presente artículo ofrece un análisis minucioso de las características espaciales y temporales de la migración entre las provincias de Canadá, sustentándose en datos de carácter longitudinal provenientes del archivo de Subsidios a la Familia. La metodología que se llevó a cabo está basada en el modelo logó-lineal subyacente a la noción de tabla de contingencia, dicho modelo permite elaborar una representación simple de los datos observados con ayuda de parámetros característicos de las diversas interacciones que se dan entre las variables en juego (variables de origen, de destino y de tiempo, en este estudio). En una primera etapa, se hace un examen comparativo de la acción de las diversas variantes no saturadas (variantes en donde faltan uno o varios de los parámetros pertinentes) lo que permite esclarecer la influencia global de cada una de las variables. En una segunda etapa, esta influencia es especificada gracias al estudio pormenorizado de los parámetros relativos a la variante de casi-independencia, o sea la variante en donde únicamente el efecto de interacción que se da entre las tres variables no se toma en cuenta. Aparte de sugerir que las variables de origen y de destino no son independientes (resultado que confirma la necesidad de hacer hincapié en el estudio de las corrientes migratorias al tratar la migración), la presente investigación sienta algunas conclusiones acerca de las fluctuaciones temporales de la migración interprovincial.