Document generated on 07/16/2025 7:03 p.m.

Bulletin de l'Association des démographes du Québec

Une nouvelle méthode de projection des naissances

Anatole Romaniuk

Volume 2, Number 1, Special, 1973

URI: https://id.erudit.org/iderudit/305730ar
DOI: https://doi.org/10.7202/305730ar

See table of contents

Publisher(s)

Association des démographes du Québec

ISSN

0380-1713 (print)
1925-3478 (digital)

Explore this journal

Cite this article

Romaniuk, A. (1973). Une nouvelle méthode de projection des naissances. *Bulletin de l'Association des démographes du Québec*, *2*(1), 75–81. https://doi.org/10.7202/305730ar

Tous droits réservés © Association des démographes du Québec, 1973

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

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

This article is disseminated and preserved by Érudit.

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

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

UNE NOUVELLE MÉTHODE DE PROJECTION DES NAISSANCES

Anatole Romaniuk,
Division du recensement, Statistique Canada, Ottawa

INTRODUCTION

L'intérêt accru qui s'est manifesté ces dernières années pour les projections démographiques, a conduit les spécialistes des projections à rechercher les méthodes qui permettent sinon de mieux «prévoir», du moins d'asseoir leurs prévisions sur une analyse plus pénétrante des faits sous-jacents. En même temps, on cherche des méthodes qui seraient mieux adaptées aux possibilités qu'offre la technologie électronique de traitement statistique, d'où un penchant particulier pour les modèles formels de nos jours. C'est dans le domaine de la fécondité que l'effort d'innovation méthodologique a été le plus soutenu. Sans doute cela tient à l'importance que les naissances revêtent en tant que composante du changement démographique, et aux échecs répétés des tentatives pour prévoir correctement les tendances d'un phénomène trop sujet à des fluctuations périodiques. Parmi les innovations méthodologiques il suffit de noter l'usage accru qu'on fait de l'analyse longitudinale et des statistiques sur la fécondité par rang de naissance dans la formulation des hypothèses sur la fécondité future.

Mais l'introduction de ces méthodes dans le champ de la projection n'a pas pour autant modifié l'approche traditionnelle du calcul des perspectives de naissances. On projette toujours, sauf rares exceptions, les taux spécifiques de fécondité par âge, même si pour «mieux» les projeter on a recours à d'autres mesures de fécondité. En se faisant d'ailleurs on finit par se heurter à d'épineux problèmes de translation tels que ceux posés par la translation des indices des cohortes en indices du moment.

L'approche proposée dans cette communication s'écarte sensiblement de l'approche conventionnelle. Au lieu de projeter directement les taux de fécondité par âge, ceux-ci sont obtenus, à l'aide d'un modèle mathématique, à partir de trois paramètres, simples à calculer, à savoir: (1) l'indice synthétique, (2) l'âge moyen et (3) l'âge modal de la fécondité. C'est donc ces trois paramètres qu'il conviendra désormais de projeter. L'approche proposée offre des avantages opérationnels et analytiques que nous allons discuter plus loin. Mais voyons d'abord en quoi consiste la structure formelle du modèle qui sert de base à notre approche.

STRUCTURE DU MODÈLE

Afin de mieux saisir la structure interne du modèle, nous allons partir des relations simples, généralement connues, pour aboutir aux relations plus complexes de type paramétrique. Pour calculer le nombre des naissances d'une année donnée, nous n'avons qu'à multiplier l'effectif des femmes dans chaque âge par les taux de fécondité aux âges correspondants, puis faire la somme des produits ainsi obtenus. La formule (1) résume les étapes de ce calcul. B y représente les naissances, W-l'effectif des femmes et f-les taux de fécondité, t-l'année, i-l'âge, a et B la limite inférieure et la limite supérieure des âges de procréation.

$$B_t = \sum_{i=\alpha}^{\beta} W_{i,\,t} \cdot f_{i,\,t} \qquad (1)$$

Dans cette formule, l'effectif de femmes, W, est fourni indépendamment, en appliquant les taux de survie projetés à une population initiale des femmes par âge. Nous n'aurons donc à nous occuper ici que du second terme de l'équation, le taux de fécondité, f. Remplaçons celui-ci par F_t et $P_{i,t}$ respectivement l'indice synthétique de fécondité et sa distribution proportionnelle par âge. La formule (1) devient alors (2).

$$B_t = \sum_{i=\alpha}^{\beta} W_{i,\,t} \cdot F_t \cdot P_{i,\,t} \qquad (2)$$

où

$$F_t = \sum_{i=\alpha}^{\beta} f_{i,\,t} \qquad (3)$$

et

$$P_{i,t} = \frac{f_{i,\,t}}{\sum_{i=\alpha}^{\beta} f_{i,\,t}} \qquad (4)$$

Il a été démontré (mitra, 1967, Avery, 1970, Mitra et Romaniuk, 1972) qu'on peut obtenir une approximation adéquate de la courbe de fécondité par âge, en ajustant une courbe de type I de Pearson. Ceci étant, nous pouvons exprimer la distribution relative de la fécondité, P_i par une fonction de cette dernière courbe, ce qui conduit à la formule (5).

$$P_{i,\,t} = \frac{\left(1+\frac{x_i}{a_1}\right)^{m_1} \left(1-\frac{x_i}{a_2}\right)^{m_2}}{\sum_{x_i=\alpha'}^{\beta'} \left(1+\frac{x_i}{a_1}\right)^{m_1} \left(1-\frac{x_i}{a_2}\right)^{m_2}} \qquad (5)$$

où $\alpha' = \alpha - M$, et $\beta' = \beta - M$,
M étant l'âge modal;

a_1 et a_2 déterminent la période de procréation, tandis que m_1 et m_2 déterminent la forme de la courbe de fécondité. Les x_i tiennent lieu des âges qui, dans ce cas, sont comptés par rapport à l'âge modal, auquel x correspond à zero. Les x_i peuvent par définition prendre des valeurs entre $-a_1$ et a_2. En outre:

$$\frac{m_1}{a_1} = \frac{m_2}{a_2} \qquad (6)$$

Pour déterminer la distribution relative de la fécondité par âge au moyen de la courbe type I de Pearson, il est nécessaire de calculer les constantes a_1, a_2, m_1 et m_2. Il existe différentes méthodes pour calculer ces constantes. La méthode d'Elderton (1930), par exemple, requiert les quatre premiers moments de la distribution, à savoir l'âge moyen, la variance, l'indice de symétrie et le kurtosis. En supposant fixe la période de procréation, par exemple de 15 à 50 ans, Mitra (1967) a réussi à dériver les constantes à partir des deux premiers moments seulement. Ce dernier procédé a été simplifié davantage (Mitra et Romaniuk, 1972) en calculant les constances avec deux mesures simples de fécondité, à savoir l'âge moyen et l'âge modal de fécondité. Pour des raisons qui seront justifiées plus loin, nous avons retenu ce dernier procédé. Voyons comment il est appliqué.

Soit:

A - l'âge moyen de la fécondité;

M - l'âge modal de la fécondité;

α - l'âge auquel des femmes commencent et;

β - l'âge auquel elles finissent à procréer.

Alors nous pouvons établir les équations suivantes:

$$\delta = \beta - \alpha \qquad (7)$$

est la durée de la période de procréation.

$$a_1 = M - \alpha \qquad (8)$$

$$a_2 = \delta - a_1 = \delta - (M - \alpha) \qquad (9)$$

$$\alpha' = \alpha - M = -a_1 \qquad (10)$$

$$\beta' = \beta - M = \delta + \alpha - M$$

$$= \delta - (M-\alpha) = a_2 \qquad (11)$$

$$m_2 = \frac{a_2 \left[(a_1 + a_2) - 2v\right]}{(a_1 + a_2)(v - a_1)} \qquad (12)$$

où

$$v = A - \alpha \tag{13}$$

$$m_1 = \frac{a_1}{a_2} m_2 \tag{14}$$

Les formules (12) et (14) peuvent être remplacées par (15) et (16).

$$m_2 = \frac{\left[\delta - (M_t - \alpha)\right] \quad \{\alpha - \left[2(A_t - \alpha)\right]\}}{\delta \quad \left[(A_t - \alpha) - (M_t - \alpha)\right]} \tag{15}$$

$$m_1 = \frac{(M_t - \alpha) \quad \{\delta - \left[2(A_t - \alpha)\right]\}}{\delta \quad \left[(A_t - \alpha) - (M_t - \alpha)\right]} \tag{16}$$

Nous sommes maintenant en mesure de réécrire la formule (2) ce qui donne (17).

$$B_t = \sum_{i=\alpha}^{\beta} \left\{ W_{i,t} \cdot F_t \cdot \left[\frac{\left(1 + \frac{x_i}{a_1}\right)^{m_1} \quad \left(1 - \frac{x_i}{a_2}\right)^{m_2}}{\sum_{x_i=-a_1}^{a_2} \left(1 + \frac{x_i}{a_1}\right)^{m_1} \quad \left(1 - \frac{x_i}{a_2}\right)^{m_2}} \right] \right\} \tag{17}$$

$$B_t = \sum_{i=\alpha}^{\beta} W_{i,t} \cdot F_t \cdot \frac{\left(1 + \frac{x_i}{M_t - \alpha}\right)^{\left(\frac{(M_t - \alpha)\{\delta - [2.(A_t - \alpha)]\}}{\delta\left[(A_t - \alpha) - (M_t - \alpha)\right]}\right)} \left(1 - \frac{x_i}{[\delta - (M_t - \alpha)]}\right)^{\left(\frac{[\delta - (M_t - \alpha)]\{\delta - [2.(A_t - \alpha)]\}}{\delta\left[(A_t - \alpha) - (M_t - \alpha)\right]}\right)}}{\sum_{x_i=-\alpha'}^{\beta'} \left(1 + \frac{x_i}{M_t - \alpha}\right)^{\left(\frac{(M_t - \alpha)\{\delta - [2.(A_t - \alpha)]\}}{\delta\left[(A_t - \alpha) - (M_t - \alpha)\right]}\right)} \left(1 - \frac{x_i}{[\delta - (M_t - \alpha)]}\right)^{\left(\frac{[\delta - (M_t - \alpha)]\{\delta - [2.(A_t - \alpha)]\}}{\delta\left[(A_t - \alpha) - (M_t - \alpha)\right]}\right)}}$$

Finalement, en remplaçant les constantes a_1, a_2, m_1 et m_2 par leurs déterminants, on obtient l'équation (18) qui est l'expression du modèle dans sa forme adaptée aux besoins des ordinateurs. Notons que le programme d'ordinateur a été conçu de manière à permettre le calcul annuel des naissances, selon le besoin, par âge individuel ou par groupes d'âges quinquennaux.

Dans cette formule, les valeurs $W_{i,t}$ étant données et les limites de la période de procréation, c'est-à-dire les valeurs de a et δ, étant fixées d'avance, le nombre des paramètres dont dépendent les résultats du modèle se trouve réduit à trois:

1) indice synthétique de fécondité, F_t;
2) âge moyen, A_t;
3) âge modal de fécondité, M_t;

Le choix des valeurs a et δ, n'est pourtant point arbitraire. Avant de faire ce choix, il convient de procéder à quelques essais empiriques pour voir avec quelles valeurs de a et δ le modèle produit les meilleurs résultats pour une population donnée. Pour le Canada, par exemple, on a obtenu les meilleurs résultats en fixant ces deux valeurs à 17 et 33 respectivement. Il convient de souligner également que les résultats du modèle sont nettement plus sensibles au choix de l'âge initial, qu'au choix de la période de procréation.

TESTS DE VALIDITÉ

Le modèle a été soumis à une série de tests empiriques utilisant les données canadiennes. C'est ainsi qu'on a reproduit, à l'aide du modèle, les naissances annuelles de 1926 à 1970, c'est-à-dire de toute la période pour laquelle les données requises sont disponibles. Le même test a été appliqué à huit provinces canadiennes sur dix; les deux autres en ont été exclues à défaut de données pour une période suffisamment longue. Finalement, on a procédé à une comparaison entre les naissances annuelles obtenues par les projections selon la méthode conventionnelle qu'on a utilisée pour le Canada et celles obtenues par le modèle. Les trois paramètres — indice synthétique, âge moyen et âge modal de la fécondité — ont été tirés des taux spécifiques de fécondité par âge, projetés selon les hypothèses spécifiées plus bas.

La validité du modèle sera jugée sur la base des écarts entre les valeurs observées et les valeurs dérivées, sans toutefois en fixer à priori un seuil de signification. On n'a pas, par exemple, décidé de rejeter le modèle si les écarts en questions dépassent un certain pourcentage. Il est laissé à la discrétion de ceux qui auront la responsabilité d'une projection de fixer ce pourcentage.

Quoique les données utilisées pour les tests se limitent à un seul pays, elles ne reflètent pas moins des conditions démographiques d'une diversité considérable. Au cours de la période considérée, la structure par âge des femmes en âge de procréation, l'intensité et le calendrier de la fécondité ont varié largement au Canada. Par exemple, l'indice synthétique de fécondité passe de 2.6, au milieu des années trente, à 3.9 en 1959 et retombe à 2.3 en 1970. Pendant ce temps le calendrier des naissances a été marqué par un rajeunissement progressif de la procréation: l'âge moyen des mères à la naissance de leurs enfants passe de 30 à 27 ans. Le niveau de fécondité par province varie pour certaines années pratiquement du simple au double. Quant aux projections, elles reflètent quatre hypothèses différentes de fécondité, allant d'une fécondité faible de 1.9 à une fécondité forte de 2.8 enfants par femme, auxquelles sont associées des calendriers équivalant à une âge moyen de 26.8 et 25.9 respectivement. La migration est supposée nulle, sauf pour une hypothèse selon laquelle elle s'élève à 60,000 individus. Les hypothèses de mortalité impliquent une augmentation graduelle de l'espérance de vie de 75 (niveau actuel) à 85 ans à la fin du siècle, sauf dans un cas où elle est maintenue invariable.

Les résultats des tests sont consignés dans les tableaux en annexe, et le lecteur est invité à s'y référer pour les détails. Disons que, dans l'ensemble, les valeurs observées et les valeurs dérivées coïncident pratiquement. Les écarts d'un pourcent sont rares et ceux de deux pourcents tout à fait exceptionnels sur quelques centaines d'écarts calculés. Encore n'est-il pas sûr que tous ces écarts relativement forts soient attribuables à la défectuosité interne du modèle. Dans certains cas du moins ils résultent probablement des erreurs dans l'estimation de l'âge modal, celle-ci étant basée sur un ajustement graphique des valeurs observées de l'âge modal.

Trois observations particulières méritent d'être faites lorsqu'on examine les rapports entre les valeurs observées et les valeurs dérivées. L'une a trait aux variations chronologiques de ces rapports. Celles-ci présentent des apparences cycliques; autrement dit les périodes d'excès et celles de déficit des valeurs dérivées par rapport aux valeurs observées se succèdent dans le temps selon une périodicité plus ou moins typique. Nous sommes tentés d'attribuer ce phénomène aux variations cycliques dans la structure par âge des femmes en âge de procréation, qui, à son tour, est déterminée par les fluctuations des naissances dans le passé.

La deuxième observation concerne les écarts entre le nombre de naissances dérivées et le

nombre de naissances observées selon l'âge des femmes. Au niveau des âges individuels, ainsi que le fait apparaître le graphique, les écarts sont relativement faibles, sauf pour les âges extrêmes où ils sont très forts. Fort heureusement, ils sont de signes opposés et finissent par se compenser plus ou moins, et en plus ils ne concernent que les âges qui correspondent à une fécondité faible. Leur incidence sur l'écart global dépendra de la structure par âge que la population féminine en âge de procréation revêtra à un moment donné. Dans ce sens, on peut dire que l'analyse des écarts par âge n'est point superflue pour porter un jugement réaliste sur le fonctionnement du modèle dans les situations démographiques variables.

Enfin la troisième observation: les résultats qu'on vient d'examiner ont été obtenus en supposant la période de procréation entre 17 et 50 ans. Supposons qu'on ait choisi une période différente, une qui soit plus conforme à la réalité. Le tableau ci-dessous montre l'effet d'un choix de période de 15 à 50 ans. Il appert que ce choix se traduit par une légère perte de précision, mais la validité du modèle ne s'en trouve point affectée.

Rapports entre le nombre de naissances dérivées et le nombre de naissances observées pour quelques années selon que la période de procréation est...

Année	15-50	17-50
1926	1.005	1.000
1931	1.010	.998
1941	1.000	.996
1951	.984	.996
1961	1.013	1.002
1969	1.018	1.009

Au terme de cette présentation des résultats du modèle, il est permis de s'interroger sur l'opportunité d'employer encore les procédés conventionnels de projection de naissances. A quoi bon se donner la peine d'analyser et de projeter les 35 taux qu'il faut lorsque la perspective est établie par année d'âge, alors que pratiquement les mêmes résultats peuvent être obtenus avec seulement trois paramètres de fécondité, simples à calculer. L'avantage opérationnel du modèle est indéniable. Mais d'autres arguments, peut-être plus fondamentaux encore, militent en sa faveur ainsi que nous devons le voir dans la section qui vient.

AVANTAGE ANALYTIQUE DES PARAMÈTRES CHOISIS

L'avantage analytique du modèle ne découle pas seulement du fait qu'il n'y a que trois paramètres à manipuler. Il en est un, plus important, inhérent à la nature même des paramètres choisis. Il nous semble que les mesures de fécondité telles que l'indice synthétique et l'âge moyen de fécondité offrent des perspectives d'analyse qui manquent lorsque l'analyse est menée en termes des taux classiques de fécondité par âge.

C'est ainsi que pour esquisser les tendances futures de l'indice synthétique de fécondité, on aura intérêt à distinguer entre l'«intensité» et le «calendrier» des naissances et à utiliser la méthode longitudinale comme véhicule d'analyse et de projection. Au lieu de projeter l'indice synthétique directement par année de calendrier, on projettera séparément la dimension de la famille, en tant que mesure de l'intensité, et l'âge moyen à la maternité, en tant que mesure du calendrier des naissances, par cohorte de femmes identifiées par l'année de leur naissance. L'assiette de l'analyse pourra être davantage élargie en incluant des statistiques relatives à la fécondité par rang de naissance. Les probabilités d'agrandissement des familles, auxquelles donnent lieu ces dernières statistiques, présentent des perspectives chronologiques nettes qui font défaut lorsqu'on suit l'évolution des indices d'intensité de la fécondité générale, et pour cette raison sont plus facilement extrapolables (Romaniuk, 1970). L'analyse de chaque probabilité (ou tout au moins de celles qui du point de vue de la projection révèlent une importance stratégique) peut être menée en termes des facteurs qui la conditionnent. C'est ainsi que la probabilité d'avoir un premier enfant dépend de la proportion des femmes qui se marieront avant d'atteindre la ménopause, de l'âge au mariage, de la stérilité qui à son tour dépend de l'état des connaissances médicales etc. En plus d'indications historiques pour la formulation des hypothèses quant à la dimension de la famille, on pourrait se servir des renseignements fournis par les enquêtes spécialisées concernant les attentes futures en matière de famille (Siegel et Akers, 1969).

Une fois énoncées les hypothèses quant aux tendances futures de l'intensité et du calendrier de la fécondité des cohortes, il reste à les traduire par des indices synthétiques de fécondité et l'âge moyen de fécondité du moment. Pour se faire, il faudra disposer de modèles de translation des indices par cohortes en indices du moment. Malheureusement, des modèles adéquats qui permettraient une telle translation font défaut. Toutefois, les modèles de translation de Ryder

(1964) ou de Pressat (1969) peuvent être considérés comme de bons auxiliaires à cet égard; s'ils ne permettent pas une translation tout à fait satisfaisante, ils sont néanmoins de nature à aider, un peu par tâtonnement à en arriver à une estimation approximative de l'indice synthétique de fécondité à partir de la dimension de famille et de l'âge moyen de la fécondité par cohortes.

Il existe une forte corrélation (.98 pour le Canada) entre l'âge moyen et l'âge modal, de sorte que lorsque le premier a été projeté le second peut être obtenu quasi-automatiquement par un simple modèle de régression.

Il convient de remarquer que dans la projection des naissances c'est le niveau de fécondité, c'est-à-dire l'indice synthétique, qui est de première importance; c'est donc lui qui devra recevoir toute l'attention de l'analyste; les paramètres de distribution — âge moyen et âge modal — ont un effet secondaire sur le total des naissances.

EN GUISE DE CONCLUSION

Un modèle, pour qu'il soit d'une utilité réelle en tant qu'instrument de prévision, doit posséder deux attributs que nous tenons pour essentiels. D'une part, il doit être apte à simuler avec une fidélité suffisante le phénomène, en l'occurence la fécondité par âge et, partant, les naissances annuelles. D'autre part, il doit, de par les paramètres qu'il incorpore, être un modèle d'explication. Autrement dit, il faut que les paramètres utilisés puissent se prêter à une interprétation démographique, et que leur rapport au phénomène de la fécondité soit clairement perçu. Sans cela, il serait malaisé de fournir une explication rationnelle des hypothèses relatives à la fécondité future, formulées en termes des paramètres choisis. Ce qu'on peut reprocher aux modèles hautement mathématisés est précisément que leurs paramètres sont souvent de pures descriptions mathématiques et comme tel se prêtent mal à une interprétation démographique (Stone, 1970, Bongaards et O'Neil, 1972). S'il y en a qui sont d'excellents instruments d'ajustement, leur utilité pour la projection est, pour cette raison, souvent douteuse.

Le modèle proposé ici satisfait, ainsi que nous avons tenté de le démontrer au cours des deux dernières sections, aux deux exigences fondamentales d'un modèle de projection, stipulées ci-dessus. Avec trois mesures de fécondité seulement, il permet de reproduire avec une précision extraordinaire les naissances annuelles. Ses paramètres sont simples à calculer, tout en offrant des avantages analytiques certains.

RÉFÉRENCES

Avery, Roger, C. «Graduation of Age-Specific Fertility Rates», Unpublished Manuscript».

Bongaards, J. P. and O'Neil, W. D., «A Systems model for the Population Renewal Process», *Demography*, Vol. 9, No. 2, 1972.

Elderton, W. P. *Frequency Curves and Correlation*, Cambridge University Press, 1930.

Mitra, S., «The Pattern of Age-Specific Fertility Rates», *Demography*, Vol. 4, No. 2 pp. 894-906.

Mitra, S. and Romaniuk, A. «Pearsonian Type I Curve and its Fertility Projection Potentials», Paper presented at the meeting of the American Statistical Association to be held in Montreal in August 1972.

Pressat, R., *L'analyse démographique*, Presses Universitaires de France, 2e édition, 1969.

Romaniuk, A. «Fertility Projections by the Cohort Method for Canada — 1969-84», Analytical and Technical Memorandum No. 5, Census Division, Dominion Bureau of Statistics. Ottawa, November 1970.

Ryder, N. B. «The Process of Demographic Translation», *Demography*, Vol. 1, No. 1, 1964, pp. 74-82.

Siegel, Jacob S. and Akers, Donald S. «Some Aspects of the Use of Birth Expectations Data from Sample Surveys for Population Projections», *Demography*, Vo. 6, No. 2, 1969, pp. 101-115.

Stone, L. O. «Parametric Approaches of the Age Distribution of Cohort Total Fertility for Projections». Unpublished Manuscript, Dominion Bureau of Statistics, Ottawa, July, 1970.

Tableau I. Input et output du modèle, naissances dérivées par le modèle et naissances observées, pour le Canada, 1926-1970

Année	Input(x) $\alpha_1 = 17$, $\sigma = 33$			Output					Naissances observées B	B/B'
	Indice synthétique F	Âge moyen A	Âge modal M	a_1	a_2	m_1	m_2	Naissances dérivées B		
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
1926	3.356	30.1	28.00	11.00	22.00	1.079	2.159	232,782	232,852	.9997
1927	3.319	30.1	27.90	10.90	22.10	1.021	2.070	234,224	234,343	.9995
1928	3.296	30.0	27.90	10.90	22.10	1.101	2.232	236,795	237,009	.9991
1929	3.218	29.9	27.80	10.80	22.20	1.122	2.306	235,018	235,583	.9976
1930	3.284	29.9	27.80	10.80	22.20	1.122	2.306	243,039	243,772	.9970
1931	3.201	29.9	27.70	10.70	22.30	1.061	2.212	240,099	240,634	.9977
1932	3.086	30.0	27.70	10.70	22.30	0.987	2.057	235,397	235,905	.9987
1933	2.865	30.0	27.60	10.60	22.40	0.937	0.980	223,202	223,105	1.0004
1934	2.804	30.1	27.50	10.50	22.50	0.832	1.783	221,579	221,550	1.0001
1935	2.734	30.0	27.50	10.50	22.50	0.891	1.909	221,718	221,740	.9999
1936	2.693	30.0	27.40	10.40	22.60	0.848	1.844	220,996	220,638	1.0016
1937	2.645	29.8	27.40	10.40	22.60	0.972	2.112	220,884	220,529	1.0016
1938	2.701	29.7	27.30	10.30	22.70	0.988	2.178	229,673	229,748	.9997
1939	2.653	29.6	27.30	10.30	22.70	1.058	2.333	229,799	229,765	1.0002
1940	2.759	29.4	27.20	10.20	22.80	1.152	2.575	244,100	244,640	.9978
1941	2.824	29.2	27.10	10.10	22.90	1.233	2.842	255,123	255,705	.9977
1942	2.954	29.1	27.00	10.00	23.00	1.270	2.921	272,668	272,778	.9996
1943	3.030	29.2	26.80	9.80	23.20	1.064	2.319	283,441	284,082	.9977
1944	3.000	29.3	26.60	9.60	23.40	0.905	2.206	284,319	284,672	.9988
1945	3.003	29.3	26.40	9.40	23.60	0.825	2.071	288,760	289,364	.9979
1946	3.356	29.0	26.30	9.30	23.70	0.939	2.394	330,845	331,471	.9981
1947	3.573	28.7	26.10	9.10	23.90	1.018	2.674	359,597	359,943	.9990
1948	3.423	28.7	25.90	8.90	24.10	0.923	2.504	347,380	348,226	.9974
1949	3.438	28.6	25.70	8.70	24.30	0.891	2.488	353,901	354,811	.9974
1950	3.433	28.6	25.50	8.50	24.50	0.814	2.347	357,029	358,845	.9949
1951	3.480	28.5	25.30	8.30	24.70	0.786	2.339	367,663	369,354	.9954
1952	3.621	28.4	25.20	8.20	24.80	0.792	2.393	389,473	390,998	.9961
1953	3.702	28.3	25.00	8.00	25.00	0.764	2.388	403,525	405,087	.9961
1954	3.812	28.3	24.80	7.80	25.20	0.702	2.289	420,642	422,545	.9955
1955	3.817	28.2	24.60	7.60	25.40	0.678	2.266	426,123	428,180	.9952
1956	3.849	28.1	24.40	7.40	25.60	0.654	2.264	435,588	436,198	.9986
1957	3.929	28.0	24.20	7.20	25.80	0.632	2.263	453,243	453,778	.9988
1958	3.884	27.9	24.10	7.10	25.90	0.634	2.313	454,978	455,303	.9993
1959	3.947	27.9	24.10	7.10	25.90	0.634	2.313	464,556	466,469	1.0002
1960	3.910	27.8	24.10	7.10	25.90	0.663	2.418	463,737	463,378	1.0008
1961	3.857	27.8	24.00	7.00	26.00	0.636	2.364	460,902	460,109	1.0017
1962	3.773	27.7	24.00	7.00	26.00	0.663	2.470	455,363	454,629	1.0016
1963	3.690	27.7	24.00	7.00	26.00	0.663	2.470	451,918	450,326	1.0035
1964	3.521	27.8	23.90	6.90	26.10	0.611	2.312	440,809	438,235	1.0059
1965	3.163	27.8	23.90	6.90	26.10	0.611	2.312	405,954	403,853	1.0052
1966	2.826	27.6	23.90	6.90	26.10	0.667	2.522	374,910	373,626	1.0034
1967	2.593	27.4	23.80	6.80	26.20	0.668	2.681	358,609	358,050	1.0016
1968	2.445	27.3	23.80	6.80	26.20	0.730	2.813	351,734	351,490	1.0008
1969	2.383	27.3	23.80	6.80	26.20	0.730	2.813	356,166	356,667	.9987
1970	2.310	27.1	23.60	6.60	26.40	0.731	2.926	359,789	359,449	1.0010

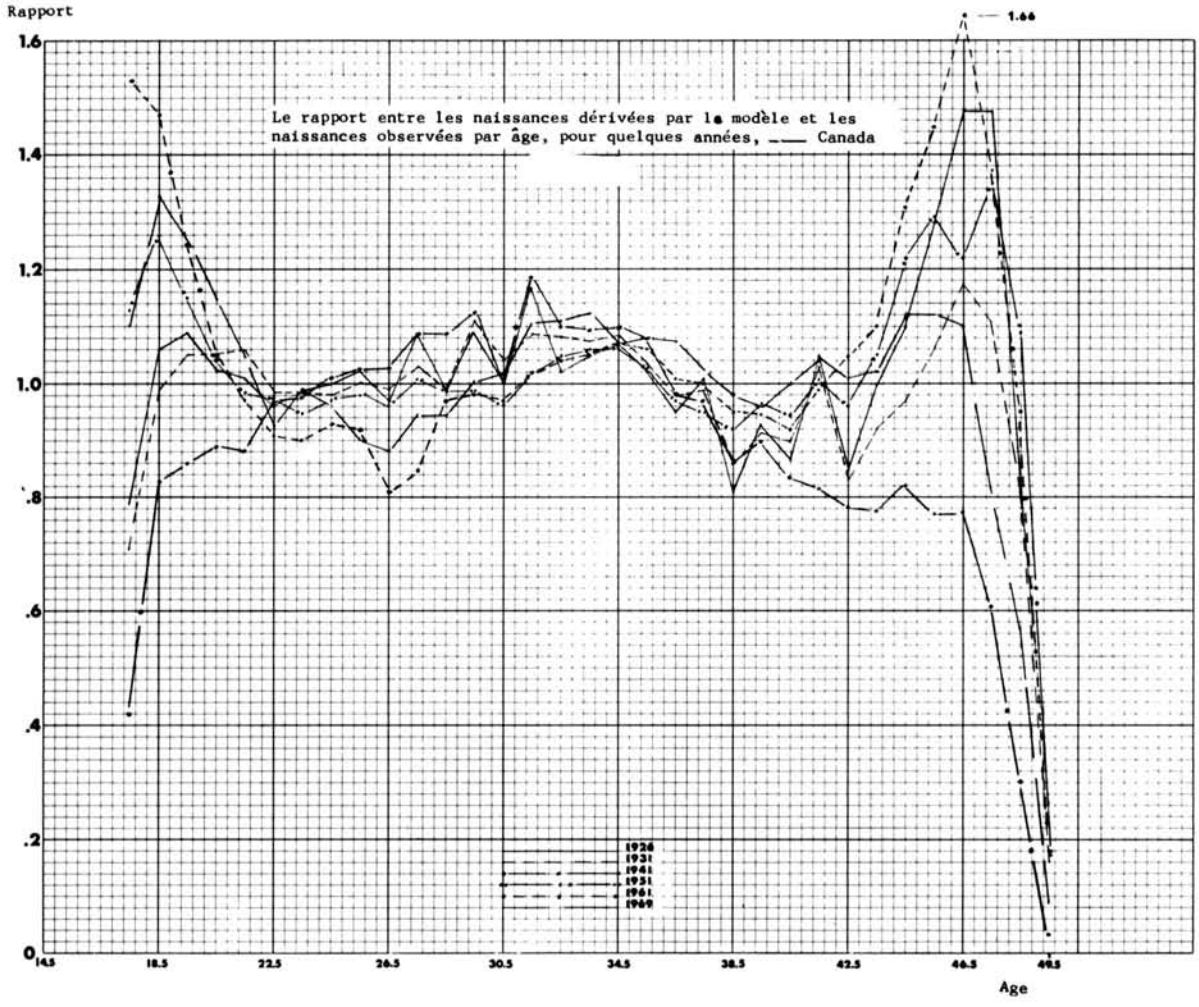
(x) Les effectifs des femmes en âge de procréation ne sont pas inclus. Les données s'y rapportant peuvent être trouvées dans les publications officielles de Statistique Canada.

Tableau II. Rapport entre les naissances dérivées par le modèle et les naissances observées, par province, Canada

Année	N.-É.	N.B.	Québec	Ontario	Man.	Sask.	Alberta	C.-B.
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
1941.....	0.9989	0.99430	0.9986	0.9999	0.9966	0.9999	1.0032	1.0002
1949	0.9990	0.99650	0.9976	1.0016	0.9987	0.9906	1.0002	1.0066
1950	1.0078	0.99840	0.9968	0.9998	1.0017	0.9999	0.9999	1.0070
1951	0.9969	0.99980	0.9961	0.9923	0.9974	1.0014	0.9993	1.0075
1952	0.9985	0.99460	0.9917	0.9902	1.0057	1.0004	0.9980	1.0055
1953	0.9963	1.00060	0.9950	1.0000	1.0050	0.9992	0.9981	0.9961
1954	0.9995	0.99650	0.9960	1.0007	1.0027	0.9988	0.9982	0.9932
1955	1.0049	1.00300	0.9952	1.0004	0.9918	0.9993	0.9962	0.9927
1956	0.9961	1.00070	0.9930	0.9983	0.9984	1.0038	0.9951	0.9961
1957	0.9980	1.00710	0.9901	0.9967	1.0025	1.0010	1.0016	0.9921
1958	0.9967	1.00400	0.9966	0.9905	0.9909	0.9997	0.9952	0.9926
1959	0.9967	1.00370	0.9987	0.9957	0.9980	0.9999	1.0009	0.9927
1960	1.0002	1.00590	0.9992	0.9969	1.0004	1.0046	0.9977	1.0005
1961	1.0002	1.00640	1.0025	0.9988	1.0006	1.0035	0.9984	0.9999
1962	0.9969	1.00540	1.0050	1.0002	0.9990	1.0069	1.0000	1.0019
1963	0.9998	1.00440	1.0073	1.0021	0.9975	1.0058	1.0002	1.0002
1964	1.0021	0.99990	1.0104	1.0034	0.9984	1.0057	1.0019	0.9974
1965	0.9961	1.00470	1.0097	1.0019	1.0004	1.0013	0.9992	0.9927
1966	0.9850	1.00020	1.0076	0.9960	0.9933	0.9973	0.9961	0.9868
1967	0.9753	0.99780	1.0013	0.9969	0.9883	0.9822	0.9914	0.9873
1968	0.9743	0.99050	0.9971	0.9968	0.9836	0.9776	0.9900	0.9890
1969	0.9785	0.99393	0.9934	0.9983	0.9877	0.9800	0.9906	0.9901
1970	0.9842	0.98860	0.9954	1.0050	0.9833	0.9656	0.9836	0.9949

* Les taux spécifiques de fécondité par âge ne sont pas disponibles pour la période 1942-1948.

Tableau III: Rapport des naissances dérivées par le modèle aux naissances tirées des projections utilisant les taux de fécondité par année d'âge, pour le Canada, selon les hypothèses spécifiées d'indice synthétique (F), âge moyen (A), âge modal (M), espérance de vie (e_0) pour la population féminine et migration nette (mig.).

Année	F = 1.90 A = 26.8 M = 24.5 e_0 = 84.5 mig. = 0	F = 2.13 A = 26.8 M = 24.5 e_0 = 75.7 mig. = 60,000	F = 2.42 A = 26.6 M = 22.5 e_0 = 84.5 mig. = 0	F = 2.82 A = 25.9 M = 22.5 e_0 = 84.5 mig. = 0
1971	0.9907	.9907	.991	.9955
1972	0.9951	.9932	.995	.9992
1973	0.9962	.9943	.996	.9993
1974	0.9980	.9983	.998	.9995
1975	0.9999	1.0003	1.0003	.9990
1976	1.0014	1.0021	1.002	1.0020
1977	1.0019	1.0027	1.003	1.0016
1978	1.0024	1.0036	1.003	1.0020
1979	1.0027	1.0041	1.004	1.0020
1980	1.0032	1.0048	1.005	1.0023
1981	1.0043	1.0061	1.006	1.0031
1982	1.0055	1.0074	1.008	1.0033
1983	1.0068	1.0087	1.010	1.0033
1984	1.0083	1.0102	1.013	1.0128
1985	1.0094	1.0112	1.015	1.0149
1986	1.0101	1.0118	1.017	1.0159
1987	1.0106	1.0120	1.018	1.0160
1988	1.0110	1.0120	1.018	1.0153
1989	1.0111	1.0116	1.016	1.0132
1990	1.0109	1.0108	1.014	1.0106
1991	1.0103	1.0097	1.010	1.0064
1992	1.0092	1.0081	1.006	1.0021
1993	1.0073	1.0059	1.001	.9972
1994	1.0047	1.0032	.995	.9924
1995	1.0017	1.0001	.990	.9878
1996	.9984	.9970	.986	.9838
1997	.9956	.9943	.983	.9814
1998	.9933	.9925	.982	.9801
1999	.9916	.9913	.982	.9803
2000	.9906	.9911	.983	.9818
2001	.9903	.9918	.985	.9844
2011	1.0105		1.022	
2021	1.0029		.992	
2031	0.9968		1.002	
2041	1.0098	non disponibles	1.013	Non disponibles
2051	0.9990		.992	
2061	1.0024		1.010	
2071	1.0037		1.002	

Dans ce tableau, on s'est limité à indiquer les valeurs que les paramètres de fécondité ont atteint vers les années 1985. Pour les années subséquentes, ces paramètres sont maintenus invariables à leur niveau de 1985. Pour la migration nette, il s'agit du nombre annuel de migrants. L'espérance de vie est supposée d'augmenter graduellement jusqu'à 84.5 ans vers la fin du siècle, sauf pour un cas où elle est maintenue à son niveau actuel (75.7 ans).