

Le concept de population stable ouverte : application à l'étude des variations de la structure démographique

USE OF THE OPEN STABLE POPULATION MODEL TO STUDY CHANGES IN AGE STRUCTURE

EL CONCEPTO DE POBLACIÓN ESTABLE ABIERTA : APUCACION AL ESTUDIO DE LAS VARIACIONES DE LA ESTRUCTURA DEMOGRAFICA

Réjean Lachapelle

Vieillesse démographique

Volume 19, Number 2, automne 1990

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/010048ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/010048ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Association des démographes du Québec

ISSN

0380-1721 (print)

1705-1495 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Lachapelle, R. (1990). Le concept de population stable ouverte : application à l'étude des variations de la structure démographique. *Cahiers québécois de démographie*, 19(2), 197–214. <https://doi.org/10.7202/010048ar>

Article abstract

The open stable population model is an extension of the stable population model. It is based upon a new immigration index. The model is used to study the impact of demographic phenomena on the population's structure by age and place of birth. For a given increase in the rate of growth, a fertility increase has more impact on the rejuvenation of the age structure than an immigration increase. With an average of 1.75 children per woman, the minimum immigration level required to avoid a decrease in population would result in a percentage of foreign-born similar to the maximum observed in any developed country (i.e. 21% in Australia).

Le concept de population stable ouverte : application à l'étude des variations de la structure démographique

Réjean LACHAPELLE *

Trois méthodes peuvent être utilisées pour estimer les effets des phénomènes démographiques sur la structure d'une population : 1° l'analyse de l'évolution passée, 2° la comparaison de projections démographiques et 3° l'analyse des contrastes entre populations stables. La première méthode a l'avantage de s'appliquer à des observations, mais elle ne permet pas d'isoler facilement l'effet propre de chaque phénomène. Il est plus facile de dissocier leurs effets par la seconde méthode, encore qu'ils dépendent de l'état initial de la population projetée. Dans la plupart des cas, l'élan que contient la structure de départ s'amortit peu à peu pour finalement disparaître dans le très long terme. Mais s'il fallait se borner à contraster les résultats à un horizon lointain, on perdrait le principal avantage de la méthode : le rapport à une situation concrète. Quant à la troisième méthode, elle ne porte pas sur une population particulière. Cette méthode permet de s'intéresser aux mécanismes généraux, plus précisément aux relations entre les phénomènes démographiques et la structure qu'ils engendrent indépendamment de l'état initial. Son éloignement des situations concrètes est compensé par un pouvoir de généralisation accru.

On a rarement recouru au modèle des populations stables pour mesurer l'effet de la migration internationale. C'est qu'on ne sait pas comment inclure de façon satisfaisante le phéno-

* Statistique Canada. Je tiens à remercier Nathan Keyfitz, Claude Strohmenger ainsi que les lecteurs anonymes du manuscrit pour leurs remarques fort pertinentes. J'assume seul la responsabilité des opinions formulées dans le présent article, lesquelles ne représentent pas nécessairement le point de vue de Statistique Canada.

mène migratoire dans le modèle. Un progrès récent a permis de résoudre cette difficulté dans les populations stationnaires ¹. Pour un nombre d'habitants fixé et à condition de supposer une mortalité constante et une fécondité invariable *sous le seuil de remplacement des générations*, on peut en effet estimer le nombre annuel d'immigrants nécessaire pour assurer la non-décroissance d'une population et en déduire la proportion de personnes nées à l'étranger (ou immigrées) de même que la structure par âge de cette population stationnaire ouverte (Arthur et Espenshade, 1988; Espenshade, Bouvier et Arthur, 1982; Lachapelle, 1986). Par rapport à la population stable *fermée* découlant des conditions de fécondité et de mortalité, la population stationnaire obtenue par une immigration compensatrice a une structure par âge plus jeune; celle-ci est toutefois plus vieille que la structure par âge de la population stationnaire induite (en l'absence de migration) par une augmentation de la fécondité jusqu'au seuil de remplacement des générations (Coale, 1972a; Lachapelle, 1986).

Pour étudier les conséquences de la migration quand la fécondité est supérieure au seuil de remplacement, on peut faire appel au concept de population multirégionale stable, qui étend le concept de population stable à un ensemble fini de régions (Rogers, 1975). Rien n'empêche donc d'analyser un ensemble formé de deux régions : la population considérée et le reste du monde. On retrouve de cette manière une population fermée, celle de la planète. Mais ce modèle n'est pas commode à manier puisqu'il impose de considérer la population mondiale dans l'étude de chaque population nationale. Du reste, il n'a jamais été employé dans l'étude d'une situation concrète.

Nous utiliserons plutôt dans la suite le concept de population stable ouverte. Celui-ci n'oblige pas à prendre en considération les caractéristiques démographiques du reste du monde. Les principales propriétés du modèle sont présentées dans la première section. Il repose sur une mesure inédite de l'immigration annuelle : l'indice conjoncturel d'immigration (ICI). Celui-ci est équivalent, à certaines conditions, à la proportion de la population immigrée (c_1). Pour simplifier la présentation, nous indiquerons les principales propriétés du modèle sans les démontrer. Dans la seconde section, tirant parti du modèle, nous analyserons sommairement les effets des variations de la mortalité et spécialement de la fécondité et de l'immigration

¹ Rappelons qu'une population stationnaire est une population stable caractérisée par un taux d'accroissement nul.

internationale non seulement sur la structure par âge mais aussi sur la structure par lieu de naissance. Comme il s'agit seulement d'illustrer les possibilités du modèle, nous n'avons pas cherché à couvrir tout l'éventail des situations plausibles. Nous avons surtout fait varier les phénomènes démographiques autour de niveaux observés récemment au Canada.

POPULATIONS STABLES OUVERTES

Les démographes ont étudié jusqu'ici des populations stables fermées (aux échanges migratoires). Celles-ci sont caractérisées par une structure par âge et un taux d'accroissement ² constants. Lotka (1939) a démontré que toute population soumise à des fonctions de mortalité et de fécondité invariables tend à la limite vers une population stable dont les caractères dépendent uniquement du régime de mortalité et de fécondité adopté. Cette propriété se généralise aux populations stables ouvertes à condition que soient définies convenablement les fonctions d'immigration et d'émigration.

Il y a plusieurs manières d'étendre le concept de population stable fermée. Certains ont tout bonnement supposé, comme dans le modèle des populations stationnaires ouvertes, un nombre constant d'immigrants, les fonctions de mortalité et de fécondité étant supposées invariables (Mitra, 1983; Cerone, 1987). Les propriétés de la population limite présentent finalement peu d'intérêt. Quand la fécondité est égale ou supérieure au seuil de remplacement, un nombre constant d'immigrants, si élevé soit-il, devient négligeable à la limite et la proportion de la population immigrée tend vers zéro. D'autres modèles ont également été proposés. Ils supposent des taux de migration nette par âge invariables (Mitra et Cerone, 1986) ou un taux de migration nette constant pour l'ensemble de la population, assorti d'une répartition par âge invariable des «migrants nets» ³ (Sivamurthy, 1982). Ces modèles ont l'inconvénient de ne pas distinguer la population née dans le pays considéré de la population immigrée.

Nous définirons la population stable ouverte par deux propriétés générales :

² Il s'agit d'un taux d'accroissement naturel puisque seules la mortalité et la fécondité interviennent.

³ Rogers (1990) a montré que la répartition par âge des «migrants nets» est difficile à interpréter et conduit parfois à des incohérences quand elle est supposée constante dans des projections démographiques.

1. Le taux annuel d'accroissement de la population native est constant et égal à celui de la population immigrée ($r_N = r_I$).

2. La structure par âge de la population native et la structure par âge de la population immigrée sont invariables dans le temps (d'ordinaire ces structures sont différentes).

On en déduit facilement que la population totale possède les deux propriétés caractéristiques d'une population stable fermée : un taux d'accroissement (r) constant et une structure par âge invariable. Il découle également de la définition que la proportion tenue par la population immigrée ou née à l'étranger (c_I) est constante; si cette proportion varie d'ordinaire selon l'âge, elle est cependant, à chaque âge, invariable dans le temps.

La structure d'une population stable fermée comporte une seule dimension, l'âge. La population stable ouverte possède une structure plus riche, à deux dimensions (l'âge et le lieu de naissance). Mais comment engendrer une population stable ouverte ? S'il est facile de construire les fonctions de fécondité ⁴, de mortalité ⁵ et d'émigration ⁶, il est plus délicat d'élaborer une fonction d'immigration sans se rapporter de façon explicite à la population source, soit celle du reste du monde.

Nous élaborerons cette fonction d'immigration en généralisant une relation établie dans les populations stationnaires ouvertes. Parmi les mesures possibles, nous choisirons celle qui est le moins sensible aux écarts à la stationnarité.

Dans une population stationnaire ouverte (où la fécondité est inférieure au seuil de remplacement), la population totale est constante ($r = 0$) et, en l'absence d'émigration, égale à :

$$P = N \cdot e_N + I \cdot e_I \quad [1]$$

où N et I désignent respectivement le nombre annuel de naissances et d'immigrants; e_N correspond à l'espérance de vie d'un

⁴ La fonction $f(x)$ (pouvant varier selon le lieu de naissance) désigne le taux de fécondité à l'âge x . La somme de ces taux correspond en transversal à l'indice synthétique de fécondité et en longitudinal à la descendance finale. On obtient le taux brut de reproduction (TBR) en divisant cette somme par 2,05 (il naît 105 garçon pour 100 filles).

⁵ La fonction $s(x)$ (différente s'il y a lieu selon le lieu de naissance) désigne la probabilité de survie de la naissance à l'âge x . La somme (en continu) des $s(x)$ correspond à l'espérance de vie à la naissance (e_0).

⁶ On peut définir une fonction $g(x)$ non croissante, non négative et toujours inférieure ou égale à 1 (variable d'ordinaire selon le lieu de naissance), telle que la fonction $sg(x) = s(x) \cdot g(x)$ corresponde au complément à un de la probabilité de quitter (par décès ou émigration) la population considérée entre la naissance et l'âge x . La fonction $1 - sg(x)$ exprime l'effet combiné de la mortalité et de l'émigration.

nouveau-né et e_1 représente l'espérance de vie des immigrants à leur arrivée ⁷ (Coale, 1972a; Espenshade, Bouvier et Arthur, 1982; Lachapelle, 1986). S'il y a émigration, on a plutôt :

$$P = N \cdot d_N + I \cdot d_I \quad [2]$$

où d_N et d_I correspondent respectivement à la durée de présence dans la population considérée d'un nouveau-né et d'un immigrant ⁸. Il en résulte deux expressions fort simples de la proportion que représente la population immigrée dans une population stationnaire ouverte, soit :

$$c_I = t_I \cdot d_I \quad [3]$$

(ou, en l'absence d'émigration : $t_I \cdot e_I$); et

$$c_I = w \cdot z / [1 + (w \cdot z)] \quad [4]$$

où t_I désigne le taux brut d'immigration, w égale I/N et z correspond à d_I/d_N (e_I/e_N en l'absence d'émigration).

Comme indice d'immigration, nous avons préféré l'expression [4] à l'expression [3] pour deux raisons. D'abord, celle-ci est très sensible aux écarts à la stationnarité ⁹, un peu comme le produit du nombre annuel de naissances et de l'espérance de vie à la naissance; s'il correspond à l'effectif d'une population stationnaire fermée, ce produit ne peut servir en général à estimer l'effectif d'une population concrète. En second lieu, il est sans doute moins difficile d'obtenir une évaluation de z que de e_I et surtout de d_I .

Mais l'expression [4] procure-t-elle une mesure adéquate de l'importance de l'immigration au sein d'une population ? Si l'on dispose d'une évaluation de z et qu'on connaît chaque année le nombre d'immigrants et le nombre de naissances, on peut employer cette expression pour calculer un indice annuel

⁷ On a $e_1 = \sum (i_x \cdot e_x)$, où la série des i_x représente la répartition par âge des immigrants et e_x désigne l'espérance de vie à l'âge x .

⁸ La somme pour tout x (en continu) de la fonction $sg_N(x)$ correspond à d_N . On a aussi $d_I = \sum (i_x \cdot d_x)$, où d_x désigne la durée de séjour dans la population des immigrants d'âge x à l'arrivée. On estime d_x de la même manière que e_x , mais en recourant à $sg_I(x)$ au lieu de $s(x)$. On suppose donc que la probabilité d'émigrer ne dépend pas, à un âge donné dans la population immigrée, de la durée de séjour dans le territoire considéré. Cette hypothèse pour le moins discutable pourrait facilement être levée dans des simulations.

⁹ On peut montrer, par des simulations, qu'en général l'expression [3] est moins robuste que l'expression [4], en ce sens que celle-ci procure une meilleure estimation de la proportion de la population immigrée que celle-là, quand une population s'écarte des conditions de stationnarité.

que nous appellerons indice conjoncturel d'immigration (ICI). Par définition, l'ICI a même dimension que la proportion de la population immigrée et, dans une population stationnaire ouverte, il est égal à c_i . Au Canada et aux États-Unis, en raison des faibles changements d'une année à l'autre dans la répartition par âge des immigrants, le rapport e_i/e_N varie peu autour de deux tiers ¹⁰. Mais c'est là une estimation par excès de z , puisque le rapport d_i/d_N est d'ordinaire inférieur au rapport e_i/e_N , la propension à quitter le territoire étant vraisemblablement beaucoup plus élevée dans la population immigrée que dans la population native du pays. Nous avons évalué d_i/d_N à 0,55 pour le Canada, en tirant parti d'une estimation de l'émigration différentielle selon le lieu de naissance ¹¹.

C'est avec cette valeur de z que nous avons calculé l'indice conjoncturel d'immigration, de 1946 à 1989 ¹². Les variations de l'ICI apparaissent à la figure 1. Nous y avons aussi porté la proportion que représente la population immigrée aux différents recensements ainsi que le taux brut d'immigration. Au cours des quarante dernières années, l'ICI a fluctué sans tendance bien nette de part et d'autre de 16 %. Cela explique que la proportion de la population immigrée (c_i) ait peu varié autour de cette valeur. Bien entendu, cette proportion est beaucoup plus stable que l'ICI, car elle représente un indicateur de structure dont la valeur dépend, à tout moment, de l'évolution de l'ICI au cours des décennies antérieures.

L'ICI est un meilleur indicateur que le taux brut de l'importance relative de l'immigration dans différents pays au cours d'une période donnée ¹³. De plus, il mesure mieux l'effet de l'évo-

¹⁰ Comme e_x est sensiblement une fonction linéaire de l'âge (Arthur et Espenshade, 1988), e_i/e_N est voisin de e_a/e_o , où a désigne l'âge moyen des immigrants à l'arrivée. Or, pour les valeurs de a habituellement observées, ce rapport varie peu selon le niveau de mortalité, du moins quand celui-ci correspond à une espérance de vie à la naissance supérieure à 65 ou 70 ans. De plus, a varie lui-même assez peu d'une année à l'autre; il s'ensuit que e_i/e_N doit prendre ses valeurs dans une plage peu étendue. Du reste les estimations données dans la littérature scientifique sont comprises entre 0,66 et 0,68 (Coale, 1972a; Espenshade, Bouvier et Arthur, 1982; Lachapelle, 1986).

¹¹ Le procédé d'évaluation du rapport z sera sommairement décrit dans la seconde section.

¹² La valeur de z a évidemment pu varier au cours des quarante dernières années. À condition que ce paramètre évolue lentement, l'ICI peut être utilisé pour comparer des périodes voisines.

¹³ L'indice conjoncturel permet notamment de caractériser l'effet des politiques d'immigration indépendamment du rapport I/N . En effet, dans un pays qui poursuit une politique d'immigration permanente, la valeur de z pourrait varier, mettons, entre 0,4 et 0,6, selon la capacité de

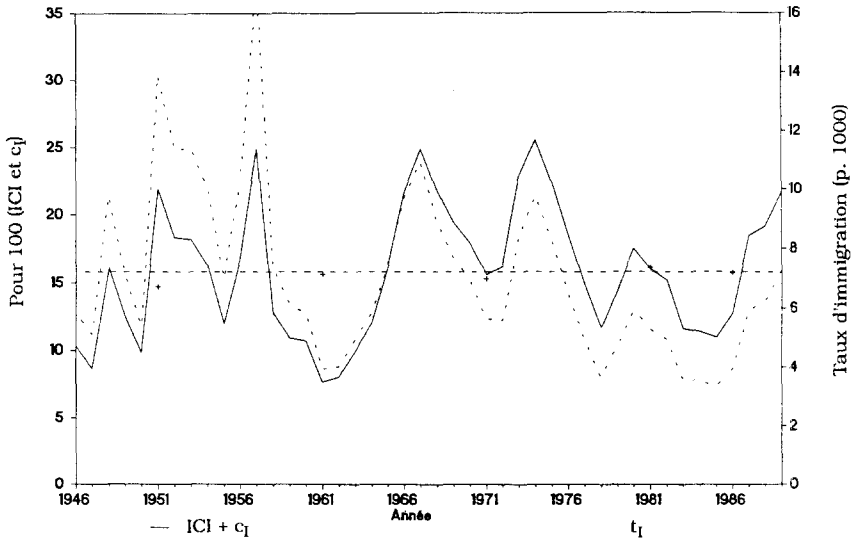


Figure 1 — ÉVOLUTION DE DIFFÉRENTS INDICATEURS DE L'IMPORTANCE DE L'IMMIGRATION, CANADA, 1946-1989

lution de l'immigration sur la proportion de la population immigrée. Au Canada, par exemple, il peut sembler paradoxal que la proportion de la population immigrée ait peu varié depuis 1971 alors même que le taux brut d'immigration avait diminué rapidement de la seconde moitié des années 1960 au premier lustre des années 1980. Pour comprendre cette situation, il convient de prendre en considération l'évolution du taux de natalité durant la période, car si les immigrants s'ajoutent à la population immigrée, les naissances alimentent la population née au Canada. C'est précisément ce que fait l'ICI. Cela permet de réconcilier conjoncture et structure.

L'ICI caractérisera l'importance de l'immigration dans le modèle des populations stables ouvertes. On supposera que l'ICI est constant. Cela revient à admettre que $z \cdot (I_t/N_t)$ ne varie pas ¹⁴, puisque les fonctions de mortalité et d'émigration sont

(suite de la note de la page précédente)

rétention des nouveaux venus, tandis que dans un pays favorisant plutôt une rotation de la main-d'oeuvre immigrante, z pourrait être inférieur, disons, à 0,3. Par exemple, si $I/N = 0,5$ dans deux pays en une période donnée mais que z vaille respectivement 0,5 et 0,15, l'ICI atteindra 20 % dans le premier pays et 7 % dans le second.

¹⁴ Dans une projection de population, si l'on fixe la valeur de l'ICI et de z , on calculera le nombre annuel d'immigrants comme suit :

$$I_t = (ICI \cdot N_t) / [(1 - ICI) \cdot z].$$

connues et invariables. Il faudra se donner, de plus, une répartition par âge des immigrants (supposée invariable) pour compléter la caractérisation de l'immigration.

Le modèle des populations stables ouvertes repose sur un nouvel indicateur de l'immigration, l'ICI. Comme pour les populations stables fermées, on peut démontrer que si l'on fixe les fonctions de fécondité, de mortalité, d'émigration et d'immigration, la population considérée tend à la limite vers une population stable ouverte dont les caractères de structure ne dépendent pas de l'état initial¹⁵. Ce théorème fournit un fondement solide à l'étude des effets des différents phénomènes démographiques sur la structure (par âge et par lieu de naissance) à l'aide du modèle.

QUELQUES RÉSULTATS

Il suffit donc de se donner des fonctions de mortalité, d'émigration, de fécondité et d'immigration invariables pour déterminer la valeur des paramètres d'une population stable ouverte.

Nous avons utilisé deux fonctions de mortalité : la première correspond à la situation canadienne au début des années 1980 (Nagnur, 1986), la seconde à une très faible mortalité estimée par les Nations Unies pour servir d'hypothèse dans des perspectives démographiques à long terme (United Nations, 1989)¹⁶. Les espérances de vie à la naissance (e_0 ou e_N) s'élèvent respectivement, pour les deux sexes réunis, à 75,5 ans et 84,9 ans. Pour calculer la valeur de l'espérance de vie des immigrants à leur arrivée (e_i), il faut disposer en plus de leur répartition par âge à l'entrée. Nous avons retenu une répartition voisine de la distribution observée au Canada au début des années 1980.

¹⁵ La manière sans doute la plus simple d'établir ce résultat consiste à poser le modèle sous forme matricielle et à faire appel aux propriétés des matrices à éléments non négatifs, notamment au théorème de Perron-Frobenius. Rappelons par ailleurs qu'on a toujours $c_1 = \text{ICI}$ dans les populations stationnaires ouvertes ($r = 0$). On peut également démontrer, en élaborant le modèle en continu, que $c_1 > \text{ICI}$ quand $r > 0$ et que $c_1 < \text{ICI}$ lorsque $r < 0$. Signalons enfin que si les immigrants sont tous des nouveau-nés, on a, quel que soit r , $\text{ICI} = c_1 = w/(1 + w)$, à condition, bien entendu, que $z = 1$.

¹⁶ Dans une étude rigoureuse des effets de la mortalité sur la structure de la population, il conviendrait d'utiliser un réseau plus dense de tables de mortalité, notamment celles qu'ont proposées Coale et Guo (1989; 1990), auxquelles on pourrait ajouter une table de mortalité limite (Duchesne et Wunsch, 1988).

Selon cette répartition, parmi les immigrants arrivés au cours d'un lustre et présents en fin de période, 29 % ont moins de 20 ans et 50 % ont moins de 26,2 ans (âge médian). Tous calculs faits, e_1 vaut 50,5 ans dans le cas de la première fonction de mortalité et 58,5 ans d'après la seconde. On notera que e_1/e_N est voisin de deux tiers dans les deux cas. Pour faciliter les calculs, nous avons aussi adopté une répartition par âge constante des taux de fécondité en nous inspirant, là encore, de la situation observée au Canada au début des années 1980. Nous supposons que la fécondité (intensité comme calendrier) ne varie pas selon le lieu de naissance.

Comparons d'abord les effets des variations de la mortalité et de la fécondité sur le taux d'accroissement et la structure par âge au moyen du modèle des populations stables fermées (partie gauche du tableau 1). On constate que, quel que soit le niveau de fécondité, l'augmentation de l'espérance de vie à la naissance de 75,5 ans à 84,9 ans ne provoque qu'une très faible hausse du taux annuel d'accroissement, soit de 7 ou 8 pour 10 000. C'est que la mortalité est déjà si faible avant 50 ans que les réductions supplémentaires influencent peu le rythme d'accroissement des populations. Du reste, si la mortalité était nulle avant 50 ans, l'augmentation de r , par rapport à l'estimation obtenue pour $e_0 = 84,9$ ans, serait de 4 pour 10 000, ce qui est négligeable.

Les baisses futures de la mortalité provoqueront toutefois un vieillissement important de la structure par âge, contrairement à ce qui a été observé quand e_0 progressait de 30 ans à 70 ans (Nations Unies, 1956). Les taux de survie des jeunes et des adultes ne pourront guère augmenter à l'avenir, car ils sont déjà proches de l'unité. La hausse, si elle survient, concernera surtout les âges avancés. D'où le vieillissement de la structure par âge. Quant à la baisse de la fécondité, elle entraîne aussi, on le sait depuis longtemps, un vieillissement de la structure par âge.

Quand la fécondité est inférieure au seuil de remplacement, le taux d'accroissement (r) est négatif. Pour passer à l'état stationnaire ($r = 0$), il y a deux stratégies possibles : hausser la fécondité jusqu'au seuil de remplacement ou accepter un nombre d'immigrants permettant de compenser la faible fécondité. En comparant ces deux populations (la population stationnaire fermée et la population stationnaire ouverte) à la population stable décroissante, on peut évaluer, pour une même hausse de r , l'effet de la fécondité et de l'immigration. Il ressort du tableau 1 qu'une augmentation de la fécondité rajeunit

TABLEAU 1

Effet de la mortalité, de la fécondité et, s'il y a lieu, d'une immigration compensatrice sur la composition par âge et sur le taux d'accroissement (r) ou la proportion de la population immigrée (c_i) (en pour 100)

Taux brut de repro- duction	Espérance de vie à la naissance	r	Sans migration			Immigration compensatrice			
			-20 ans	20-64 ans	65 ans et plus	c _i	-20 ans	20-64 ans	65 ans et plus
0,60	75,5 ans	-1,91	13,1	53,3	33,6	43,5	17,4	60,2	22,4
	84,9 ans	-1,84	10,9	45,1	44,0	43,3	15,6	54,8	29,6
0,70	75,5 ans	-1,38	16,3	55,0	28,7	34,0	19,3	59,2	21,5
	84,9 ans	-1,30	14,1	48,1	37,8	33,5	17,3	54,2	28,5
0,75	75,5 ans	-1,13	17,9	55,5	26,6	29,2	20,3	58,8	20,9
	84,9 ans	-1,06	15,6	49,3	35,1	28,4	18,3	53,8	27,9
0,80	75,5 ans	-0,91	19,5	55,8	24,7	24,3	21,3	58,3	20,4
	84,9 ans	-0,83	17,2	50,1	32,7	23,2	19,2	53,5	27,3
0,85	75,5 ans	-0,69	21,0	56,0	23,0	19,2	22,3	57,8	19,9
	84,9 ans	-0,61	18,7	50,8	30,5	17,8	20,2	53,1	26,7
0,90	75,5 ans	-0,48	22,5	56,1	21,4	14,0	23,4	57,2	19,4
	84,9 ans	-0,41	20,3	51,3	28,4	12,4	21,2	52,8	26,0
0,95	75,5 ans	-0,29	23,9	56,1	20,0	8,7	24,4	56,8	18,8
	84,9 ans	-0,21	21,7	51,7	26,6	6,8	22,2	52,4	25,4
1,00	75,5 ans	-0,10	25,3	56,0	18,7	3,3	25,5	56,2	18,3
	84,9 ans	-0,03	23,2	51,9	24,9	1,0	23,3	52,0	24,7
1,03	75,5 ans	0,00	26,2	55,8	18,0	0,0	26,2	55,8	18,0
	84,9 ans	0,00	23,4	52,0	24,6	0,0	23,4	52,0	24,6
1,05	75,5 ans	0,07	26,7	55,8	17,5	0,0	26,7	55,8	17,5
	84,9 ans	0,15	24,6	52,1	23,3	0,0	24,6	52,1	23,3
1,10	75,5 ans	0,24	28,1	55,5	16,4	0,0	28,1	55,5	16,4
	84,9 ans	0,32	26,0	52,1	21,9	0,0	26,0	52,1	21,9
1,30	75,5 ans	0,86	33,1	54,0	12,9	0,0	33,1	54,0	12,9
	84,9 ans	0,93	31,2	51,7	17,1	0,0	31,2	51,7	17,1

Source : estimations de l'auteur.

Note — Avec $c_N (= c_0) = 75,5$ ans, on obtient $c_I = 50,5$ ans; on obtient $c_I = 58,5$ ans avec $c_N = 84,9$ ans.

davantage la structure par âge qu'une hausse de l'immigration. L'augmentation de la fécondité provoque une hausse de la fraction des jeunes (les moins de 20 ans) aux dépens de celle des vieillards (les 65 ans et plus), la part des adultes variant assez peu. En revanche, la hausse de l'immigration entraîne une plus faible augmentation de la fraction des jeunes, une hausse notable de celle des adultes et une réduction moins importante de la fraction des vieillards.

Mais ces deux stratégies ne sont pas également probables. S'il n'est pas invraisemblable que la fécondité augmente jus-

qu'au seuil de remplacement, il est peu plausible que la fraction de la population immigrée se maintienne durablement au-delà de 20 % ou 25 %. En effet, dans l'ensemble des pays développés à économie de marché et d'au moins un million d'habitants, la proportion de la population immigrée était de 6 % au début des années 1980, ce qui est du reste la proportion observée aux États-Unis en 1980 (United Nations, 1987). Seulement quatre pays avaient une proportion supérieure à 12 % : la Nouvelle-Zélande (15 %), le Canada (16 %), la Suisse (17 %) et l'Australie (21 %). Or, l'immigration nécessaire pour compenser une fécondité correspondant à un taux brut de reproduction de 0,80 (1,64 enfant par femme) conduit à une proportion de la population immigrée (23 %-24 %) supérieure au maximum observé.

Ces résultats sont-ils modifiés de manière importante quand l'on prend en compte l'émigration ? Au tableau 2, nous avons adjoint à la fonction de mortalité (caractérisée par $e_0 = 75,5$ ans) une fonction d'émigration différenciée selon le lieu de naissance ¹⁷.

Les fonctions de sortie conduisent aux valeurs suivantes pour la durée moyenne de séjour dans la population des nouveau-nés et des immigrants : $d_N = 72,3$ ans et $d_I = 39,6$ ans ($z = 0,55$). La prise en compte de l'émigration entraîne, à fécondité constante et en l'absence d'immigration, une baisse du taux d'accroissement; il en résulte aussi, selon l'hypothèse d'émigration retenue, une légère accentuation du vieillissement de la population. De plus, la fécondité correspondant au seuil de remplacement des générations est évidemment un peu plus élevée qu'en l'absence d'émigration (2,2 enfants par femme contre 2,1). La compensation par l'immigration conduit également à une proportion de la population née à l'étranger un peu supérieure. Mais que l'on prenne en compte ou non l'émigration, les paramètres de structure sont, semble-t-il, du même ordre de grandeur, du moins lorsque l'émigration s'apparente à celle qui a été estimée au Canada pour les dernières décennies.

¹⁷ Pour calculer les taux d'émigration selon l'âge et le lieu de naissance, nous avons utilisé une évaluation de la fraction des émigrants nés au Canada (40 %) ainsi qu'une estimation récente de la répartition par âge de l'ensemble des émigrants (Beaujot, 1988; Rappak, Rappak et Beaujot, 1989). À l'aide des données du recensement de 1986, nous avons calculé des taux d'émigration par âge en supposant un nombre total d'émigrants d'environ 50 000 en 1986. Après avoir évalué approximativement les taux selon l'âge et le lieu naissance, nous les avons transformés en quotients perspectifs, ce qui a permis d'estimer la série des g_x , puis celle des sg_x .

TABLEAU 2
Effet de la fécondité, de l'immigration et de l'émigration sur la composition par âge et sur le taux d'accroissement (r) ou la proportion de la population immigrée (c_i) (en pour 100)

Taux brut de reproduction	Émigration	Sans immigration			Immigration compensatrice				
		r	-20 ans	20-64 ans	65 ans et plus	c _i	-20 ans	20-64 ans	65 ans et plus
0,60	Sans	-1,91	13,1	53,3	33,6	43,5	17,4	60,2	22,4
	Avec	-2,05	12,9	52,7	34,4	44,6	18,1	60,2	21,7
0,70	Sans	-1,38	16,3	55,0	28,7	34,0	19,3	59,2	21,5
	Avec	-1,51	16,0	54,6	29,4	35,7	19,9	59,2	20,9
0,80	Sans	-0,91	19,5	55,8	24,7	24,3	21,3	58,3	20,4
	Avec	-1,04	19,1	55,6	25,3	26,5	21,7	58,2	20,1
0,90	Sans	-0,48	22,5	56,1	21,4	14,0	23,4	57,2	19,4
	Avec	-0,62	22,1	55,9	22,0	17,0	23,5	57,3	19,2
1,00	Sans	-0,10	25,3	56,0	18,7	3,3	25,5	56,2	18,3
	Avec	-0,24	25,0	55,8	19,2	7,1	25,5	56,3	18,2
1,03	Sans	0,00	26,2	55,8	18,0	0,0	26,2	55,8	18,0
	Avec	0,00	26,9	55,6	17,5	0,0	26,9	55,6	17,5
1,10	Sans	0,24	28,1	55,5	16,4	0,0	28,1	55,5	16,4
	Avec	0,10	27,7	55,4	16,9	0,0	27,7	55,4	16,9
1,30	Sans	0,86	33,1	54,0	12,9	0,0	33,1	54,0	12,9
	Avec	0,71	32,7	54,0	13,3	0,0	32,7	54,0	13,3

Source : estimations de l'auteur.

Note — On a les valeurs suivantes : $e_N = 75,5$ ans, $e_I = 50,5$ ans, $d_N = 72,3$ ans et $d_I = 39,6$ ans.

Négligeons donc l'émigration et approfondissons l'étude des effets comparés de la fécondité et de l'immigration. Le tableau 3 présente un réseau de populations stables ouvertes dont les taux d'accroissement varient entre -1% et $+1\%$ par bonds de $0,5\%$. On constate d'abord que pour une même augmentation de r , la hausse de la fécondité rajeunit davantage la structure par âge qu'une augmentation de l'immigration, encore que l'effet de l'immigration ne soit pas négligeable. De plus, les chiffres présentés illustrent des relations théoriques déjà signalées : quand la population stable ouverte est croissante, l'ICI est inférieur à la proportion de la population immigrée; l'ICI lui est toutefois supérieur lorsque la population est décroissante. L'écart entre l'ICI et c_i n'est jamais prononcé, ce qui justifie a posteriori l'utilisation de l'indice conjoncturel d'immigration.

TABLEAU 3
*Effet des variations de la fécondité et de l'immigration sur le
 taux d'accroissement (r), la proportion de la population
 immigrée (c₁) et la composition par âge*

Taux brut de repro- duction	Indice conjoncturel d'immigration (ICI)	r	(En pour 100)			
			c ₁	-20 ans	20-64 ans	65 ans et plus
0,780	0,000	-1,00	0,0	18,8	55,8	25,4
	0,152	-0,50	14,5	19,9	57,2	22,9
	0,263	0,00	26,3	20,9	58,5	20,6
	0,346	0,50	35,7	21,8	59,5	18,7
	0,411	1,00	43,3	22,6	60,5	16,9
0,896	0,000	-0,50	0,0	22,3	56,2	21,5
	0,144	0,00	14,4	23,3	57,3	19,4
	0,250	0,50	25,9	24,1	58,3	17,6
	0,330	1,00	35,1	24,9	59,1	16,0
1,030	0,000	0,00	0,0	26,2	55,8	18,0
	0,135	0,50	14,1	26,9	56,8	16,3
	0,234	1,00	25,1	27,5	57,6	14,9
1,180	0,000	0,50	0,0	30,1	55,1	14,8
	0,127	1,00	13,8	30,6	55,8	13,6
1,350	0,000	1,00	0,0	34,2	53,7	12,1

Source : estimations de l'auteur.

Note — On a $c_N (= d_N) = 75,5$ ans et $e_1 (= d_1) = 50,5$ ans.

CONCLUSION

Avant la Seconde Guerre mondiale, on croyait que le vieillissement des populations occidentales tenait d'une part à la réduction de la fécondité, laquelle aurait provoqué une baisse de la proportion des jeunes, et d'autre part à la diminution de la mortalité, qui aurait entraîné une hausse de la fraction des vieillards. Les démographes ont démontré au début des années 1950 que la baisse de la mortalité observée jusqu'alors avait eu peu de répercussions sur l'évolution de la structure par âge. Le vieillissement des populations était attribuable, dans sa quasi-totalité, au déclin de la fécondité. Cette conclusion n'est valable que si l'espérance de vie à la naissance ne dépasse pas 70 ans (Nations Unies, 1956). On a mis en évidence que les progrès ultérieurs de la survie provoqueront une hausse de la proportion des vieillards, car les taux de survie ne peuvent augmenter qu'aux âges avancés, étant déjà proches

de l'unité chez les jeunes et les adultes. La diminution de la mortalité pousse maintenant dans le même sens que la baisse de la fécondité, ce qui amplifie le vieillissement des populations. C'est là en quelque sorte la rançon du progrès.

Ces résultats ont été vérifiés par plusieurs méthodes, notamment par le modèle des populations stables (Coale, 1972b; Keyfitz, 1968; Nations Unies, 1966). Comme celui-ci ne s'applique qu'à des populations fermées aux échanges migratoires, on a donc dû utiliser des méthodes de portée moins générale pour évaluer les répercussions de la migration sur la structure par âge. Au moyen de projections démographiques comprenant un nombre constant d'immigrants ou un taux brut d'immigration invariable, on a établi qu'une forte immigration nette pouvait atténuer, mais non contrebalancer, le vieillissement de la population provoqué par la baisse de la fécondité. L'effet de l'immigration se révéla moins important qu'on ne l'avait cru (Nations Unies, 1956; Robinson, dans Timlin, 1951; United Nations, 1951).

Nous avons proposé ici une extension du modèle des populations stables qui permet d'étudier les effets des échanges migratoires sur la structure par âge et par lieu de naissance. Pour une même augmentation du taux annuel d'accroissement, un redressement de la fécondité rajeunit plus la structure par âge qu'une hausse de l'immigration. La progression de la fécondité élève la fraction des jeunes et diminue celle des vieillards, la fraction des adultes variant assez peu. En revanche, la hausse de l'immigration, en raison de la concentration des immigrants chez les jeunes adultes, conduit à une augmentation notable de la fraction des adultes, la hausse de la fraction des jeunes comme la baisse de celle des vieillards étant plus faible ¹⁸.

¹⁸ Faute d'espace, nous n'avons pas étudié l'effet des variations de la répartition par âge des immigrants. Si l'on s'en tient à des hypothèses raisonnables, les répercussions sont, semble-t-il, peu importantes, sans être négligeables. Par exemple, dans une population stationnaire ouverte ayant un taux brut de reproduction de 0,8, si l'on réduit de deux ans l'âge médian des immigrants à l'arrivée, la proportion des moins de 20 ans passe de 21,3 % à 22,1 % et celle des 65 ans et plus de 20,4 % à 20,0 %. Quant à la proportion que représente la population immigrée, elle passe de 24,3 % à 22,6 %. On pourrait maximiser les répercussions à long terme de l'immigration sur la structure par âge en transformant l'immigration en un vaste programme d'adoption internationale. L'effet sur la structure par âge serait peu différent de l'effet d'une hausse de la fécondité jusqu'au seuil de remplacement.

Si l'immigration atténue le vieillissement des populations, elle peut difficilement compenser une fécondité nettement inférieure au seuil de remplacement des générations. En effet, pour permettre à une population dont le taux brut de reproduction est de 0,85 (soit un peu moins de 1,75 enfant par femme) de ne pas décroître, l'immigration doit atteindre un niveau tel, compte tenu d'une émigration plausible, que la proportion de la population immigrée serait du même ordre de grandeur que le maximum observé dans un pays développé (21 % en Australie).

Certains pays pourraient ne pas craindre de s'aventurer au-delà de ce seuil. Au Canada, par exemple, le nombre d'immigrants est passé de 99 000 en 1986 à 191 000 en 1989 et à environ 200 000 en 1990. Le gouvernement a rendu public un plan selon lequel l'immigration atteindrait 250 000 en 1992, puis se maintiendrait à ce niveau jusqu'en 1995 (Emploi et Immigration Canada, 1990). Compte tenu de l'émigration et si la descendance finale des femmes n'augmente pas, un ICI de 18 % permettrait d'assurer dans le long terme la non-décroissance de la population canadienne. Cette valeur n'est que légèrement supérieure à la moyenne des quarante dernières années (16 %). Un ICI de 18 % correspond à un effectif annuel d'environ 160 000 immigrants. Avec 250 000 immigrants, l'ICI atteindrait 25 % ou 26 % en 1992 et, pour la première fois depuis la Seconde Guerre mondiale, il se fixerait à ce niveau élevé, ce qui permettrait d'assurer dans le long terme un rythme de croissance d'environ 0,5 % par année. Cela soulève la délicate question de la composition de l'immigration et de ses conséquences pour l'évolution de la structure ethnique et linguistique de la population canadienne. On pourrait sans difficulté ajouter une ou deux dimensions au modèle pour étudier différents cas de figure (Lachapelle, 1986; Lachapelle et Henripin, 1980).

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ARTHUR, W. Brian, et Thomas J. ESPENSHADE, 1988. «Immigration Policy and Immigrants' Ages», *Population and Development*, 14, 2, 315-326.
- BEAUJOT, Roderic, 1988. *L'émigration du Canada : importance et interprétation*. Ottawa, Emploi et Immigration Canada, Document de travail démographique no 4.
- CERONE, P., 1987. «On Stable Population Theory with Immigration», *Demography*, 24, 3, 431-438.

- COALE, Ansley J., 1972a. «Alternative Paths to a Stationary Population», Commission on Population Growth and the American Future, Research Reports, Volume I, *Demographic and Social Aspects of Population Growth*, edited by Charles Westoff and Robert Parke, Jr., Washington, D. C., Government Printing Office.
- COALE, Ansley J., 1972b. *The Growth and Structure of Human Populations, A Mathematical Investigation*. Princeton, Princeton University Press.
- COALE, Ansley, et Guang GUO, 1989. «Revised Regional Life Tables at Very Low Levels of Mortality», *Population Index*, 55, 4, 613-643.
- COALE, Ansley, et Guang GUO, 1990. «New Regional Model Life Tables at High Expectation of Life», *Population Index*, 56, 1, 26-41.
- DUCHESNE, Josiane, et Guillaume WUNSCH, 1988. «From the Demographer's Cauldron: Single Decrement Life Tables and Span of Life», *Genus*, XLIV, 3-4, 1-17.
- EMPLOI ET IMMIGRATION CANADA, 1990. *Rapport annuel déposé au Parlement. Plan d'immigration pour 1991-1995*. Ottawa.
- ESPENSHADE, Thomas J., Leon F. BOUVIER et Brian W. ARTHUR, 1982. «Immigration and the Stable Population Model», *Demography*, 19, 1, 125-133.
- KEYFITZ, Nathan, 1968. *Introduction to the Mathematics of Population*, Reading, Mass., Addison-Wesley.
- LACHAPELLE, Réjean, 1986. «Une extension de la notion de population stationnaire : faible fécondité et immigration compensatrice», *Cahiers québécois de démographie*, 15, 2, 279-286.
- LACHAPELLE, Réjean, et Jacques HENRIPIN, 1980. *La situation démographique au Canada : évolution passée et prospective*, Montréal, Institut de recherches politiques.
- LOTKA, Alfred J., 1939. *Théorie analytique des associations biologiques*, deuxième partie. Paris, Hermann.
- MITRA, Samarendranath, 1983. «Generalization of the Immigration and the Stable Population Model», *Demography*, 20, 111-115.
- MITRA, Samarendranath, et Pietro CERONE, 1986. «Migration and Stability», *Genus*, XLII, 1-2, 1-11.
- NAGNUR, Dhruva, 1986. *Longevity and Historical Life Tables 1921-1981 (Abridged)*. Ottawa, Statistique Canada.
- NATIONS UNIES, 1956. *Le vieillissement des populations et ses conséquences économiques et sociales*. New York, Études démographiques, no 26.
- NATIONS UNIES, 1966. *Le concept de population stable : application à l'étude des populations des pays ne disposant pas de bonnes statistiques démographiques*. New York, Études démographiques, no 39.
- RAPPAK, J. Peter, Mary A. RAPPAK et Roderic BEAUJOT, 1989. *The Implications of Varying Immigration Levels and the Age Structure of Immigration*. Ottawa, Employment and Immigration, Policy Analysis Directorate, Immigration Research Division.
- ROGERS, Andrei, 1975. *Introduction to Multiregional Mathematical Demography*. New York, John Wiley.

- ROGERS, Andrei, 1990. «Requiem for the Net Migrant», *Geographical Analysis*, 22, 4, 283-300.
- SIVAMURTHY, M., 1982. *Growth and Structure of Human Population in the Presence of Migration*. Cambridge, U. K., Cambridge University Press.
- TIMLIN, Mabel, 1951. *Does Canada Need More People?* Toronto, Oxford University Press.
- UNITED NATIONS, 1951. «Some Quantitative Aspects of the Aging of Western Populations», *Population Bulletin*, 1, 42-57.
- UNITED NATIONS, 1987. *Global Population Policy Database*. New York.
- UNITED NATIONS, 1989. *World Population Prospects 1988*. New York.

RÉSUMÉ — SUMMARY — RESUMEN

LACHAPELLE Réjean — LE CONCEPT DE POPULATION STABLE OUVERTE :
APPLICATION À L'ÉTUDE DES VARIATIONS DE LA STRUCTURE
DÉMOGRAPHIQUE

Les populations stables ouvertes, qui généralisent le concept de population stable, reposent sur une mesure inédite : l'indice conjoncturel d'immigration. Ce nouveau modèle est présenté sommairement, puis appliqué à l'étude des effets des phénomènes démographiques sur la structure par âge et par lieu de naissance. Pour une même augmentation du taux annuel d'accroissement, un redressement de la fécondité rajeunit davantage la structure par âge qu'une hausse de l'immigration. Quand le nombre moyen d'enfants par femme est de 1,75, l'immigration assurant la non-décroissance de la population conduit à une proportion de la population immigrée du même ordre de grandeur que le maximum observé dans un pays développé (21 % en Australie).

LACHAPELLE Réjean — USE OF THE OPEN STABLE POPULATION MODEL TO
STUDY CHANGES IN AGE STRUCTURE

The open stable population model is an extension of the stable population model. It is based upon a new immigration index. The model is used to study the impact of demographic phenomena on the population's structure by age and place of birth. For a given increase in the rate of growth, a fertility increase has more impact on the rejuvenation of the age structure than an immigration increase. With an average of 1.75 children per woman, the minimum immigration level required to avoid a decrease in population would result in a percentage of foreign-born similar to the maximum observed in any developed country (i.e. 21% in Australia).

LACHAPELLE Réjean — EL CONCEPTO DE POBLACIÓN ESTABLE ABIERTA:
APLICACION AL ESTUDIO DE LAS VARIACIONES DE LA ESTRUCTURA
DEMOGRÁFICA.

Las poblaciones estables abiertas, las cuales generalizan el concepto de población estable, se apoyan sobre una medida inédita: el índice coyuntural de la inmigración. Este nuevo modelo está presentado sumariamente, y aplicado al estudio de los efectos demográficos sobre la estructura por edad y por lugar de nacimiento.

Por un mismo aumento de la tasa anual de incremento, el enriquecimiento de la fecundidad rejuvenece más la estructura por edad que una alza de la inmigración. Cuando el promedio de hijos por mujer es de 1,75, la inmigración asegurando el no-decrecimiento de la población conduce a una proporción de la población inmigrada del mismo orden de magnitud que el máximo observado en un país desarrollado (21% en Australia).