



Rapport sur l'état de la population du Canada

1998-1999



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à : Service à la clientèle, Division de la démographie, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6. Vous pouvez également nous rejoindre par téléphone, télécopieur ou courriel: téléphone: 613-951-2320, numéro sans frais: 1-866-767-5611, télécopieur: 613-951-2307, demographie@statcan.ca.

Pour obtenir des renseignements sur l'ensemble des données de Statistique Canada qui sont disponibles, veuillez composer l'un des numéros sans frais suivants. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel ou visiter notre site Web à www.statcan.ca.

Service national de renseignements	1-800-263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1-800-363-7629
Renseignements concernant le Programme des services de dépôt	1-800-700-1033
Télécopieur pour le Programme des services de dépôt	1-800-889-9734
Renseignements par courriel	infostats@statcan.ca
Site Web	www.statcan.ca

Renseignements pour accéder ou commander le produit

Le produit n° 91-209-XIF au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à www.statcan.ca et de choisir la rubrique Publications.

Ce produit n° 91-209-XPf au catalogue est aussi disponible en version imprimée standard au prix de 31 \$CAN l'exemplaire.

Les frais de livraison supplémentaires suivants s'appliquent aux envois à l'extérieur du Canada :

Exemplaire	Exemplaire
États-Unis	6 \$CAN
Autres pays	10 \$CAN

Les prix ne comprennent pas les taxes sur les ventes.

La version imprimée peut être commandée par

- Téléphone (Canada et États-Unis) 1-800-267-6677
- Télécopieur (Canada et États-Unis) 1-877-287-4369
- Courriel infostats@statcan.ca
- Poste
Statistique Canada
Division des finances
Immeuble R.-H.-Coats, 6^e étage
100, promenade du Pré Tunney
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
- En personne auprès des agents et librairies autorisés.

Lorsque vous signalez un changement d'adresse, veuillez nous fournir l'ancienne et la nouvelle adresse.

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois, et ce, dans la langue officielle de leur choix. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées dans le site www.statcan.ca sous À propos de nous > Offrir des services aux Canadiens.



Statistique Canada
Division de la démographie

Rapport sur l'état de la population du Canada

1998-1999

Alain Bélanger
avec la collaboration de Stéphane Gilbert

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2006

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Septembre 2006

N° 91-209-XIF au catalogue
ISSN : 1718-7796

N° 91-209-XPf au catalogue
ISSN : 0715-9307

Périodicité : annuelle

Ottawa

This publication is available in english upon request (catalogue no. 91-209-XIE)

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Signes conventionnels

- .. nombres non disponibles.
- ... n'ayant pas lieu de figurer.
- nul ou zéro.
- nombres infimes.

Les données analysées étaient les plus récentes au moment de la rédaction.

Le papier utilisé dans la présente publication répond aux exigences minimales de l'« American National Standard for Information Sciences » - « Permanence of Paper for Printed Library Materials », ANSI Z39.48 - 1984.



Lectures suggérées

Choisies parmi les publications de Statistique Canada

Titre	Catalogue
Documents démographiques , Occasionnel	91F0015MPF
Statistiques démographiques annuelles, 1998	91-213-XPB
Rapports sur la santé , Trimestriel	82-003-XPB

Pour obtenir une publication, veuillez téléphoner au 1-613-951-7277 ou utiliser le numéro du télécopieur 1-613-951-1584. Pour appeler sans frais, au Canada, composez le 1-800-267-6677. Il n'est pas nécessaire de nous faire parvenir une confirmation pour une commande effectuée par téléphone ou télécopieur.

Préface

La première partie du *Rapport sur l'état de la population* offre une revue complète de l'évolution démographique actuelle du Canada. On y trouve une analyse détaillée des plus récentes tendances de la fécondité, de la mortalité et de la migration au pays. L'emphase est mise sur le commentaire et les explications des changements observés.

Pour ce qui est de la deuxième partie, le *Rapport sur l'état de la population* modifie quelque peu sa forme. Cette deuxième partie consiste, cette année, en trois articles et traite donc de plus d'un sujet. Le premier étudie les variations de la fécondité en relation avec celles des revenus relatifs des jeunes hommes et du salaire des jeunes femmes. Le second article fait le point sur l'évolution de l'espérance de vie sans dépendance au Canada au cours de la dernière décennie, une question d'actualité dans un contexte de vieillissement accéléré de la population. Finalement, le dernier article traite des composantes de la forte croissance des populations autochtones du Canada au cours de la période 1986-1996.

Ivan P. FELLEGI

Statisticien en chef du Canada

La conjoncture démographique

Ouvrages déjà parus :

RAPPORT SUR L'ÉTAT DE LA POPULATION DU CANADA

(N° 91-209-XPF au catalogue)

- ***Rapport 1983***, par J. Dumas (132 pages - Épuisé).
- ***Rapport 1986***, par J. Dumas avec la collaboration de R. Lachapelle - (139 pages - Épuisé)
 - Le comportement fécond des femmes mariées, canadiennes de naissance
 - La fécondité des célibataires
 - Renforcement des positions majoritaires
- ***Rapport 1988***, par J. Dumas avec la collaboration de C.F. Grinstaff - (166 pages - 21,00 \$)
 - Les interruptions volontaires de grossesse dans une perspective démographique
 - Conséquences à long terme du mariage et de la fécondité chez les adolescentes
- ***Rapport 1990***, par J. Dumas - (115 pages - 26,00 \$)
 - Évolution récente des populations canadienne et américaine
- ***Rapport 1991***, par J. Dumas avec la collaboration de A. Bélanger et C. Fortier - (187 pages - Épuisé)
 - Brève revue des principaux mouvements migratoires dans le monde depuis la Seconde Guerre mondiale
- ***Rapport 1992***, par J. Dumas avec la collaboration de Y. Lavoie - (161 pages - 26,00 \$)
 - Structures démographiques en mutation, un bilan de deux siècles
- ***Rapport 1993***, par J. Dumas - (227 pages - Épuisé)
 - Les défis démographiques du Mexique (un aperçu)
- ***Rapport 1994***, par J. Dumas et A. Bélanger - (157 pages - Épuisé)
 - La « génération sandwich » : Mythes et réalité
- ***Rapport 1995***, par J. Dumas et A. Bélanger avec la collaboration de G. Smith - (199 pages - Épuisé)
 - Ressemblances et dissemblances démographiques de l'Ontario du le Québec
- ***Rapport 1996***, par J. Dumas et A. Bélanger avec la collaboration de G. Smith - (192 pages - 30,00 \$)
 - Les unions libres au Canada à la fin du XX^e siècle

La conjoncture démographique

Ouvrages déjà parus (suite) :

***RAPPORT SUR L'ÉTAT DE LA POPULATION DU CANADA* - fin**

(N° 91-209-XPF au catalogue)

- ***Rapport 1997***, par A. Bélanger et J. Dumas avec la collaboration de C. Oikawa et L. Martel - (193 pages - 30,00 \$)
- Effets de l'entourage des personnes âgées sur leur condition socio-économique

HORS SÉRIE

- ***La fécondité au Canada : Croissance et déclin***, par A. Romaniuc - (N° 91-524F au catalogue, 1984, 158 pages - Épuisé)
- ***Le revenu des immigrants au Canada***, par R. Beaujot, K.G. Basavarajappa et R.B.P. Verma - (N° 91-527F au catalogue, 1988, 109 pages - 20,00 \$)
- ***Les immigrants antillais***, par A.H. Richmond - (N° 91-536F au catalogue, 1989, 85 pages - Épuisé)
- ***Nouvelles tendances de la famille***, par B. Ram - (N° 91-535F au catalogue, 1990, 98 pages - Épuisé)
- ***Mariage et vie conjugale au Canada***, par J. Dumas et Y. Péron - (N° 91-534F au catalogue, 1992, 167 pages - Épuisé)
- ***Le vieillissement de la population et personnes âgées***, par B. Desjardins - (N° 91-533F au catalogue, 1993, 130 pages - Épuisé)
- ***La famille au long de la vie***, par R. Beaujot, E.M. Gee, F. Rajulton et Z.R. Ravanera - (N° 91-543F au catalogue, 1995, 186 pages - Épuisé)

La conjoncture démographique

Ouvrages déjà parus (fin) :

DOCUMENTS DÉMOGRAPHIQUES

(N° 910015MPF au catalogue)

- Document n° 1 : « *Projection de la fécondité, Canada, provinces et territoires, 1993-2016* » par R.B.P. Verma, S. Loh, S.Y. Dai et D. Ford - (1996, 28 pages, 10,00 \$)
- Document n° 2 : « *La population en logements collectifs au Canada de 1971 à 1991* » par G. Smith - (1996, 52 pages, 10,00 \$)
- Document n° 3 : « *Nouvelles tables de mortalité par génération au Canada et au Québec, 1801-1991* » par R. Bourbeau, J. Légaré et V. Emond - (1997, 94 pages, 10,00 \$)
- Document n° 4 : « *Avantages de la variable de mobilité sur un an pour la ventilation de la migration interprovinciale par âge, sexe et état matrimonial* » par M. Bédard et M. Michalowski - (1997, 60 pages, 10,00 \$)
- Document n° 5 : « *Une revue des méthodes d'estimation du sous-dénombrement net du recensement au Canada, aux États-Unis, en Grande-Bretagne et en Australie* » par D. Kerr - (1998, 33 pages, 10,00 \$)

Remerciements

L'auteur désire remercier tous ceux qui ont contribué à la réalisation de cette publication. En particulier, il désire remercier les professeurs Rodéric Beaujot et Robert Bourbeau qui ont assuré une révision complète des deux parties de celle-ci ainsi que ses collègues Réjean Lachapelle, Don Kerr, Denis Morissette, Jean-Marie Berthelot, Russel Wilkins, Jean Dumas et René Morissette pour leurs commentaires et suggestions sur différentes sections de cette publication. Claude Langlois de Citoyenneté et Immigration Canada a lu et commenté la section sur l'immigration internationale. Des remerciements tout particuliers sont adressés à Carol D'Aoust, assistant de recherche, dont l'initiative et le dévouement sont grandement appréciés.

Table des matières

	Page
Le Rapport en bref	1
 PARTIE I	
La comptabilité démographique	9
Le Canada dans le monde	24
Nuptialité	30
Divorces	37
Natalité et fécondité	44
Mortalité	49
Immigration internationale	56
Les migrations internes	69
Annexe	77
Glossaire	118
 PARTIE II	
Revenu relatif, coût d'opportunité et variations de la fécondité au Canada <i>par Laurent Martel et Alain Bélanger</i>	127
Une analyse de l'évolution de l'espérance de vie sans dépendance au Canada entre 1986 et 1996 <i>par Laurent Martel et Alain Bélanger</i>	171
Mobilité ethnique et croissance démographique des populations autochtones du Canada de 1986 à 1996 <i>par Éric Guimond</i>	195

Liste des tableaux

	Page
Partie I	
1. Population au 1 ^{er} janvier et composantes de la croissance démographique, Canada, 1972-1999	10
2. Répartition de la population des anciens Territoires du Nord-Ouest, du Nunavut et des nouveaux Territoires du Nord-Ouest, 1 ^{er} juillet 1991 et 1998	16
3. Mouvement de la population et indicateurs démographiques des principaux pays industrialisés, 1997 ou année la plus récente disponible	26
4. Mariages, premiers mariages et remariages, Canada, 1970-1997 ...	31
5. Indice synthétique de nuptialité première, Canada, provinces et territoires, 1976-1997	34
6. Taux brut de divortialité, Canada et provinces, 1980 à 1997	39
7. Variation récente des taux de fécondité par groupe d'âge, Canada, 1995-1997	46
8. Espérance de vie à la naissance et gains annuels moyens, selon le sexe et la province, Canada, 1991, 1996 et 1997	50
9. Évolution de la mortalité par maladies du système circulatoire et par tumeurs, selon le sexe, Canada, 1976-1997	52
10. Décès attribués au VIH par grands groupes d'âge et par sexe, Canada, 1987-1997	54
11. Nombre d'immigrants reçus et niveau d'immigration prévu au plan selon la catégorie, Canada, 1998	58
12. Pays de naissance d'où sont venus plus de 2 000 immigrants au Canada en 1996, 1997 ou 1998	59
13. Distribution en pourcentage des immigrants reçus par province de destination envisagée, Canada, 1971-1998	63
14. Immigrants au Canada par catégorie, 1980-1998	64
15. Nombre d'immigrants et répartition en pourcentage selon la province de destination et la catégorie, Canada, 1998	66
16. Nombre d'enfants adoptés à l'étranger selon le pays de naissance et la région de destination, Canada, 1998	67
17. Solde migratoire annuel des provinces et territoires, 1972-1997	70
18. Effectif annuel des migrants interprovinciaux à partir des fichiers de Revenu Canada, janvier à décembre 1996	71

Liste des tableaux - suite

	Page
19. Effectif annuel des migrants interprovinciaux à partir des fichiers de Revenu Canada et les fichiers de prestations fiscales pour enfants, janvier à décembre 1997	72
20. Rapport d'effectifs dans les générations, Terre-Neuve et Colombie-Britannique, 1981-1998	74
<i>Encadré</i>	
Tableau synoptique des principaux indices démographiques du Canada, provinces et territoires, 1981-1998	20
Annexe	
A1. Population au 1 ^{er} janvier et composantes de la croissance démographique des provinces et territoires, 1972-1999	78
A2. Nuptialité	102
A3.1 Taux de primumptialité par âge et année de naissance, 1947-1980, sexe masculin, Canada	103
A3.2 Taux de primumptialité par âge et année de naissance, 1948-1982, sexe féminin, Canada	104
A4. Divortialité	105
A5. Divorces réduits par durée de mariage, Canada, promotions de mariage 1945-1946 à 1996-1997	106
A6. Natalité, fécondité	108
A7. Taux de fécondité et indices synthétiques par rang de naissance et âge de la mère pour le Québec et le reste du Canada, 1981-1997 ..	110
A8. Décès	112
A9. Espérance de vie à divers âges, Canada, 1971 à 1997	113
A10. Immigrants reçus au Canada selon le pays de naissance, 1981-1998	114
A11. Population canadienne au 1 ^{er} juillet 1996, 1997 et 1998 selon l'âge et le sexe	116

Partie II

Revenu relatif, coût d'opportunité et variations de la fécondité au Canada

1. Le modèle de régression	162
----------------------------------	-----

Liste des tableaux - fin

	Page
<i>Encadrés</i>	
Le taux net de reproduction et l'indice synthétique de fécondité	132
Sources des données utilisées sur les revenus et méthodologie	140
Le modèle de Macunovich	155
Une analyse de l'évolution de l'espérance de vie sans dépendance au Canada entre 1986 et 1996	
1. Évolution de l'espérance de vie à la naissance et à 65 ans au cours du siècle, Canada, 1901-1996	172
2. Définition des états de santé	179
3. Espérance de vie et espérance de vie sans dépendance à 15 et 65 ans selon le sexe, Canada, 1986, 1991 et 1996	183
4. Espérance de vie et espérance de vie ajustée sur la santé à 15 et 65 ans selon le sexe, Canada, 1986, 1991 et 1996	188
<i>Encadrés</i>	
Les indicateurs de l'espérance de vie en santé	176
Les différences d'espérance de vie entre les sexes	185
Indice de l'état de santé	189
Mobilité ethnique et croissance démographique des populations autochtones du Canada de 1986 à 1996	
1. Effectifs et taux d'accroissement des populations d'origine autochtone selon l'identité autochtone, Canada, 1986-1996	198
2. Taux brut de natalité des populations d'origine autochtone selon l'identité autochtone, Canada, 1981-1986 et 1991-1996	199
<i>Encadrés</i>	
Maximum théorique d'accroissement naturel	196
Identité autochtone des populations d'origine autochtone	198
Méthode d'estimation de la mobilité ethnique	204

Liste des figures

	Page
Partie I	
1. Naissances, décès et accroissement naturel, Canada, 1921-2051	9
2. Pyramides des âges de la population du Canada, 1975, 1999, 2025 et 2051	12
3. Âge moyen de la population de Terre-Neuve et du Canada, 1971-1998	15
4a. Courbe de distribution des taux de nuptialité des célibataires de sexe masculin, Canada	32
4b. Courbe de distribution des taux de nuptialité des célibataires de sexe féminin, Canada	33
5. Proportion de l'ensemble des couples vivant en union libre selon l'âge de la conjointe, Québec et Canada sans le Québec, 1996	35
6. Divorces réduits pour certaines durées de mariage, par année du divorce et indice synthétique de divortialité, Canada, 1969 à 1997 ..	41
7. Durée moyenne du mariage au moment du divorce, Canada, 1969-1997	42
8. Naissances et indices synthétiques de fécondité, Canada, 1986-2006	45
9. Évolution des taux de fécondité par groupe d'âge, Canada, 1972-1997	47
10. Répartition en pourcentage des décès par VIH selon le groupe d'âge, hommes, Canada, 1987, 1991 et 1997	55
11. Nombre d'immigrants et taux d'immigration, Canada, 1944-1998 ...	57
12. Lieux de naissance des immigrants reçus au Canada selon les dix principaux lieux de naissance, 1964-1968 et 1994-1998	61
13. Représentation géographique de la migration interprovinciale au Canada, 1997	75
Partie II	
Revenu relatif, coût d'opportunité et variations de la fécondité au Canada	
1. Comparaison de l'évolution du taux net de reproduction et du rapport des individus âgés de 35-64 / 15-34, Canada, 1921-1995 ..	133
2. Comparaison de l'évolution du taux net de reproduction et du rapport 55-64 / 15-24, Canada, 1921-1995	136
3. Variation sur 10 ans des salaires annuels moyens, Canada, 1920-1990	139
4. Revenu relatif des jeunes adultes de 20 à 34 ans et taux net de reproduction au Canada, 1921-1991	142

Liste des figures- fin

	Page
5. Comparaison des taux d'activité féminins avec le taux net de reproduction, Canada, 1921-1991	146
6. Comparaison du taux net de reproduction avec le rapport des taux de chômage des 20-24 / 45-54 ans, Canada, 1921-1991	147
7. Revenu relatif des jeunes hommes et salaire hebdomadaire moyen des femmes contrôlant pour les changements du niveau d'éducation, Canada, 1971 à 1996	158
8. Taux de fécondité à 20-29 ans et revenu relatif des jeunes hommes au cours de leurs cinq premières années potentielles d'expérience de travail, Canada, 1971-1997	161
9. Taux de fécondité à 20-29 ans observés, estimés et projetés selon divers scénarios de variation du revenu des jeunes hommes et du salaire des femmes, Canada, 1945-2010	164
 Une analyse de l'évolution de l'espérance de vie sans dépendance au Canada entre 1986 et 1996	
1. Survivants de la table selon l'âge et le sexe, 1921-1996	173
2. Prévalences des états de santé, selon l'âge et le sexe, Canada, 1986, 1991 et 1996	181
3. Espérance de vie sans dépendance et ajustée sur la santé à 15 ans et à 65 ans, selon le sexe, Canada, 1986, 1991 et 1996	184
 Mobilité ethnique et croissance démographique des populations autochtones du Canada de 1986 à 1996	
1. Comparaison des taux d'accroissement annuels moyens des populations d'origine autochtone et totale, Canada, 1971-1996	195
2. Rapport des effectifs de génération d'origine autochtone, Canada, 1981-1986, 1986-1991 et 1991-1996	197
3. Taux annuels moyens d'accroissement naturel et total des populations d'origine autochtone selon l'identité autochtone, Canada, 1986-1991 et 1991-1996	200
4. Estimation des taux de mobilité ethnique nette des populations d'origine autochtone selon l'identité autochtone, Canada, 1986-1991 et 1991-1996	202
5. Répartition en pourcentage des populations d'origine autochtone selon le lieu de résidence, Canada, 1986-1996	205
6. Taux d'accroissement annuel moyen des populations d'origine autochtone selon le lieu de résidence, Canada, 1986-1996	206

Le Rapport en bref

PARTIE I

- La croissance de la population au cours de l'année 1997 (10,7 pour mille) est la plus faible enregistrée au Canada depuis 1985. Le Canada présente toutefois une croissance de la population élevée lorsqu'on le compare à ses partenaires politiques et économiques, principalement grâce à l'importance qu'il accorde à l'immigration.
- L'Alberta et, dans une moindre mesure, l'Ontario, sont les provinces canadiennes connaissant la plus forte croissance ; à l'opposé, Terre-Neuve connaît une décroissance soutenue de sa population.
- Le nouveau territoire du Nunavut comptait, en 1998, un peu plus de 26 400 habitants, principalement des Inuits.

xxx

- En 1997, encore moins de Canadiennes et de Canadiens se sont mariés ou remariés qu'en 1996, poursuivant la tendance à la baisse. Ceux qui l'ont fait étaient également en moyenne plus âgés.
- C'est dans les provinces maritimes, en Colombie-Britannique et en Ontario, que le nombre de mariages a le plus diminué. À l'inverse, ce nombre est demeuré pratiquement stable au Québec et en Alberta et a légèrement augmenté à Terre-Neuve et en Saskatchewan.
- C'est au Québec que le taux de primo-nuptialité a connu la plus forte baisse depuis le milieu des années 1970. C'est aussi la province dans laquelle l'union libre est la plus populaire : environ 25 % des couples québécois ont adopté ce mode de vie conjugale.

xxx

- Le nombre de divorces enregistrés a encore diminué en 1997 pour atteindre son niveau le plus bas depuis 1985 ; cette tendance est généralisée à l'ensemble des provinces.
- La divortialité est plus élevée dans l'Ouest. Les provinces maritimes, particulièrement Terre-Neuve, présentent, année après année, les plus faibles taux. À l'opposé, c'est en Alberta et en Colombie-Britannique que ces taux sont les plus élevés.
- À la baisse depuis 1969, la durée moyenne du mariage au moment du divorce est à la hausse depuis 1995. Cette situation pourrait être due à la popularité de l'union libre ainsi qu'à l'augmentation de l'âge moyen au mariage.

xxx

- Il y a eu 348 598 naissances au Canada en 1997, une diminution de 4,8 % par rapport à l'année précédente.
- Le mouvement à la baisse est généralisé au pays mais il est plus important pour les provinces de l'Est et du Centre. Le Québec a enregistré en 1997 le plus fort pourcentage de variation des naissances : -6,4 %.
- Cette chute de la natalité est en partie due à la structure de la population canadienne : les femmes actuellement en âge de procréer appartiennent aux générations creuses du « baby-bust ».
- L'indice synthétique de fécondité au Canada était de 1,55 enfants par femme en 1997, le niveau le plus bas jamais enregistré au pays.
- La fécondité des femmes âgées de 15 à 30 ans est à la baisse au Canada depuis deux décennies. Cette diminution était auparavant en partie compensée par une augmentation de la fécondité des femmes âgées de 30 à 49 ans. Ce n'est plus le cas aujourd'hui, la baisse récente de la fécondité touchant maintenant tous les groupes d'âge.
- Terre-Neuve présente l'indice synthétique de fécondité le plus bas du pays : 1,27 enfant par femme. La Saskatchewan et le Manitoba étaient, en 1997, les provinces les plus fécondes avec respectivement 1,83 et 1,82 enfant par femme.

xxx

- Le nombre de décès au Canada atteint 215 669 en 1997. S'il augmente (2 810 décès de plus que l'année précédente), il ne s'agit pas d'une indication suggérant une détérioration des conditions de vie. C'est simplement que la population vieillit.
- L'espérance de vie des Canadiennes en 1997 était de 81,4 ans, un gain de 0,18 année par rapport à l'année précédente. Les hommes peuvent espérer vivre en moyenne 75,8 ans, un gain de 0,33 an par rapport à 1996.
- Les gains en espérance de vie au cours de la période 1991-1996 ont été meilleurs chez les hommes que chez les femmes, mais l'écart (5,6 ans en 1997) demeure encore favorable aux femmes.
- Avec un taux de mortalité infantile de 5,5 pour mille, le Canada demeure au sein des dix premiers pays à l'échelle mondiale dans ce domaine.
- Les taux standardisés de mortalité par maladies du système circulatoire et par maladies cérébro-vasculaires continuent à chuter.

- Les taux standardisés de mortalité par tumeurs ou cancers des hommes sont à leur niveau le plus bas depuis 1976. Chez les femmes, la croissance des tumeurs et cancers, en particulier des tumeurs malignes de l'appareil respiratoire, a été beaucoup plus importante que chez les hommes au cours des vingt dernières années, mais semble ralentir.
- Le nombre de décès attribuables au VIH a diminué de 54 % chez les hommes et de 32 % chez les femmes entre 1996 et 1997, en partie en raison d'une survie accrue des individus atteints.

xxx

- Le Canada a reçu 174 143 immigrants en 1998, une diminution de près de 42 000 par rapport à l'année précédente. Il s'agit de la plus forte baisse de l'immigration en 40 ans.
- Le nombre d'immigrants asiatiques a diminué fortement en 1998 (-27 %), en particulier pour Hong Kong (-64 %), Taiwan (-46 %) et le Pakistan (-31 %). Néanmoins, l'Asie demeure la principale source d'immigrants reçus au Canada.
- La Colombie-Britannique et l'Ontario, principaux bénéficiaires de l'immigration asiatique, ont subi en 1998 les plus fortes baisses du nombre d'immigrants reçus (respectivement -25 % et -21 %). L'Ontario demeure cependant la province la plus prisée des immigrants. Le Québec et l'Alberta sont relativement moins touchés par cette baisse.
- C'est au chapitre des immigrants économiques que la baisse a été la plus marquée (-24 %). Les catégories « famille » et « réfugié » ont aussi accusé des pertes, cependant moins importantes (-15 % et -6 % respectivement).
- L'adoption internationale est à la hausse au Canada depuis une dizaine d'années, particulièrement en Ontario, au Québec et en Colombie-Britannique. L'adoption de petites Chinoises est particulièrement populaire au Québec.

xxx

- Les provinces maritimes, en particulier Terre-Neuve, le Québec et les Prairies, à l'exception cependant de l'Alberta, ont continué de connaître un solde migratoire interprovincial négatif en 1997. Pour la première fois depuis 1988, l'Ontario présentait au même moment un solde positif dans ses échanges avec les autres provinces. À l'Ouest, la Colombie-Britannique apparaît en 1997 beaucoup moins attrayante, au profit de l'Alberta.
- L'Ontario s'impose comme la plaque tournante du système migratoire canadien, étant l'origine ou la destination de la moitié des migrants interprovinciaux.

PARTIE II

- Le lien théorique supposé entre la taille d'une génération et sa fécondité moyenne ne semble se vérifier qu'au cours de la période du baby-boom et du baby-bust au Canada (1946-1980). Avant comme après cette période, rien ne permet de croire à l'existence d'un tel lien au pays.
- L'évolution de la fécondité et des variations des salaires annuels moyens au Canada présente une excellente adéquation, suggérant qu'il existe des liens étroits entre ces derniers.
- L'évolution de la fécondité et du revenu relatif des jeunes hommes âgés de 20 à 34 ans présente également une très bonne adéquation, ce qui tend à confirmer la théorie économique du revenu relatif pour le Canada.
- Le revenu relatif des jeunes hommes et le salaire hebdomadaire des jeunes femmes présentent une évolution similaire à la baisse au cours de la période 1976-1996 au Canada, lorsque les niveaux d'éducation et d'expérience de travail sont maintenus constants.
- La fécondité à 20-29 ans est liée à la situation économique des jeunes couples canadiens. L'utilisation d'un modèle économétrique incluant le revenu relatif des jeunes hommes et le salaire hebdomadaire des jeunes femmes permet de reproduire quasi parfaitement la courbe représentant l'évolution du taux de fécondité entre 20 et 29 ans. L'utilisation de ce modèle à des fins de projection permet de penser qu'une hausse du revenu relatif des jeunes hommes entraînerait une reprise de la fécondité au Canada.

xxx

- Les Canadiennes et Canadiens vivent plus longtemps mais aussi plus longtemps en bonne santé.
- À peine 38 % des Canadiens et 44 % des Canadiennes atteignaient l'âge de 65 ans au début du siècle ; en 1996, ces proportions sont respectivement de 81 % et 89 %.
- Avant 65 ans, 90 % de la population canadienne vit sans dépendance à l'égard de leurs activités de la vie quotidienne et domestique. S'il y a dépendance, celle-ci est, le plus souvent, modérée. Au delà de cet âge, l'état de santé moyen de la population se détériore rapidement et la dépendance sévère est à la hausse, surtout à partir de 70 ans, tandis que l'institutionnalisation l'est à partir de 75 ans.
- L'espérance de vie sans dépendance à 15 ans en 1996 atteignait 58,9 ans chez les femmes et 57,0 ans chez les hommes. Cela représente respectivement 88 % et 93 % de leur espérance de vie totale à cet âge.

- Le fardeau des années vécues avec dépendance après 65 ans a considérablement diminué. Chez les hommes, les gains en espérance de vie à cet âge se chiffrent à 1,1 an entre 1986 et 1996 ; les deux tiers de ces gains sont des années vécues sans dépendance. Chez les femmes, ces gains en espérance de vie sont de 0,6 an durant la même période ; leur espérance de vie sans dépendance a crû davantage (1,1 an).
- L'espérance de vie ajustée sur la santé a elle-aussi augmenté au cours de la période 1986-1996 pour les deux sexes. Les hommes peuvent espérer vivre l'équivalent de 91 % de leur espérance de vie totale en parfaite santé, les femmes 89 %.
- Les résultats présentés dans ce **Rapport sur l'état de la population du Canada 1998-99** concernant l'espérance de vie sans dépendance contredisent ceux publiés récemment par l'OCDE pour la période 1978-1991. L'espérance de vie sans dépendance augmente au Canada, contrairement à ce qu'affirme l'OCDE.

xxx

- Entre 1986 et 1996, l'effectif recensé des populations d'origine autochtone est passé de 711 000 à 1 102 000 personnes. La plus grande partie de cet accroissement a été réalisé au cours de la période 1986-1991 puisque le taux d'accroissement annuel moyen atteignait alors 7 %.
- Un tel rythme de croissance ne peut s'expliquer par les seuls mouvements naturel et migratoire. Une analyse par composante révèle qu'elle résulte en bonne partie de changements dans les déclarations d'appartenance ethnique, un phénomène appelé *mobilité ethnique*.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Partie I

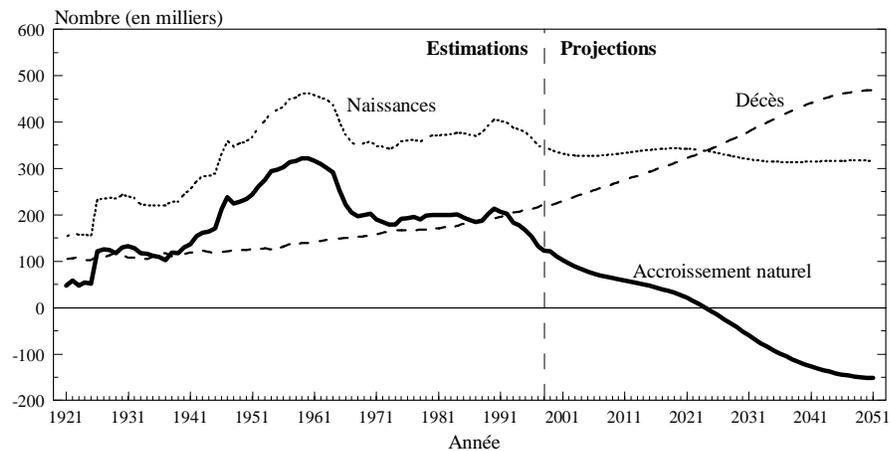
PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



LA COMPTABILITÉ DÉMOGRAPHIQUE

Au 1^{er} janvier 1998, la population du Canada a été estimée à 30 155 300 personnes¹. *L'accroissement total au cours de l'année 1997 a été de 320 800 personnes, ce qui se traduit par un taux d'accroissement de 10,7 pour 1 000.* Bien que relativement élevée lorsque comparée à celle observée dans d'autres pays industrialisés, *cette croissance est la plus faible qu'ait connue le Canada depuis 1985.* Elle résulte d'une accélération de la chute de la croissance naturelle et d'un léger fléchissement de l'immigration. En 1997, le solde des naissances sur les décès s'est affaibli de 13,2 % puisqu'il était de 153 300 personnes en 1996 et de 133 000 seulement en 1997. Selon les estimations provisoires, ce solde passerait à 122 900 en 1998, poursuivant ainsi sa descente, résultante de la faible fécondité contemporaine et du vieillissement de la population. Sans une hausse appréciable de la fécondité, le remplacement des classes pleines du baby-boom par les classes creuses du baby-bust aux âges de la maternité ne peut se traduire que par une baisse de la natalité. L'arrivée des générations nombreuses du baby-boom aux âges où les risques de décès commencent à s'élever ne peut qu'accroître le taux brut de mortalité et le nombre de décès (figure 1). En conséquence, le Canada ne pourra soutenir sa croissance démographique que par une forte immigration pour compenser le ralentissement de l'accroissement naturel.

Figure 1. Naissances, décès et accroissement naturel, Canada, 1921-2051



Sources : Statistique Canada, Division des statistiques sur la santé, Section de l'état de santé et de l'état civil et Division de la démographie, Section des projections de population, scénario spécial.

¹ Les nombres qui font l'objet de la comptabilité de 1998, sauf avis contraire, sont ceux qui étaient disponibles le 22 mars 1999. Ils peuvent différer de ceux que l'on retrouvera à d'autres tableaux portant sur les composantes lorsque des statistiques plus récentes sont disponibles.

TAUX (pour 1 000)

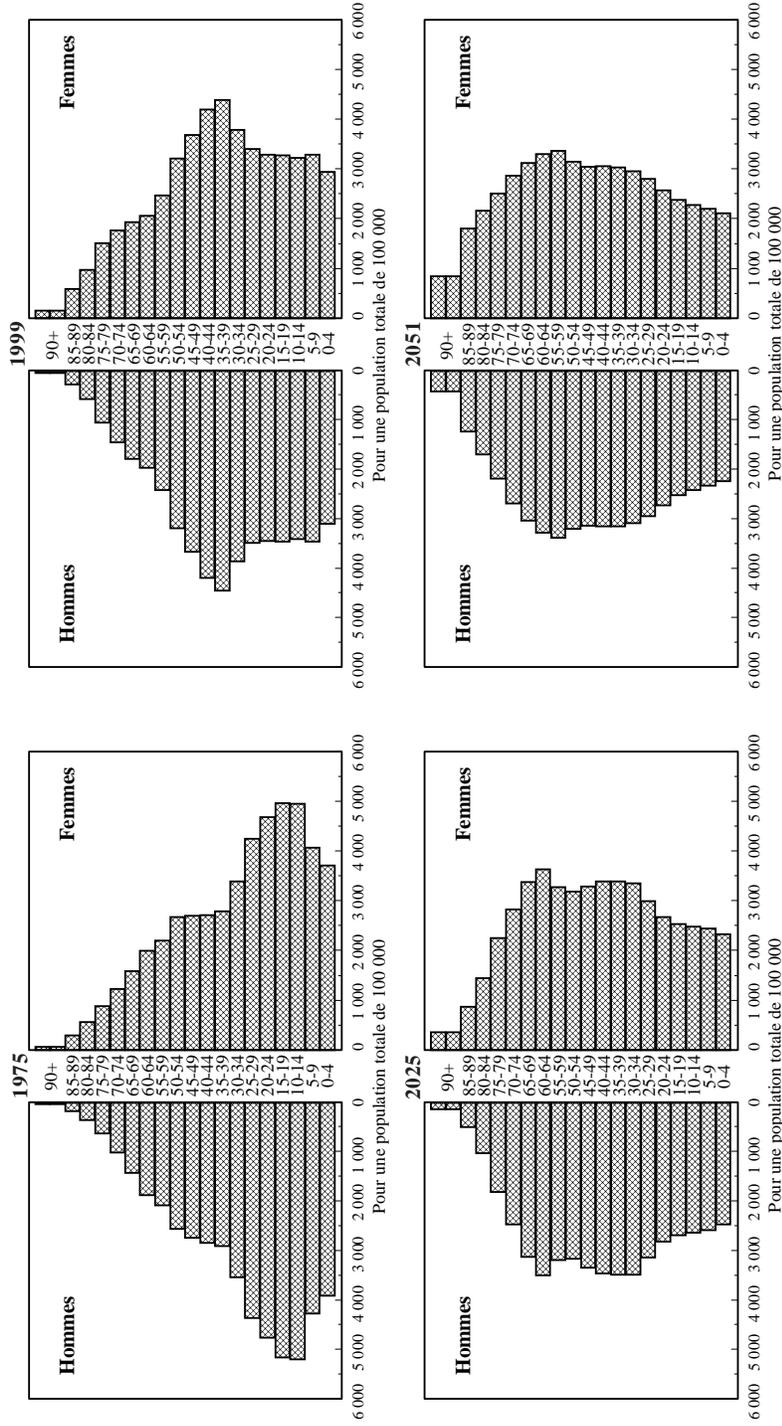
Année	Population au 1 ^{er} janvier (en milliers)	Accroissement			Natalité	Mortalité	Immigration	Émigration	Canadiens de retour	Résidents non permanents
		Total	Naturel	Migratoire						
1972	22 093,1	11,52	8,32	4,45	15,63	7,31	5,49	2,85	1,67	0,13
1973	22 349,2	13,47	7,97	6,73	15,26	7,29	8,19	3,49	1,68	0,35
1974	22 652,2	14,27	7,84	7,65	15,15	7,31	9,58	3,42	1,58	-0,09
1975	22 977,8	14,09	8,30	6,98	15,53	7,22	8,12	3,06	1,57	0,34
1976	23 303,8	12,28	8,23	5,04	15,35	7,12	6,37	2,74	1,54	-0,13
1977	23 591,8	10,91	8,21	3,53	15,27	7,06	4,84	2,59	1,36	-0,08
1978	23 850,5	9,27	7,94	2,16	14,96	7,02	3,60	2,65	1,33	-0,12
1979	24 072,6	11,30	8,17	3,95	15,12	6,95	4,63	2,26	1,25	0,33
1980	24 346,2	13,05	8,13	5,73	15,13	7,00	5,84	1,85	1,13	0,61
1981	24 665,9	12,64	8,07	5,41	14,96	6,89	5,18	2,02	1,03	1,22
1982	24 979,8	10,50	7,91	3,44	14,86	6,95	4,82	2,37	1,13	-0,15
1983	25 243,4	9,44	7,85	2,43	14,73	6,88	3,52	2,31	1,06	0,17
1984	25 482,9	9,32	7,86	2,30	14,73	6,86	3,45	2,16	1,02	-0,01
1985	25 721,6	9,34	7,52	2,65	14,54	7,02	3,26	2,10	1,06	0,42
1986	25 963,1	11,38	7,23	4,68	14,28	7,06	3,80	1,88	0,97	1,78
1987	26 260,1	13,22	6,99	6,54	13,99	7,00	5,75	1,68	0,92	1,55
1988	26 609,7	16,11	6,96	9,45	14,05	7,08	6,04	1,44	0,80	4,06
1989	27 041,9	15,89	7,40	8,79	14,41	7,01	7,04	1,49	0,77	2,47
1990	27 475,2	14,04	7,72	6,62	14,65	6,94	7,74	1,43	0,70	-0,40
1991	27 863,6	11,41	7,39	4,90	14,36	6,98	8,24	1,71	0,81	-2,44
1992	28 183,3	12,87	7,13	7,02	14,05	6,93	8,91	1,57	0,81	-1,13
1993	28 548,3	11,06	6,39	5,93	13,53	7,14	8,91	1,55	0,78	-2,20
1994	28 865,8	11,21	6,13	6,32	13,27	7,13	7,71	1,59	0,77	-0,57
1995	29 191,1	10,85	5,70	6,38	12,88	7,18	7,22	1,62	0,77	0,01
1996	29 509,4	10,96	5,17	6,30	12,34	7,17	7,62	1,63	0,77	-0,47
1997 PR	29 834,6	10,69	4,44	6,26	11,62	7,18	7,20	1,67	0,77	-0,05
1998 PR	30 155,3	8,68	4,06	4,62	11,41	7,36	5,75	1,67	0,78	-0,24
1999 PP	30 418,1	••	••	••	••	••	••	••	••	••

¹ Ce résidu est constitué de la répartition sur cinq ans de l'erreur en fin de période intercensale.

(PR) Estimations postcensitaires mises à jour ; (PP) Estimations postcensitaires provisoires, basées sur 1996, en date du 22 mars 1999.

Sources : Statistique Canada, Division de la démographie, Section des estimations de population et Section de la recherche et de l'analyse.

Figure 2. Pyramides des âges de la population du Canada, 1975, 1999, 2025 et 2051



Sources : Statistique Canada, Division de la démographie, Section des estimations de population et Section des projections de population, scénario spécial.

En effet, si en comparaison à celle des principaux partenaires politiques et économiques du Canada, la croissance démographique du pays continue à se maintenir à des niveaux relativement élevés, c'est surtout grâce à une forte immigration internationale. En 1997, le Canada a accueilli 216 100 immigrants, ce qui correspond à un taux de 7,2 pour 1 000². Aux États-Unis, un calcul comparable se traduit par un taux de 2,9 pour 1 000. Depuis 1990, le surplus des naissances sur les décès est passé de 213 500 à 122 900, une diminution de 42 %. Au cours de la même période, le flux d'immigrants internationaux s'est maintenu au-dessus des 200 000 personnes par an. Ainsi, au cours des 10 dernières années (1989-1998), la population canadienne s'est accrue de 1 815 100 personnes par ses échanges migratoires avec l'étranger et de 1 762 300 personnes par le surplus des naissances sur les décès. Cela est déjà inscrit dans sa structure vieillissante et paraît difficile à renverser (figure 2).

La comptabilité démographique dans les provinces

En 1997, la croissance démographique a ralenti pour toutes les provinces sauf l'Ontario et surtout l'Alberta, grande gagnante des échanges migratoires interprovinciaux effectués au cours de l'année (tableau A1, en annexe). Pour la première fois depuis 1982, l'Alberta prend la première place en ce qui concerne la croissance. Elle se distingue en 1997 avec un taux d'accroissement de 22,8 pour 1 000, soit plus du double de celui observé pour le Canada. Son rythme d'accroissement dépasse celui de sa voisine occidentale, la Colombie-Britannique, qui présentait depuis 1988 les taux de croissance les plus élevés au pays. Cette forte croissance est principalement due à une entrée d'un nombre important de Canadiens en provenance des autres provinces. On estime, en effet, à 79 200 le nombre de migrants interprovinciaux qui se sont établis en Alberta en 1997, une augmentation de près de 30 % sur le nombre enregistré l'année précédente. Les données provisoires indiquent *que la situation démographique favorable que connaît l'Alberta en 1997 se poursuit au cours de l'année 1998*. Le solde migratoire interprovincial atteindrait 45 700 personnes en 1998 si les données provisoires devaient se confirmer (97 900 entrants et 52 200 sortants). Il s'agit d'un niveau extrêmement élevé, mais pas inaccessible ; en 1980, au plus fort du « Oil Boom », l'Alberta enregistrerait un solde positif de 46 900 personnes.

L'Ontario est la seule autre province qui affiche un taux de croissance démographique supérieur à la moyenne canadienne en 1997 et en 1998. Comme par le passé, l'Ontario continue à attirer une grande proportion des nouveaux immigrants (solde international de +96 200 et +71 200 personnes respectivement en 1997 et 1998), l'Ontario voit aussi son solde migratoire

² L'immigration a considérablement diminué en 1998 au Canada (174 000 immigrants). Ce nombre est bien au deçà de ce qui était prévu au plan annuel d'immigration.

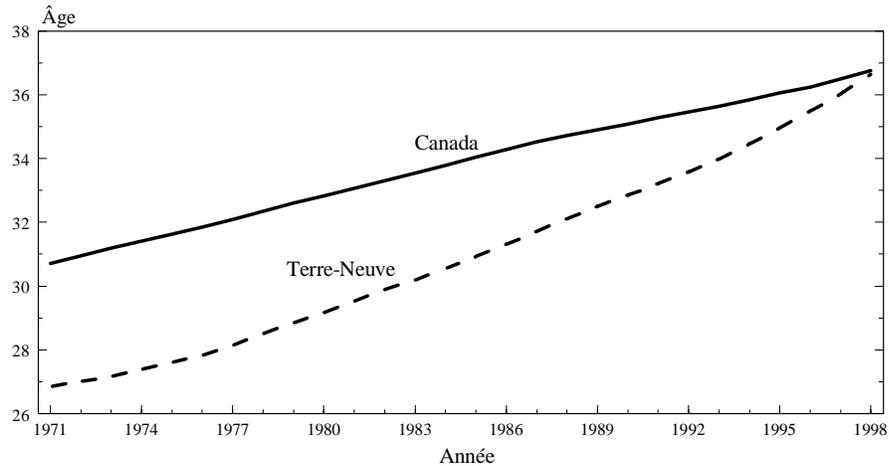
interprovincial devenir positif en 1997 (+5 100 personnes) alors qu'il était négatif depuis 1989. Les données provisoires pour 1998 témoignent d'une nouvelle amélioration du solde, qui doublerait (+10 200 personnes). Par contre, la réduction en 1998 du nombre d'immigrants internationaux reçus par le Canada touche cette province plus qu'aucune autre. Cela se traduit par un ralentissement de sa croissance démographique, celle-ci passant de 14,3 pour 1 000 en 1997 à 11,9 pour 1 000 en 1998.

La Colombie-Britannique, au contraire, verrait sa situation se détériorer encore, tant sur le plan des échanges internes qu'internationaux. Sa croissance démographique atteindrait 7,0 pour 1 000 en 1998 et serait ainsi moindre que celle du Canada. Cette situation mérite l'attention puisque ce n'est que la quatrième fois depuis 1921 que cette province enregistre un taux de croissance plus faible que celui de la population canadienne dans son ensemble. Depuis longtemps favorisée dans ses échanges migratoires, la Colombie-Britannique voit depuis 1993 le nombre de sortants augmenter alors que celui des entrants diminue. Il s'ensuit une réduction accélérée de son solde migratoire interprovincial qui passe de 37 600 personnes en 1993 à seulement 5 600 personnes en 1997. Selon les données provisoires de 1998, ce solde serait négatif (-18 800 personnes), ce qui ne s'était pas produit depuis 1985. Une diminution de l'attrait exercé par cette province sur un nombre réduit d'immigrants reçus par le Canada s'ajoute aux échanges migratoires internes défavorables pour faire fondre en quatre ans l'accroissement démographique total de cette province de 108 700 personnes en 1994 à seulement 27 900 personnes en 1998.

Outre l'Alberta, les provinces des Prairies – le Manitoba et la Saskatchewan – voient, elles aussi, leur rythme de croissance décliner. Si on observe peu de changements au niveau des indices de croissance naturelle, les taux de sortie interprovinciaux de ces deux provinces augmentent sensiblement en 1997 et 1998. Traduisant un effet de proximité, l'attrait de la croissance économique albertaine se fait plus forte sur les habitants des provinces voisines que sur ceux des provinces plus éloignées.

La situation continue de se détériorer aussi à Terre-Neuve, mais d'une façon beaucoup plus préoccupante. La décroissance s'est encore accélérée pour cette province et atteint 14,5 pour 1 000 en 1997 et 14,8 pour 1 000 en 1998, si les estimations provisoires sont confirmées. La population de cette province décroît de plus de 1 % chaque année depuis 1995 (-1,5 % en 1998). L'indice synthétique de fécondité y est inférieur à 1,5 enfant par femme depuis 1991, et chaque année confirme un nouveau plancher (1,27 en 1997). Le taux de sortie interprovincial, de loin le plus élevé au pays, est inquiétant : 35,1 pour 1 000 en 1998. Plus qu'ailleurs au pays, le taux brut de mortalité suit une tendance à la hausse à cause d'un vieillissement accéléré de la population (Figure 3) induit par une très faible fécondité et une très forte propension des plus jeunes à quitter la province. De toutes les provinces, c'est

Figure 3. Âge moyen de la population de Terre-Neuve et du Canada, 1971-1998



Source : Statistique Canada, Division de la démographie, Section des estimations de population.

Terre-Neuve qui affiche la plus faible espérance de vie. Avec des valeurs de 74,5 ans pour les hommes et de 80,0 ans pour les femmes, la durée de vie moyenne des Terre-Neuviens et Terre-Neuviennes est près d'une année et demie inférieure à celle des Canadiens et Canadiennes (75,8 et 81,4 ans respectivement). Si celle des hommes s'améliore, c'est beaucoup moins rapidement que dans le reste du Canada. Celle des femmes stagne.

La situation démographique des autres provinces atlantiques est beaucoup plus stable. Plus que toutes les autres provinces au pays, elles approchent la croissance nulle. Certes, toutes trois présentent des soldes migratoires négatifs en 1997 et 1998, mais de faible ampleur, et leur accroissement naturel, encore légèrement positif, compense généralement. Mais comme ailleurs au pays, celui-ci est appelé à décroître à cause du vieillissement démographique et, en l'absence d'un revirement peu probable des flux migratoires, la population de ces provinces pourrait bientôt décroître. Déjà, en 1998, la population du Nouveau-Brunswick affiche un taux d'accroissement légèrement négatif (-1,3 pour 1 000).

Le Québec approche lui aussi de la croissance nulle. Bien qu'il attire beaucoup moins les immigrants internationaux que sa voisine ontarienne, *le Québec a profité d'un solde migratoire international positif d'environ 20 000 personnes par année au cours du dernier lustre*. Ce gain fait plus que compenser ses pertes au titre de la migration interprovinciale (-17 800 personnes en 1997). Sans l'immigration internationale, la croissance démographique du Québec serait comparable à celle de ses voisines des Maritimes.

Le Nunavut

Résultat d'un accord entre le gouvernement canadien et les Inuits des Territoires du Nord-Ouest, un nouveau territoire, le Nunavut, a vu le jour le 1^{er} avril 1999. Il résulte de la séparation en deux parties de ce qui formait jusque-là les Territoires du Nord-Ouest. Le Nunavut est formé des parties centrale et orientale alors que la partie occidentale conserve l'ancienne appellation. Il s'agit d'un immense territoire (plus de deux millions de kilomètres carrés) peu peuplé (1 habitant au 100 kilomètres carrés).

Au 1^{er} juillet 1998, la population des deux ensembles territoriaux était estimée à 67 500 personnes. Environ 40 % de cette population, soit 26 500 personnes habitaient dans les limites de ce qui est maintenant le Nunavut comparativement à quelque 41 000 personnes résidant dans la partie occidentale (tableau 2). La croissance démographique du Nunavut est plus forte que celle des Territoires du Nord-Ouest. Entre le 1^{er} juillet 1991 et le 1^{er} juillet 1998, la population du Nunavut a crû au rythme de 2,5 % par année en moyenne comparativement à 0,8 % pour celle habitant à l'intérieur des nouvelles limites territoriales des Territoires du Nord-Ouest.

Les deux populations sont bien différentes non seulement sur le plan ethnique, mais aussi dans leur structure démographique. La population du Nunavut, composée en grande majorité d'Inuits (84 %), présente une structure par âge plus jeune que celle des Territoires du Nord-Ouest. L'âge moyen de la population du Nunavut atteint 24,6 ans, près de 5 ans de moins que celui de la population des Territoires du Nord-Ouest (29,4 ans). Il n'en demeure pas moins que les deux populations sont beaucoup plus jeunes que la population canadienne dans son ensemble, l'âge moyen de cette dernière atteignant 36,7 ans. L'écart apparaît encore plus grand lorsque l'on compare les âges médians des deux populations. L'âge médian d'une population est l'âge qui divise cette population en deux de telle sorte que la moitié de celle-

Tableau 2. Répartition de la population des anciens Territoires du Nord-Ouest, du Nunavut et des nouveaux Territoires du Nord-Ouest, 1^{er} juillet 1991 et 1998

	Anciens Territoires du Nord-Ouest	Nunavut		Nouveaux Territoires du Nord-Ouest	
		Nombre	Pourcentage	Nombre	Pourcentage
1991	60 930	22 241	36,5	38 689	63,5
1998	67 468	26 453	39,2	41 015	60,8
Taux de croissance annuel moyen (pour 1 000)	14,67	25,09		8,38	
Âge médian en 1998	26,8	21,8		29,1	
Âge moyen en 1998	27,8	24,6		29,4	

Source : Statistique Canada, *Statistiques démographiques annuelles 1998*, n° 91-213-XPB au catalogue.

ci est plus jeune que cet âge et l'autre moitié plus âgée. L'âge médian de la population du Nunavut est de 21,8 ans ; la moitié de la population de ce territoire a donc moins de 22 ans! En guise de comparaison, il est de 29,1 ans dans les Territoires du Nord-Ouest et de 36,0 ans pour l'ensemble de la population canadienne.

Les estimations intercensitaires de 1991 à 1996 et l'écart résiduel

Chaque année, la Division de la démographie de Statistique Canada produit des estimations de la population. Elles résultent d'un exercice de comptabilité démographique ayant à la base les effectifs du dernier recensement disponible, corrigés du sous-dénombrement net, auxquels sont ajoutés les naissances et les immigrants internationaux et desquels sont retranchés les décès et les émigrants³. Elles seront qualifiées de postcensitaires – provisoires, révisées ou définitives, selon la qualité des sources ayant servi à estimer les composantes du changement démographique – tant qu'une nouvelle opération censitaire ne permettra pas d'en évaluer la justesse, par comparaison aux nouveaux effectifs recensés. La base sur laquelle reposent les estimations de la population change donc à chaque recensement et, pour assurer la continuité de la série chronologique, on produit de nouvelles estimations en intégrant la différence observée entre les nouveaux effectifs recensés et corrigés du sous-dénombrement net ainsi que les estimations postcensitaires au jour du recensement. Ce sont les estimations intercensitaires.

La différence entre les estimations postcensitaires et les effectifs recensés au 14 mai 1996 correspond à l'erreur en fin de période. Répartie par année sur la période séparant ce recensement du précédent, elle correspond à l'écart résiduel pour la période 1991-1996 que l'on retrouve à la colonne de droite du tableau 1. Ce tableau, reproduit et mis à jour à chaque édition du *Rapport sur l'état de la population*, inclut pour la première fois les estimations intercensitaires ainsi que le résidu pour la période 1991-1996. Force est de constater que l'écart résiduel de -36 300 personnes par année pour la période 1991-1996 est le plus important depuis 1971 et que son ampleur contraste particulièrement avec la faiblesse du résidu observé pour la période précédente. L'ampleur de l'écart mérite explications.

Les sources de l'erreur en fin de période

Les trois composantes les plus importantes de la croissance démographique – naissances, décès et immigrants internationaux – sont réputées fiables.

³ Il s'agit là d'une simplification puisque au cours des années de nouvelles composantes se sont ajoutées à cet exercice comptable : Canadiens de retour, résidents non permanents et bientôt émigrants non permanents.

L'erreur en fin de période résulte donc, pour sa plus grande partie, d'une part, de différences de qualité des effectifs recensés et corrigés du sous-dénombrement et, d'autre part, d'erreurs dans les autres composantes dont la qualité est moins satisfaisante (émigrants, Canadiens de retour et résidents non permanents), toutes des composantes estimées au moyen de sources indirectes (fichiers administratifs). Il est impossible d'estimer précisément la part de chacune de ces sources d'erreurs, mais l'analyse semble pointer vers l'estimation de l'émigration internationale.

Il apparaît certain que l'émigration internationale a été sous-estimée au cours de la période 1991-1996. C'est ce que révèle la comparaison de l'estimation de cette composante produite annuellement par la Division de la démographie à partir des données de fichiers administratifs à celles obtenues de l'enquête de contre-vérification des dossiers (CVD) effectuée après le recensement. Cette enquête, qui mesure le sous-dénombrement en retraçant les personnes qui auraient dû être couvertes par le recensement, a compté significativement plus d'émigrants permanents que l'estimation démographique courante. Elle a aussi mis en évidence un accroissement important du nombre de Canadiens temporairement à l'étranger, alors que l'hypothèse implicite de l'estimation courante était celle d'un nombre relativement constant de ces personnes d'un recensement à l'autre. Par ailleurs, en comparaison avec les données du recensement et de nouvelles données administratives, l'estimation du nombre de Canadiens de retour paraît avoir été trop élevée. Sous-estimation des émigrants et surestimation des Canadiens de retour font en sorte qu'à l'échelle nationale, l'erreur en fin de période en 1996 résulte en partie d'une surestimation importante de la migration internationale nette d'environ 170 000 personnes.

Le résidu présenté au tableau 1 est plus faible que celui obtenu initialement au moment de la diffusion des données du recensement de 1996. À la suite d'une revue complète des procédures utilisées dans l'évaluation et l'estimation de l'erreur de fermeture, les taux nets de sous-dénombrement ont été révisés à la baisse pour tous les recensements depuis 1971. Ce qui a amené la Division de la démographie à élaborer de nouvelles estimations de la population pour cette période⁴. En conséquence, le taux de sous-dénombrement net initialement estimé à 2,82 % au recensement de 1991 a été révisé à la baisse à 2,52 %. L'erreur en fin de période pour la période 1991-1996 s'est ainsi trouvée réduite de 289 000 à 181 000 personnes. Ces révisions ont grandement amélioré la comparabilité des recensements, mais la qualité de la correction de chaque recensement différera toujours quelque peu. De plus, l'estimation du sous-dénombrement net comporte toujours une variation aléatoire susceptible d'influencer l'importance de l'erreur en fin de période. Ainsi, au recensement

⁴ Tous les indicateurs démographiques présentés dans cette édition du *Rapport sur l'état de la population* ont été recalculés à partir des nouvelles estimations de la population pour la période 1971-1996.

de 1996, le nombre net estimé de personnes omises, soit 723 000⁵, peut varier de plus ou moins 60 000 personnes.

Les variations provinciales de l'écart résiduel

À ces deux principales sources d'erreurs responsables de l'écart résiduel à l'échelle nationale, s'ajoute, à l'échelle provinciale, l'incertitude associée à l'estimation de la migration interprovinciale et à la répartition de la migration nette internationale. De plus, l'importance de l'erreur d'échantillonnage est accrue par la réduction de la taille de l'échantillon de l'enquête de contre-vérification des dossiers. Il se dégage, néanmoins, plusieurs conclusions des études de couverture du dernier recensement. L'estimation de la migration nette a vraisemblablement été trop faible pour l'Ontario (au moins 39 000 personnes) et le Québec et trop forte pour la Colombie-Britannique et l'Alberta. Il est également possible que le solde migratoire interprovincial ait été sous-estimé pour la Colombie-Britannique (-23 400 personnes) et surestimé pour l'Alberta (+17 500 personnes) et Terre-Neuve (+9 700 personnes). Une fois ces phénomènes pris en compte, l'erreur en fin de période devient plus faible ; toutefois, pour le Nouveau-Brunswick, le Québec et la Colombie-Britannique, les biais possibles et les aléas de l'estimation du sous-dénombrement net semblent avoir prédominé.

Toutes les provinces ne sont donc pas touchées également par l'erreur en fin de période. Alors que celle-ci est généralement négative, certaines provinces bénéficient parfois d'une correction à la hausse de leur population. Par exemple, l'estimation, au 1^{er} juillet 1996, basée sur les résultats du dernier recensement ajoute près de 40 000 personnes à la population de la Colombie-Britannique en comparaison à l'estimation postcensitaire basée sur le recensement antérieur (tableau A1, en annexe). De son côté, la Saskatchewan y gagne environ 5 000 personnes. Toutes les autres provinces voient l'effectif de leur population diminuer par l'établissement d'une nouvelle base aux estimations. L'Ontario et le Québec, les deux provinces les plus peuplées, perdent respectivement près de 110 000 et 95 000 personnes.

⁵ 773 000 personnes lorsque les réserves indiennes sont incluses.

Tableau synoptique des principaux indices démographiques du Canada, provinces et territoires, 1981-1998							
	Année	Terre-Neuve	Île-du-Prince-Édouard	Nouvelle-Écosse	Nouveau-Brunswick	Québec	Ontario
Taux de natalité (pour 1 000)	1981	17,7	15,4	14,1	14,9	14,6	13,9
	1986	14,1	15,0	13,9	13,5	12,6	14,2
	1991	12,4	14,4	13,1	12,7	13,8	14,5
	1994	11,0	12,8	12,0	12,0	12,6	13,6
	1995	10,3	13,0	11,6	11,4	12,1	13,3
	1996	10,2	12,5	11,3	10,9	11,7	12,6
	1997	9,8	11,6	10,7	10,5	10,9	11,8
	1998 (P)	9,4	11,4	10,5	10,3	10,3	11,8
Taux de mortalité (pour 1 000)	1981	5,6	8,0	8,1	7,3	6,5	7,1
	1986	6,1	8,7	8,2	7,5	7,0	7,2
	1991	6,6	9,1	7,9	7,3	7,0	7,0
	1994	7,1	8,3	8,4	7,9	7,1	7,2
	1995	6,9	8,5	8,3	7,9	7,3	7,2
	1996	7,0	9,3	8,3	7,8	7,2	7,1
	1997	7,8	7,5	8,6	7,9	7,4	7,1
	1998 (P)	8,0	8,5	8,8	8,2	7,3	7,3
Indice synthétique de fécondité (nombre d'enfants par femme de 15 à 49 ans)	1981	..	1,88	1,62	1,68	1,57	1,58
	1986	..	1,79	1,59	1,53	1,38	1,60
	1991	1,44	1,86	1,59	1,55	1,65	1,67
	1993	1,32	1,76	1,57	1,53	1,64	1,67
	1994	1,34	1,73	1,54	1,55	1,64	1,67
	1995	1,28	1,79	1,52	1,51	1,61	1,67
	1996	1,30	1,73	1,52	1,46	1,60	1,61
	1997	1,27	1,63	1,45	1,44	1,52	1,53
Indice synthétique de primo-nuptialité (pour 1 000) (hommes 17-49 ans, femmes 15-49 ans)	1981 H	653	701	686	660	546	692
	F	631	668	672	649	560	685
	1986 H	589	711	595	600	430	623
	F	580	742	631	626	442	658
	1991 H	600	727	575	581	381	610
	F	613	730	606	608	427	653
	1993 H	546	721	547	538	330	568
	F	560	733	574	570	370	609
	1994 H	592	673	559	551	339	572
	F	611	711	582	574	380	609
	1995 H	629	695	566	559	331	584
	F	649	734	592	594	370	618
	1996 H	607	747	586	581	327	579
	F	624	782	597	618	363	609
	1997 H	630	685	556	550	329	567
	F	653	718	583	587	362	597
Taux d'accroissement naturel (pour 1 000)	1981	12,0	7,3	6,0	7,6	8,0	6,7
	1986	7,9	6,3	5,7	6,0	5,6	7,0
	1991	5,8	5,3	5,2	5,4	6,8	7,5
	1994	4,0	4,5	3,6	4,1	5,4	6,4
	1995	3,4	4,5	3,3	3,5	4,8	6,2
	1996	3,2	3,1	3,0	3,0	4,5	5,5
	1997	2,0	4,1	2,0	2,6	3,5	4,8
	1998 (P)	1,5	3,0	1,7	2,1	3,0	4,4
Taux d'accroissement total (pour 1 000)	1981	-1,1	1,7	3,9	0,1	6,5	10,7
	1986	-2,8	1,1	4,8	1,7	9,1	18,3
	1991	2,1	0,9	5,5	4,8	7,1	12,2
	1994	-11,1	10,6	1,7	1,8	4,8	12,8
	1995	-11,8	8,5	2,8	0,9	4,7	12,7
	1996	-12,2	7,3	4,0	1,3	4,8	13,0
	1997 (PR)	-14,5	0,7	1,5	0,7	4,0	14,3
	1998 (PR)	-14,7	1,8	0,8	-1,3	3,7	11,9

Voir notes à la fin du tableau.

**Tableau synoptique des principaux indices démographiques du Canada,
provinces et territoires, 1981-1998 - suite**

	Année	Manitoba	Saskat- chewan	Alberta	Colombie- Britannique	Yukon	Territoires du Nord- Ouest ⁴	Canada
Taux de natalité (pour 1 000)	1981	15,5	17,6	18,6	14,7	21,9	27,5	15,0
	1986	15,6	17,0	18,1	14,0	19,5	27,6	14,3
	1991	15,6	15,3	16,5	13,5	19,8	26,9	14,4
	1994	14,7	13,9	14,7	12,8	14,7	24,2	13,3
	1995	14,3	13,3	14,2	12,4	15,2	24,3	12,9
	1996	13,7	13,1	13,6	11,9	13,9	23,2	12,3
	1997	12,9	12,6	13,0	11,3	14,8	21,8	11,6
	1998 (P)	13,0	12,5	13,0	11,1	14,1	21,2	11,4
Taux de mortalité (pour 1 000)	1981	8,3	7,7	5,6	7,0	5,8	4,1	6,9
	1986	8,2	7,8	5,6	7,1	4,6	4,3	7,1
	1991	8,1	8,1	5,6	7,1	4,0	3,9	7,0
	1994	8,1	8,2	5,8	7,0	4,1	3,7	7,1
	1995	8,6	8,4	5,8	7,0	5,1	3,4	7,2
	1996	8,4	8,6	5,9	7,1	3,8	4,0	7,2
	1997	8,4	8,4	5,8	6,9	3,9	3,8	7,2
	1998 (P)	8,6	8,8	6,0	7,3	4,0	4,1	7,4
Indice synthétique de fécondité (nombre d'enfants par femme de 15 à 49 ans)	1981	1,83	2,12	1,87	1,64	2,07	2,86	1,65
	1986	1,83	2,03	1,86	1,62	1,95	2,85	1,60
	1991	1,97	2,04	1,90	1,69	2,15	2,88	1,71
	1993	1,97	1,98	1,82	1,64	1,89	2,69	1,69
	1994	1,97	1,97	1,82	1,64	1,73	2,73	1,69
	1995	1,95	1,91	1,79	1,61	1,82	2,77	1,67
	1996	1,90	1,89	1,74	1,55	1,67	2,70	1,62
	1997	1,82	1,83	1,68	1,48	1,82	2,57	1,55
Indice synthétique de primo-nuptialité (pour 1 000) (hommes 17-49 ans, femmes 15-49 ans)	1981 H	722	710	644	684	693	457	645
	F	712	698	689	695	715	474	651
	1986 H	615	588	566	582	484	351	558
	F	660	628	616	623	573	399	589
	1991 H	600	622	597	601	470	284	548
	F	651	656	643	661	521	311	594
	1993 H	592	616	592	577	401	276	513
	F	638	648	634	627	464	309	555
	1994 H	592	632	604	571	430	298	520
	F	637	663	652	629	464	333	562
	1995 H	607	641	611	556	541	282	524
	F	657	665	649	607	543	315	563
	1996 H	582	628	569	521	453	268	512
	F	626	653	613	563	486	282	548
	1997 H	573	633	565	502	409	260	505
	F	611	655	607	540	422	310	539
Taux d'accroissement naturel (pour 1 000)	1981	7,2	9,9	13,0	7,7	16,1	23,3	8,1
	1986	7,4	9,2	12,5	6,9	14,9	23,3	7,2
	1991	7,5	7,2	10,9	6,4	15,8	23,0	7,4
	1994	6,5	5,7	8,9	5,7	10,5	20,5	6,1
	1995	5,7	4,9	8,4	5,4	10,1	20,9	5,7
	1996	5,3	4,5	7,7	4,8	10,2	19,2	5,2
	1997	4,5	4,1	7,2	4,3	10,9	18,0	4,4
	1998 (P)	4,4	3,6	7,0	3,9	10,2	17,2	4,1
Taux d'accroissement total (pour 1 000)	1981	7,4	11,4	39,2	22,9	-22,7	37,0	12,6
	1986	6,3	2,6	6,0	11,5	31,5	-1,7	11,4
	1991	3,6	-1,2	15,9	25,3	41,4	31,7	11,4
	1994	5,1	4,2	12,4	29,5	9,9	23,8	11,2
	1995	4,4	4,3	14,0	25,6	38,6	14,7	10,8
	1996	4,0	4,4	16,8	23,3	20,3	7,8	11,0
	1997 (PR)	0,8	2,4	22,8	17,3	-1,5	0,7	10,7
	1998 (PR)	3,5	3,6	25,3	7,0	-35,6	2,5	8,7

Voir notes à la fin du tableau.

Tableau synoptique des principaux indices démographiques du Canada, provinces et territoires, 1981-1998 - suite								
	Année	Terre-Neuve	Île-du-Prince-Édouard	Nouvelle-Écosse	Nouveau-Brunswick	Québec	Ontario	
Population de 65 ans et plus en % de la population totale, au 1 ^{er} juillet	1981	7,7	12,1	10,9	10,0	8,8	9,9	
	1986	8,7	12,6	11,8	11,0	9,8	10,7	
	1991	9,6	13,1	12,5	12,0	11,1	11,6	
	1994	10,1	13,0	12,8	12,3	11,6	12,0	
	1995	10,4	13,0	12,8	12,4	11,8	12,1	
	1996	10,7	12,9	12,9	12,5	12,0	12,2	
	1997 (PR)	11,0	12,9	13,1	12,7	12,2	12,3	
	1998 (PR)	11,4	13,0	13,2	12,9	12,4	12,4	
Rapport de dépendance totale (en %) ¹	1981	78,2	76,0	67,0	69,5	55,9	58,9	
	1986	68,1	68,6	61,1	62,5	52,2	55,0	
	1991	59,7	67,3	59,1	59,7	53,5	55,5	
	1994	55,9	65,3	58,1	57,7	54,3	56,8	
	1995	55,1	64,5	57,9	57,0	54,2	57,0	
	1996	54,3	63,5	57,7	56,5	54,2	57,4	
	1997 (PR)	53,4	62,5	57,3	56,0	54,0	57,4	
	1998 (PR)	52,7	61,9	56,8	55,4	53,6	57,2	
Espérance de vie à la naissance (en années)	1986	H	72,8	72,8	72,4	72,7	72,2	73,8
		F	79,2	... ²	79,5	80,1	79,7	80,0
	1991	H	73,7	73,2	73,7	74,2	73,8	75,0
		F	79,6	... ²	80,3	80,9	80,9	80,9
	1993	H	73,9	74,3	74,0	74,4	74,1	75,2
		F	79,9	... ²	80,4	80,7	81,0	81,0
	1994	H	73,9	... ²	74,4	74,4	74,1	75,4
		F	79,9	... ²	80,4	80,7	81,0	81,0
	1995	H	74,2	... ²	74,5	74,6	74,5	75,6
		F	80,2	81,1	80,6	81,0	81,0	81,1
	1996	H	74,4	... ²	74,8	74,8	74,6	75,9
		F	80,2	... ²	80,6	81,2	81,0	81,3
	1997	H (P)	74,5	... ²	75,0	75,2	74,9	76,2
		F (P)	80,0	... ²	80,6	81,2	81,2	81,5
	Taux de mortalité infantile (pour 1 000)	1981	9,7	13,2	11,5	10,9	8,5	8,8
		1986	8,0	6,7	8,4	8,3	7,1	7,2
1991		7,8	6,9	5,7	6,1	5,9	6,3	
1993		7,8	9,1	7,1	7,2	5,7	6,2	
1994		8,2	6,4	6,0	5,3	5,6	6,0	
1995		7,9	4,6	4,8	4,8	5,5	5,9	
1996		6,6	4,7	5,6	4,9	4,6	5,7	
1997		5,2	4,4	4,4	5,7	5,6	5,5	
Taux d'interruption volontaire de grossesse (pour 100 naissances) ³	1981	3,5	0,3	14,1	4,1	9,5	25,0	
	1986	3,4	...	14,1	3,3	14,7	20,2	
	1991	6,0	...	15,1	6,2	15,1	20,7	
	1993	7,2	...	16,8	7,0	18,3	20,7	
	1994	7,3	...	16,6	6,6	19,2	20,3	
	1995	8,6	...	17,1	7,1	20,8	19,9	

Voir notes à la fin du tableau.

Tableau synoptique des principaux indices démographiques du Canada, provinces et territoires, 1981-1998 - fin

	Année	Manitoba	Saskatchewan	Alberta	Colombie-Britannique	Yukon	Territoires du Nord-Ouest ⁴	Canada	
Population de 65 ans et plus en % de la population totale, au 1 ^{er} juillet	1981	11,8	11,9	7,2	10,7	3,3	3,0	9,6	
	1986	12,4	12,6	8,0	11,9	3,7	2,9	10,5	
	1991	13,3	14,1	9,0	12,7	3,9	2,7	11,5	
	1994	13,5	14,4	9,5	12,6	4,2	2,8	11,8	
	1995	13,5	14,5	9,6	12,6	4,3	2,9	12,0	
	1996	13,5	14,5	9,8	12,5	4,4	3,0	12,1	
	1997 (PR)	13,6	14,5	9,8	12,6	4,6	3,1	12,2	
	1998 (PR)	13,6	14,6	9,9	12,7	4,9	3,3	12,3	
Rapport de dépendance totale (en %) ¹	1981	67,7	73,3	57,4	58,6	53,4	77,9	59,8	
	1986	64,0	70,7	56,2	57,4	50,3	69,0	56,3	
	1991	65,5	73,8	58,1	57,7	47,5	65,9	56,8	
	1994	65,5	73,7	58,3	56,9	47,8	66,5	57,2	
	1995	65,5	73,2	58,0	56,4	47,8	66,4	57,2	
	1996	65,2	72,5	57,7	55,9	47,2	66,3	57,1	
	1997 (PR)	65,0	71,7	57,2	55,6	47,2	66,4	56,9	
	1998 (PR)	64,7	70,8	56,5	55,2	46,8	66,4	56,6	
Espérance de vie à la naissance (en années)	1986	H	73,2	73,8	73,7	74,4	73,3
		F	79,9	80,5	80,2	80,7	80,0
	1991	H	74,6	75,2	75,1	75,3	74,6
		F	80,7	81,5	81,2	81,4	81,0
	1993	H	74,7	75,5	75,4	75,5	74,9
		F	80,9	81,8	81,1	81,4	81,0
	1994	H	74,7	75,1	75,5	75,7	75,0
		F	80,9	81,8	81,1	81,4	81,0
	1995	H	75,0	75,1	75,6	75,9	75,2
		F	80,6	81,5	81,3	81,7	81,1
	1996	H	75,1	75,4	75,9	76,2	75,5
		F	80,5	81,4	81,3	81,8	81,2
	1997	H (P)	75,5	75,7	76,3	76,5	75,8
		F (P)	80,6	81,4	81,5	82,1	81,4
	Taux de mortalité infantile (pour 1 000)	1981	11,9	11,8	10,6	10,2	14,9	21,5	9,6
		1986	9,2	9,0	9,0	8,5	24,8	18,6	7,9
1991		6,4	8,2	6,7	6,5	10,6	12,2	6,4	
1993		7,1	8,1	6,7	5,7	7,9	9,6	6,3	
1994		7,0	8,9	7,4	6,3	2,3	14,6	6,3	
1995		7,6	9,1	7,0	6,0	12,8	13,0	6,1	
1996		6,7	8,4	6,2	5,1	0,0	12,2	5,6	
1997		7,5	8,9	4,8	4,7	8,4	10,9	5,5	
Taux d'interruption volontaire de grossesse (pour 100 naissances) ³	1981	10,0	9,5	15,8	30,8	20,9	10,8	17,5	
	1986	15,9	5,5	14,4	27,3	22,8	12,2	17,0	
	1991	15,2	8,1	14,9	23,7	27,5	17,7	17,5	
	1993	16,2	11,2	15,9	23,7	33,5	15,6	18,7	
	1994	17,9	12,3	16,9	20,8	33,0	15,1	18,6	
	1995	18,2	13,5	17,0	18,4	27,7	14,9	18,7	

¹ 0-17 et 65 ans et plus rapportés aux 18-64 ans.

² À cause d'une absence de décès dans certains groupes d'âge, la table de mortalité ne peut être calculée.

³ Praticqué dans les hôpitaux au Canada.

⁴ Nunavut inclus.

(P) Provisoire.

(PR) Estimations postcensitaires mises à jour, basées sur 1996, en date du 22 mars 1999.

Sources : Statistique Canada, Division des statistiques sur la santé, Section de l'état de santé et de l'état civil, *Naissances*, n° 84-210 au catalogue, *Décès*, n° 84-211 au catalogue, *Mariages*, n° 84-212 au catalogue, *Les avortements thérapeutiques*, n° 82-219 au catalogue, Division de la démographie, Section des estimations de population.

LE CANADA DANS LE MONDE

L'évolution démographique des effectifs mondiaux se traduit aujourd'hui par une population avoisinant 6 milliards d'individus répartis inégalement entre 225 états souverains ou territoires. Marquée par une période de transition⁶ importante et par divers bouleversements géopolitiques, la population mondiale a subi des transformations démographiques saccadées et peu constantes dans le temps et l'espace. L'un des défis les plus importants des sociétés contemporaines consiste à maintenir un équilibre démographique ou, mieux, à tendre vers un tel équilibre. Cette nécessité, dont on s'abstiendra d'en démontrer les tenants, convie certains pays à adopter des politiques démographiques soit expansionnistes (augmentation des naissances et ouverture aux immigrants) soit restrictives (limitation des naissances et de l'immigration).

Les politiques visant à réduire la croissance de la population se pratiquent surtout dans les pays densément peuplés et dans ceux qui considèrent que leur croissance est trop rapide (Burundi, Mozambique, Éthiopie, etc.) où la famine chronique et la pauvreté peuvent être associées à la forte croissance démographique. À l'opposé, les pays les plus industrialisés éprouvés par une faible croissance, voire une décroissance, s'efforcent d'accroître leurs effectifs en harmonisant les programmes natalistes et favorables à l'immigration. Jusqu'à présent, les programmes natalistes n'ont pas donné les résultats escomptés. C'est le cas notamment des pays du G7, incluant le Canada⁷, tous caractérisés par une fécondité inférieure au seuil de remplacement (2,1 enfants par femme).

Parmi les principaux pays industrialisés du tableau 3, seul le Mexique a un indice synthétique de fécondité supérieur au seuil de remplacement avec 2,73 enfants par femme. Les États-Unis et l'Islande suivent d'assez loin avec respectivement 2,06 et 2,04 enfants par femme. ***Ce sont l'Italie et l'Espagne qui ont les indices synthétiques de fécondité les plus faibles avec respectivement 1,22 et 1,15 enfant par femme.*** Il faut toutefois mettre un bémol à cette faible fécondité du moment puisqu'elle pourrait résulter en partie d'un report des naissances pour les nouvelles générations arrivant à l'âge de la procréation. Ce phénomène d'augmentation de l'âge à la maternité a tendance à prendre une certaine ampleur dans les pays industrialisés. Au Canada par exemple, les mères sont en moyenne plus âgées aujourd'hui qu'elles ne l'étaient

⁶ Le passage d'un régime de fécondité et de mortalité élevé à un régime de fécondité et de mortalité relativement bas a été une période de transition sans précédent dans l'histoire démographique mondiale. Dans certains pays moins développés, cette transition n'est toujours pas complétée.

⁷ Le G7 est constitué des sept plus grands pays industrialisés (Allemagne, Australie, Canada, États-Unis, France, Japon et Royaume-Uni). Lors du 23e sommet tenu à Denver en 1997, la Russie s'est jointe à ce groupe.

dans les générations précédentes. Bien que les renversements de tendances soient difficiles à prévoir, il est toutefois peu probable que la fécondité des Canadiennes se redresse au-delà du seuil de remplacement. Par conséquent, l'immigration devient la solution privilégiée par certains pays industrialisés aux prises avec une faible fécondité.

Le Canada, après les États-Unis et la Russie, a le plus important solde migratoire international positif des pays industrialisés. Selon les chiffres du tableau 3, les endroits montrant des soldes négatifs semblent surtout se localiser dans certains pays de l'Europe centrale (Pologne, Roumanie, Suisse) et de l'Europe orientale (Estonie, Lettonie). Le Mexique affiche un solde migratoire largement négatif (-294 400 individus). Même si le Mexique a récupéré rapidement de sa crise financière et monétaire de 1995, la migration de milliers de Mexicains vers les États-Unis ne s'est pas pour autant estompée.

L'examen du taux d'accroissement des principaux pays industrialisés révèle que seulement cinq pays affichent un taux supérieur à 10,0 pour 1 000. Malgré un exode de sa population vers les États-Unis, le Mexique arrive bon premier avec un taux d'accroissement de 16,3 pour 1 000 suivi du Luxembourg (12,9 pour 1 000), de l'Irlande (11,1 pour 1 000), du Canada et de l'Australie avec des taux identiques de 10,8 pour 1 000.

La Suède, l'Allemagne et l'Autriche enregistrent un taux d'accroissement pratiquement nul avec moins de 1,0 pour 1 000. La situation observée en Bulgarie (-6,8 pour 1 000) et dans certains pays baltes, notamment la Lettonie (-8,7 pour 1 000) et l'Estonie (-5,7 pour 1 000), est préoccupante. Pour ces derniers, la décroissance démographique sévit pour une seconde année consécutive, et la croissance négative de ces pays les place loin derrière les autres pays industrialisés.

La Russie connaît elle aussi un creux démographique avec un accroissement total négatif de -2,7 pour 1 000. Le retour des migrants, en provenance surtout des autres républiques de l'ex-URSS, n'a pas été suffisant pour compenser l'excédent des décès sur les naissances (se chiffrant à 755 900 personnes). Outre l'important surplus de décès par rapport aux naissances, l'espérance de vie des Russes se rapproche davantage de celle des pays de l'Asie du Sud-Est et du centre sud de l'Europe que de l'espérance de vie observée dans les pays du G7. À titre d'exemple, en Russie les hommes ont une espérance de vie de 14 ans inférieure à celle des Canadiens. Pour les femmes, la différence est moindre mais non négligeable (8 années en faveur des Canadiennes). Bref, la transition économique difficile et persistante que connaît la Russie n'est certainement pas étrangère à cette dégradation démographique continue.

Au regard de l'espérance de vie des principaux pays industrialisés, force est de constater que ce sont encore les Japonais et les Japonaises qui peuvent

Tableau 3. Mouvement de la population (en milliers) et indicateurs démographiques des principaux pays industrialisés, 1997 ou année la plus récente disponible

Pays	Population au 1 ^{er} janvier 1997	Naissances	Décès	Accroissement naturel	Solde migratoire	Population au 1 ^{er} janvier 1998	Accroissement total
Allemagne	82 012,0	812,2	860,4	-48,2	93,2	82 057,0	45,0
Autriche	8 067,8	84,0	79,4	4,6	2,6	8 075,0	7,2
Belgique	10 170,0	116,2	104,2	12,0	10,3	10 192,3	22,3
Danemark	5 275,1	67,6	59,9	7,7	12,1	5 294,9	19,8
Espagne	39 298,6	358,2	356,3	1,9	47,4	39 347,9	49,3
Finlande	5 131,2	59,3	49,1	10,2	5,9	5 147,3	16,1
France	58 490,0	725,5	531,2	194,3	40,7	58 725,0	235,0
Grèce	10 486,6	102,0	101,0	1,0	20,0	10 507,6	21,0
Irlande	3 652,2	52,3	31,6	20,7	20,0	3 692,9	40,7
Italie	57 461,0	528,9	553,1	-24,2	126,0	57 562,8	101,8
Luxembourg	418,3	5,5	3,9	1,6	3,8	423,7	5,4
Pays-Bas	15 567,2	191,0	136,0	55,0	27,9	15 650,1	82,9
Portugal	9 934,1	112,9	104,8	8,1	15,1	9 957,3	23,2
Royaume-Uni	58 901,8	726,8	632,5	94,3	87,7	59 083,8	182,0
Suède	8 844,5	90,4	93,3	-2,9	6,0	8 847,6	3,1
Europe des 15	373 710,4	4 032,8	3 696,7	336,1	518,7	374 565,2	854,8
Islande	269,9	4,2	1,8	2,4	0,1	272,4	2,5
Norvège	4 392,7	59,7	44,6	15,1	9,8	4 417,6	24,9
Suisse	7 081,3	80,6	62,8	17,8	-5,6	7 093,5	12,2
Albanie	3 167,2	61,7	18,2	43,5
Bosnie-Herzégovine	4 570,3	62,9	29,8	33,1
Bulgarie	8 339,8	64,1	121,9	-57,8	1,2	8 283,2	-56,6
Croatie	4 597,0	51,8	51,6	0,2
Hongrie	10 174,4	100,5	139,5	-39,0	-0,4	10 135,0	-39,4
Pologne	38 639,3	412,6	380,2	32,4	-11,7	38 660,0	20,7
République Tchèque	10 307,1	90,7	112,7	-22,0	14,0	10 299,1	-8,0
Roumanie	22 581,9	226,9	279,3	-52,4	-3,4	22 526,1	-55,8
Slovaquie	5 378,9	59,1	52,1	7,0	1,8	5 387,7	8,8
Slovénie	1 987,0	18,2	18,9	-0,7	-1,4	1 984,9	-2,1
Yougoslavie	..	131,8	111,3	20,5	..	10 614,7	..
Europe centrale	...	1 280,3	1 315,5	-35,2
Biélorussie	..	89,5	136,9	-47,4	..	10 203,8	..
Estonie	1 462,1	12,6	18,6	-6,0	-2,3	1 453,8	-8,3
Lettonie	2 479,9	18,8	33,5	-14,7	-6,8	2 458,4	-21,5
Lituanie	3 707,2	37,8	41,1	-3,3	0,1	3 704,0	-3,2
Moldavie	4 320,0	49,8	50,6	-0,8
Ukraine	51 339,0	442,6	754,1	-311,5
Europe orientale	...	651,1	1 034,8	-383,7
Russie	147 502,4	1 259,9	2 015,8	-755,9	358,1	147 104,6	-397,8
Canada	29 834,6	348,6	215,5	133,1	187,7	30 155,3	320,8
États-Unis	266 487,0	3 915,0	2 322,3	1 592,7	842,3	268 922,0	2 435,0
Mexique	94 356,1	2 258,7	421,6	1 837,1	-294,4	95 898,8	1 542,7
Amérique du Nord	390 677,7	6 522,3	2 959,4	3 562,9	735,6	394 976,1	4 298,5
Australie	18 423,6	251,8	129,4	122,4	77,0	18 623,0	199,4
Japon	125 755,8	1 203,6	918,8	284,8	69,1	126 109,7	353,9
Nouvelle-Zélande	3 781,3	57,6	27,5	30,1	-7,5	3 803,9	22,6

Voir notes à la fin du tableau.

Tableau 3. Mouvement de la population (en milliers) et indicateurs démographiques des principaux pays industrialisés, 1997 ou année la plus récente disponible - fin

Pays	Indice synthétique de fécondité	Taux d'accroissement total (pour 1 000)	Taux de mortalité infantile (pour 1 000)	Espérance de vie (en années)		Indice synthétique de primo-nuptialité (pour 1 000)		Indice synthétique de divortialité (pour 100)	Naissances hors mariages (pour 100 naissances)	Avortements légaux (pour 100 naissances vivantes)
				Hommes	Femmes	Hommes	Femmes			
Allemagne	1,36	0,5	4,9	73,6	79,9	500	575	32,4	17,0	16,4
Autriche	1,36	0,9	4,7	73,9	80,2	498	554	38,0	28,0	20,5
Belgique	1,55	2,2	6,1	73,8	80,5	522	570	58,1	15,0	9,6
Danemark	1,75	3,8	5,3	72,9	78,0	647	707	40,0	46,3	25,4
Espagne	1,15	1,3	5,7	74,4	81,6	570	589	12,0	10,8	12,9
Finlande	1,75	3,1	3,9	73,0	80,5	523	568	48,0	35,3	15,7
France	1,71	4,0	5,1	74,1	82,0	520	540	38,7	37,9	21,4
Grèce	1,32	2,0	6,3	75,1	80,4	730	758	14,0	3,3	9,9
Irlande	1,91	11,1	6,2	73,3	78,7	**	**	**	24,8	**
Italie	1,22	1,8	5,5	74,9	81,3	598	625	10,0	8,3	25,4
Luxembourg	1,71	12,9	4,2	73,3	79,9	500	560	37,0	15,0	**
Pays-Bas	1,57	5,3	5,2	74,7	80,3	505	547	33,0	16,9	11,0
Portugal	1,46	2,3	6,8	71,1	78,6	716	731	17,9	19,5	**
Suède	1,52	0,4	3,6	76,5	81,5	418	442	53,9	53,9	33,8
Royaume-Uni	1,71	3,1	5,9	74,3	79,5	**	**	46,0	35,5	23,9
Islande	2,04	9,3	5,5	75,9	80,0	**	**	**	60,7	18,9
Norvège	1,85	5,7	4,1	74,8	80,8	500	540	44,0	48,3	22,8
Suisse	1,48	1,7	4,8	75,7	81,9	585	640	39,0	7,3	**
Canada	1,55	10,8	5,5	75,8	81,4	502	537	33,5	**	10,4
États-Unis	2,06	9,1	7,5	73,0	79,0	584	595	**	32,2	38,7
Mexique	2,73	16,3	28,1	72,0	76,6	**	**	**	**	**
Australie	1,78	10,8	5,3	75,6	81,3	560	580	**	28,1	**
Japon	1,44	2,8	3,7	77,2	83,8	**	**	28,7	1,4	28,3
Nouvelle-Zélande	1,97	6,0	6,5	74,3	79,6	**	**	48,9	41,8	26,4

Sources : Les données proviennent d'un article d'Alain Monnier (*Population*, Volume 53, numéro 5, 1998) et dans certains cas directement des agences statistiques nationales. Les espérances de vie proviennent parfois de tables annuelles, parfois de tables biennales ou triennales.

espérer vivre le plus longtemps avec une vie moyenne de 76,6 ans pour les hommes et de 83,0 ans pour les femmes. ***Les Canadiens se classent au 4^e rang avec une durée de vie moyenne de 75,8 ans, derrière la Suède (76,5 ans) et l'Islande (75,9 ans). Les Canadiennes pour leur part occupent le 6^e rang avec une espérance de vie de 81,4 ans.*** À ce chapitre, le Canada occupe une place enviable par rapport à son voisin du sud, les États-Unis, puisque ce dernier se classe tout juste parmi les 20 premiers pays industrialisés, et ce indépendamment du sexe.

La différence entre l'espérance de vie des hommes et celle des femmes demeure toujours importante, même si elle a décliné dans certains pays dont le Canada. Venant en tête à ce chapitre, la France a un écart de vie moyenne entre les sexes qui mérite d'être souligné (7,9 ans). En Islande, où la surmortalité masculine est la plus faible de tous les pays industrialisés, l'écart entre les hommes et les femmes (4,1 ans) est près de la moitié moins grand qu'en France. Au Canada, cet écart atteint 5,6 ans, ce qui représente environ une demi-année sous la moyenne des écarts observés dans les principaux pays industrialisés (6,0 ans). La Finlande, le Portugal et l'Espagne, comme la France, se distinguent par des écarts de plus de sept ans entre les espérances de vie masculine et féminine.

Les dissemblances démographiques des pays les plus industrialisés ne se limitent pas à l'espérance de vie. Les indices de primumortalité et de divorcialité méritent une attention particulière. C'est en Grèce (730 pour 1 000 pour les hommes et 758 pour 1 000 pour les femmes) et au Portugal (716 pour 1 000 pour les hommes et 731 pour 1 000 pour les femmes) que le mariage est le plus prisé. Au Canada, l'indice synthétique de primumortalité dépasse à peine 500 pour 1 000, le situant au 13^e rang pour les hommes et au 16^e rang pour les femmes, tandis que les États-Unis prennent respectivement les 6^e et 5^e rangs. Si la fécondité a fortement chuté en Italie, le mariage continue à y jouer un rôle social important avec des indices de primumortalité de près de 600 pour 1 000 pour les hommes et les femmes, le classant parmi le groupe de tête. De plus, bastion du catholicisme, l'Italie enregistre le plus bas indice synthétique de divorcialité avec 10,0 divorces pour 100 mariages, malgré une légère hausse comparativement à l'année précédente. L'indice le plus élevé revient à la Belgique avec 58,1 divorces pour 100 mariages. Quant au Canada, il se situe à mi-chemin entre les deux extrêmes (33,0 divorces pour 100 mariages).

Pour la plupart des pays industrialisés, la fécondité hors mariage a augmenté légèrement par rapport à l'année dernière sans toutefois en modifier le classement. Les données révèlent que ce sont encore les Japonais qui semblent accorder le plus d'importance à l'établissement de liens légaux entre les partenaires avant la formation d'une famille (1,2 naissance hors mariage pour 100 naissances). À l'opposé, plus de la moitié des naissances des Islandais ont lieu hors mariage (60,7 pour 100). Les tendances qui se dessinent pour

la décennie 1990-2000 permettent d'anticiper une hausse des naissances hors mariage, d'autant plus que l'union libre – responsable en bonne partie de celles-ci – fait partie des moeurs des populations d'un grand nombre de pays industrialisés.

NUPTIALITÉ

Le nombre de mariages a encore diminué au Canada en 1997 pour atteindre 153 306 (tableau A2, en annexe). Les statistiques de 1997 confirment donc qu'après un court intermède à la hausse en 1994 et 1995, le nombre de mariages reprenait en 1996 sa tendance à la baisse. En effet, tout comme en 1996, le nombre de mariages subissait en 1997 une chute de près de 3 400 mariages (2,2 %) par rapport à l'année précédente. Il faut remonter à 1966 pour trouver un nombre aussi faible de mariages (155 596) mais, à l'époque, la population du Canada était beaucoup moins nombreuse. Contrairement aux dernières années, la chute du nombre de mariages a touché de façon égale les mariages de célibataires et les remariages (tableau 4).

La chute de la nuptialité se reflète sur les courbes présentant la distribution des taux de primonuptialité parmi les générations (figures 4a et 4b). Les courbes des générations successives s'élèvent de moins en moins haut et s'étalent de plus en plus vers la droite, traduisant à la fois une chute de l'intensité de la nuptialité dans les générations et un vieillissement de son calendrier.

Variations provinciales

Toutes les provinces ne sont pas touchées de façon identique par la chute du nombre de mariages. Certaines, comme Terre-Neuve et la Saskatchewan, comptent un peu plus de mariages en 1997 qu'en 1996. Cependant, si la variation est positive, elle demeure négligeable tant en nombre absolu (une augmentation de 33 et de 36 mariages, respectivement) qu'en termes relatifs (augmentation inférieure à 1 %). Il en est de même au Québec et en Alberta où la légère variation négative est à toutes fins utiles sans effet.

En Ontario, le nombre de mariages diminue de près de 1 700 en un an, passant de 66 208 en 1996 à 64 535 en 1997. C'est la plus forte baisse provinciale en nombre absolu, mais ce n'est qu'en raison du poids démographique de cette province puisqu'en pourcentage cette diminution de 2,5 % est comparable à celle observée pour le Canada dans son ensemble.

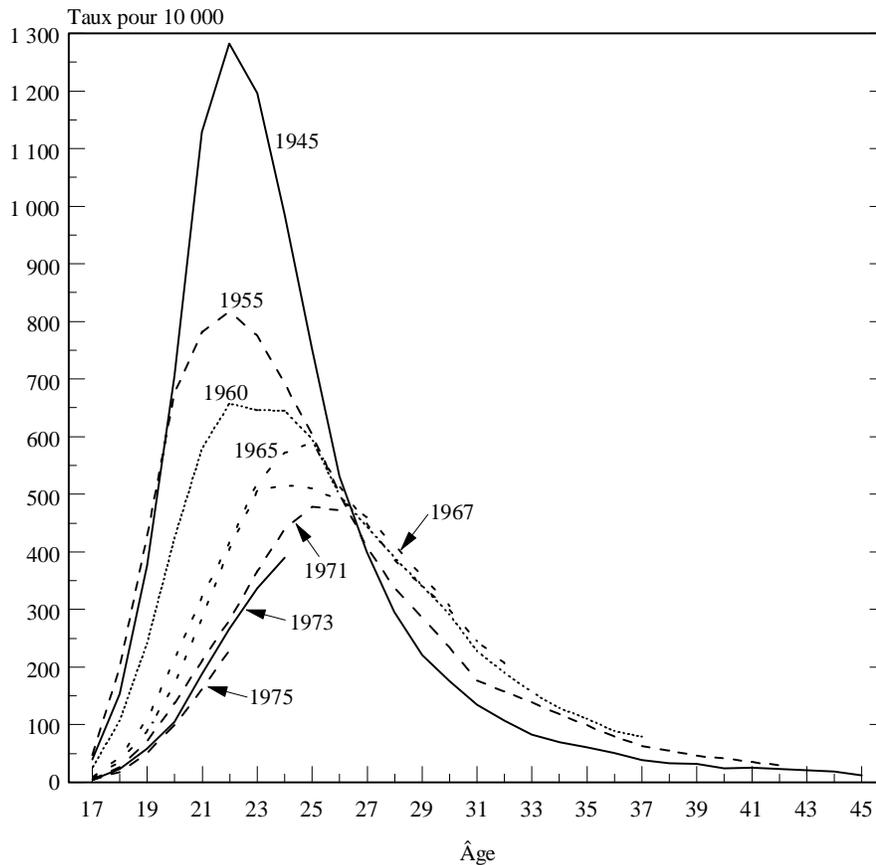
Les variations à la baisse sont, par contre, beaucoup plus importantes en Colombie-Britannique et dans les provinces maritimes. En Colombie-Britannique, par exemple, on a célébré en 1997 près de 1 000 mariages de moins que l'année précédente, ce qui représente une diminution de 4,3 %, soit le double de la moyenne canadienne. Les faibles effectifs de population des provinces maritimes font en sorte qu'en nombre absolu les variations y sont beaucoup moins fortes : 277 mariages de moins au Nouveau-Brunswick, 215 de moins en Nouvelle-Écosse et 48 de moins à l'Île-du-Prince-Édouard.

Tableau 4. Mariages, premiers mariages et remariages, Canada, 1970-1997

Année	Nombre de mariages	Nombre de premiers mariages		Nombre et proportion de mariages où au moins un des conjoints a déjà été marié		Nombre et proportion de remariages où les deux conjoints ont déjà été mariés	
		Hommes	Femmes	Nombre	Pourcentage	Nombre	Pourcentage
1970	188 428	167 267	167 421	29 975	15,9	12 193	40,7
1971	191 324	168 944	169 072	31 698	16,6	12 934	40,8
1972	200 470	176 537	177 155	33 582	16,8	13 666	40,7
1973	199 064	173 355	174 135	36 047	18,1	14 591	40,5
1974	198 824	170 678	172 107	39 063	19,6	15 800	40,4
1975	197 585	167 022	168 817	42 300	21,4	17 031	40,3
1976	186 844	155 679	157 412	43 098	23,1	17 499	40,6
1977	187 344	154 906	156 854	44 750	23,9	18 178	40,6
1978	185 523	151 884	154 016	46 254	24,9	18 892	40,8
1979	187 811	152 731	154 982	48 309	25,7	19 600	40,6
1980	191 069	154 138	156 918	50 600	26,5	20 422	40,4
1981	190 082	151 978	154 506	52 340	27,5	21 340	40,8
1982	188 360	149 419	152 825	52 979	28,1	21 438	40,5
1983	184 675	144 960	147 968	53 342	28,9	22 080	41,4
1984	185 597	144 674	147 907	55 436	29,9	23 177	41,8
1985	184 096	144 009	146 718	54 632	29,7	22 833	41,8
1986	175 518	137 665	138 523	52 678	30,0	22 170	42,1
1987	182 151	138 454	139 324	60 106	33,0	26 529	44,1
1988	187 728	142 956	143 943	61 665	32,8	26 892	43,6
1989	190 640	145 733	146 242	62 276	32,7	27 029	43,4
1990	187 737	143 637	145 350	60 393	32,2	26 094	43,2
1991	172 251	131 996	133 584	55 278	32,1	23 644	42,8
1992	164 573	125 505	126 955	53 547	32,5	23 139	43,2
1993	159 317	121 104	122 479	52 406	32,9	22 645	43,2
1994	159 958	121 497	122 641	52 758	33,0	23 020	43,6
1995	160 251	121 312	122 131	53 477	33,4	23 582	44,1
1996	156 691	117 574	118 285	53 481	34,1	24 042	45,0
1997	153 306	115 186	115 875	52 217	34,1	23 334	44,7

Sources : Statistique Canada, Division des statistiques sur la santé, Section de l'état de santé et de l'état civil et Division de la démographie, Section des estimations de population.

Figure 4A. Courbe de distribution des taux de nuptialité des célibataires de sexe masculin, Canada (quelques générations récentes)

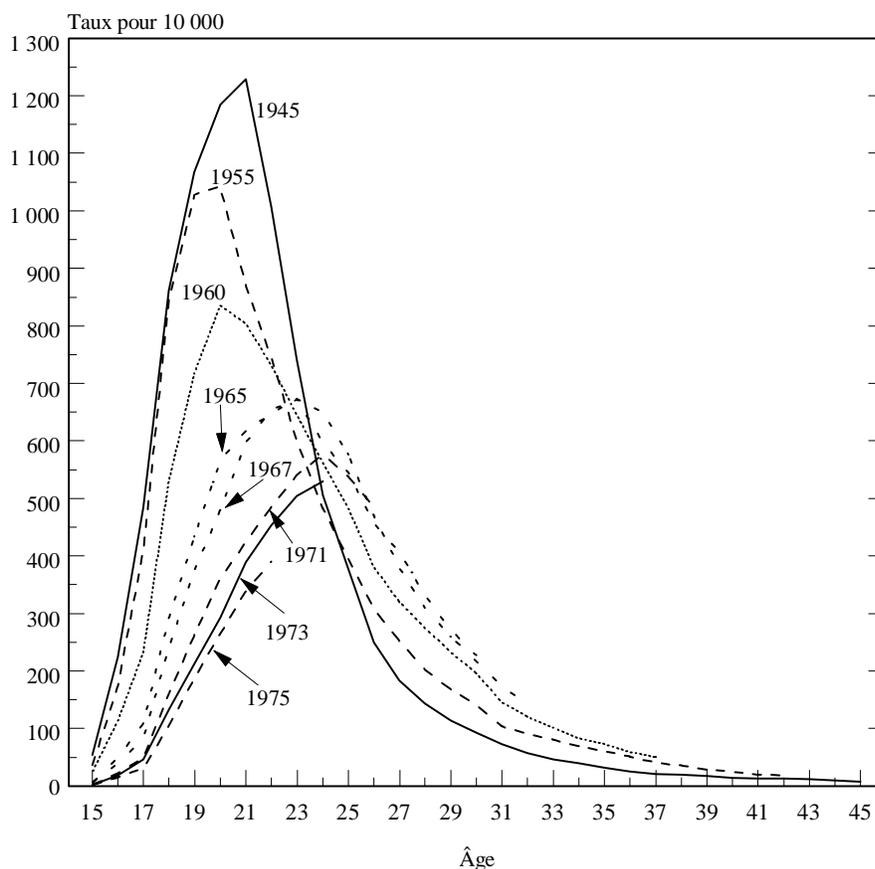


Source : Tableau A3.1, en annexe.

Il n'en demeure pas moins que ce sont les provinces qui enregistrent les plus fortes baisses relatives du nombre de mariages avec des chutes de 6,3 %, 4,0 % et 5,2 % respectivement.

Le tableau 5 illustre au moyen de l'indice synthétique de primonuptialité le déclin du mariage depuis le milieu des années 1970. La nuptialité est à la baisse partout au pays, mais au cours des deux dernières décennies la chute a été plus importante au Québec qu'ailleurs. Déjà, en 1976, l'indice synthétique de nuptialité du Québec avec 640 mariages pour 1 000, était plus faible que dans les autres provinces. Pourtant, l'indice de cette province tombait de près de moitié en quelque 20 ans alors que celui des autres provinces

Figure 4B. Courbe de distribution des taux de nuptialité des célibataires de sexe féminin, Canada (quelques générations récentes)



Source : Tableau A3.2, en annexe.

diminuait d'environ 25 % au cours de la même période. En 1997, au Québec, l'indice atteint 329 et 362 mariages pour 1 000 pour les hommes et les femmes, respectivement. Sans avoir l'ampleur de celle observée au Québec, la chute de la nuptialité demeure tout de même considérable dans les autres provinces, l'indice se retrouvant aux alentours de 560 mariages pour 1 000 chez les hommes et de 600 pour 1 000 chez les femmes.

Par contre, la conjoncture récente semble montrer une stabilisation de la nuptialité au Québec alors que la chute se poursuivrait ailleurs au pays. En effet, depuis 1992, l'indice synthétique québécois a varié tout au plus de 10 points, à la hausse ou à la baisse, selon les années. Dans les autres provinces,

Tableau 5. Indice synthétique de nuptialité première, Canada, provinces et territoires, 1976-1997 (pour 1 000)¹

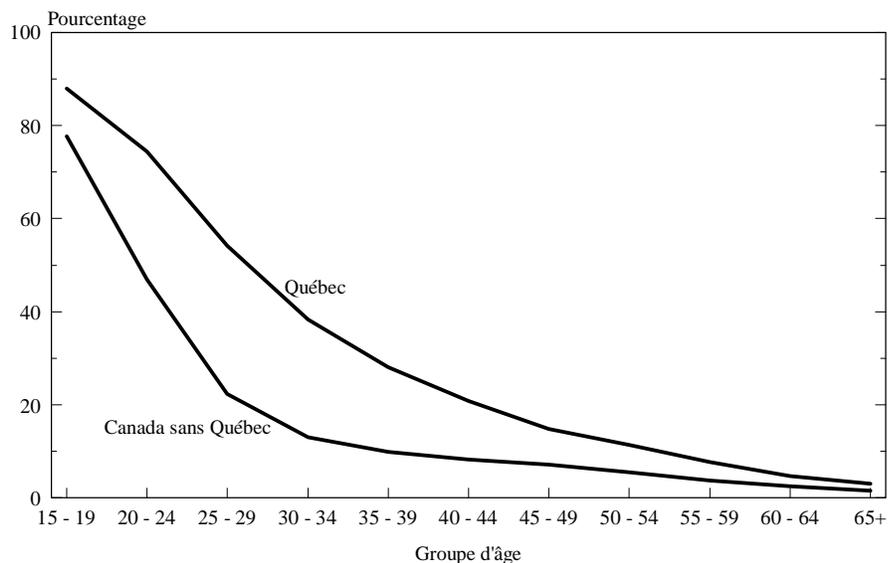
Province	1976	1981	1986	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
	Hommes									
Terre-Neuve	755	653	589	600	558	546	592	629	607	630
Île-du-Prince-Édouard	880	701	711	727	690	721	673	695	747	685
Nouvelle-Écosse	743	686	595	575	556	547	559	566	586	556
Nouveau-Brunswick	772	660	600	581	554	538	551	559	581	550
Québec	637	546	430	381	338	330	339	331	327	329
Ontario	756	692	623	610	590	568	572	584	579	567
Manitoba	767	722	615	600	604	592	592	607	582	573
Saskatchewan	816	710	588	622	610	616	632	641	628	633
Alberta	765	644	566	597	590	592	604	611	569	565
Colombie-Britannique	707	684	582	601	596	577	571	556	521	502
Yukon	600	693	484	470	538	401	430	541	453	409
Territoires du Nord-Ouest ²	482	457	351	284	269	276	298	282	268	260
CANADA	721	645	558	548	526	513	520	524	512	505
CANADA SANS QUÉBEC	755	682	603	604	588	573	578	585	571	559
	Femmes									
Terre-Neuve	721	631	580	613	576	560	611	649	624	653
Île-du-Prince-Édouard	828	668	742	730	703	733	711	734	782	718
Nouvelle-Écosse	736	672	631	606	586	574	582	592	597	583
Nouveau-Brunswick	760	649	626	608	584	570	574	594	618	587
Québec	640	560	442	427	380	370	380	370	363	362
Ontario	745	685	658	653	633	609	609	618	609	597
Manitoba	748	712	660	651	651	638	637	657	626	611
Saskatchewan	787	698	628	656	640	648	663	665	653	655
Alberta	768	689	616	643	633	634	652	649	613	607
Colombie-Britannique	711	695	623	661	646	627	629	607	563	540
Yukon	634	715	573	521	567	464	464	543	486	422
Territoires du Nord-Ouest ²	561	474	399	311	293	309	333	315	282	310
CANADA	715	651	589	594	570	555	562	563	548	539
CANADA SANS QUÉBEC	746	685	640	648	630	614	619	623	605	592

¹ Hommes de 17 à 49 ans et femmes de 15 à 49 ans.

² Nunavut inclus.

Sources : Statistique Canada, Division des statistiques sur la santé, Section de l'état de santé et de l'état civil, Division de la démographie, Section des estimations de population.

Figure 5. Proportion de l'ensemble des couples vivant en union libre selon l'âge de la conjointe, Québec et Canada sans le Québec, 1996



Source : Statistique Canada, Recensement du Canada 1996, données non publiées.

la tendance est plus nettement à la baisse et, au cours de la même période, l'indice synthétique de nuptialité a diminué, en moyenne, de 30 points chez les hommes et de près de 40 points chez les femmes.

La chute de la nuptialité résulte de la progression de l'union libre comme mode de vie conjugale. Celle-ci a clairement été plus précoce et plus forte au Québec que dans les autres provinces. Les données du Recensement de 1996, la plus récente source d'information concernant les unions libres, établissent à 25 % la proportion des couples québécois vivant en union libre. Pour l'ensemble des autres provinces, cette proportion est deux fois moindre (12 %). La proportion de couples vivant en union libre est beaucoup plus élevée parmi la population âgée de 25 à 29 ans. On estime que 54 % des couples québécois dont la conjointe est âgée de 25 à 29 ans vivent en union libre contre 22 % des couples du même groupe d'âge dans les autres provinces (figure 5).

De façon générale, la diffusion d'un nouveau comportement au sein d'une société peut être schématisée en trois phases. Dans un premier temps, le nouveau comportement n'est adopté que par quelques rares précurseurs, et sa croissance demeure lente. Par la suite, s'il se maintient, le nouveau

comportement est adopté par un nombre grandissant d'individus, et la proportion de personnes ayant adopté ce comportement augmente rapidement. Cependant, après un certain temps, la majorité, puis l'ensemble, de ceux qui étaient susceptibles de l'adopter l'auront fait et sa vitesse de diffusion parmi la population ralentira. Il n'est pas possible d'établir a priori la durée de chacune de ces phases ni les niveaux qui seront atteints à chaque point d'inflexion de la courbe représentant l'évolution dans le temps de la proportion d'adeptes au sein de la population, mais tôt ou tard il y a saturation et le phénomène cesse de progresser.

Il est possible que le phénomène de l'union libre approche le niveau de saturation au Québec. La proportion de personnes vivant en union libre y a atteint un niveau comparable à celui des pays d'Europe du Nord où l'union libre comme mode de vie conjugale est apparue bien plus tôt. Une stabilisation de l'union libre au Québec pourrait expliquer la relative stabilité que montre récemment l'indice de primumptialité pour cette province, mais il faudra attendre les données du prochain recensement pour le confirmer.

DIVORCES

Le nombre de divorces, qui s'était stabilisé aux alentours de 80 000 par année au début de la décennie 1990, est, depuis 1995, en forte baisse. En trois ans, ce nombre est passé de 78 900 à 67 400, soit une diminution de 11 500 divorces ou 15 % (tableau A4, en annexe). *La chute observée de quelque 4 100 divorces en 1997 représente une diminution de 6 % par rapport à l'année précédente et poursuit donc celle enregistrée en 1996 (-8 %)*. Les données les plus récentes semblent donc confirmer une nouvelle tendance annoncée dans la dernière édition du *Rapport sur l'état de la population*. La diminution du nombre de divorces se répercute aussi sur l'indice synthétique de divortialité qui subit une chute de près de 6 % en 1997 (tableau A5, en annexe).

À 67 400, le nombre de divorces est à son niveau le plus bas depuis 1985. Cependant, l'année 1985 est une année exceptionnelle à ce chapitre car un bon nombre de divorces qui auraient dû être accordés cette année-là ont alors été repoussés à l'année suivante par anticipation des changements apportés à la Loi sur le divorce visant à en faciliter l'accès. Exception faite de l'année 1985, le nombre de divorces enregistrés en 1997 est le plus faible depuis 1980.

Deux facteurs permettent d'expliquer l'apparition de cette nouvelle tendance. Pour une bonne part, la chute du nombre de divorces trouve son explication dans la forte baisse du nombre de mariages enregistrés au Canada quelques années auparavant. Entre 1990 et 1997, le nombre annuel de mariages a diminué de près de 35 000 en raison de la popularité grandissante de l'union consensuelle comme mode de vie conjugale, réduisant ainsi considérablement le nombre de candidats au divorce. D'autre part, on observe aussi une hausse de l'âge moyen au mariage et on sait par ailleurs que les mariages de conjoints plus âgés sont plus stables.

Variations provinciales

La chute du nombre de divorces touche presque toutes les provinces. Seuls l'Île-du-Prince-Édouard et le Manitoba ont enregistré légèrement plus de divorces que l'année précédente (tableau A4, en annexe), mais la variation est pratiquement nulle, soit respectivement 6 et 22 divorces de plus que l'année précédente. Si la chute du nombre de divorces est, à toutes fins utiles, généralisée à l'ensemble des régions du pays, il n'en demeure pas moins que l'on observe des variations importantes entre les provinces quant à son ampleur.

Trois provinces se distinguent avec des diminutions relatives du nombre de divorces enregistrés en 1997 de deux à trois fois plus fortes que celle observée au niveau national. C'est à Terre-Neuve que l'on enregistre la plus

forte diminution relative. En effet, les 820 divorces enregistrés dans cette province en 1997 représentent une diminution de 22 % par rapport au nombre atteint l'année précédente. Cette diminution fait suite à une hausse importante (8 %) enregistrée en 1996, hausse qui contrastait alors avec la tendance générale à la forte baisse. La Colombie-Britannique et la Nouvelle-Écosse ont, quant à elles, vu le nombre de leurs divorces diminuer de 11 % par rapport au nombre enregistré en 1996, ce qui représente une diminution deux fois plus forte que celle enregistrée à l'échelle du pays. Là aussi, on avait observé en 1996 soit une hausse du nombre de divorces (Colombie-Britannique), soit une diminution moins importante qu'ailleurs au pays (Nouvelle-Écosse). L'Ontario (-6 %), le Nouveau-Brunswick (-5 %) et l'Alberta (-4 %) présentent des variations relatives du même ordre de grandeur que le Canada dans son ensemble, alors que le Québec (-3 %) et la Saskatchewan (-1 %) enregistrent les diminutions les moins importantes.

Les variations annuelles du nombre de divorces dans les provinces sont souvent attribuables à des facteurs administratifs. La disponibilité plus ou moins grande des cours de justice pour traiter les dossiers ou encore des modifications apportées à l'aide juridique peuvent influencer à la hausse ou à la baisse le nombre de divorces accordés dans l'année. Ces modifications expliquent qu'au niveau provincial, une variation dans un sens est souvent compensée par une variation dans le sens opposé l'année suivante. Il faut donc se garder d'interpréter des variations annuelles du nombre de divorces au niveau des provinces comme étant le reflet de changements dans les comportements, même si ces variations peuvent être importantes. Il est préférable d'observer les tendances sur un plus long terme avant de soutenir de telles conclusions. On remarquera, à cet égard, que dans la plupart des provinces, le nombre de divorces enregistrés en 1997 est le plus faible depuis au moins 10 ans.

Si on peut donc établir que le divorce est en baisse presque partout au pays, il faut néanmoins réaliser que des variations provinciales importantes existent toujours. Ces variations apparaissent au tableau 6 qui présente les taux bruts de divortialité par province. On remarque que les taux sont, de façon générale, sensiblement plus faibles dans les provinces de l'Atlantique qu'ailleurs au pays. Terre-Neuve, en particulier, se démarque avec, d'année en année, le plus faible taux de divortialité de l'ensemble des provinces. La divortialité est aussi généralement plus faible dans les provinces des Prairies (à l'exception de l'Alberta), mais les différences y sont moins importantes que dans les provinces de l'Atlantique. Les provinces du Centre, soit le Québec et l'Ontario, enregistrent chaque année des taux très semblables à celui du Canada. À l'extrémité occidentale du pays, l'Alberta et la Colombie-Britannique se distinguent par une plus forte divortialité que les autres provinces canadiennes.

Si d'importantes différences persistent entre les provinces, la tendance générale semble aller vers une homogénéisation de la divortialité au Canada.

Tableau 6. Taux brut de divorcialité (pour 10 000 habitants), Canada et provinces, 1980 à 1997

Année	Terre-Neuve	Île-du-Prince-Édouard	Nouvelle-Écosse	Nouveau-Brunswick	Québec	Ontario	Manitoba	Saskatchewan	Alberta	Colombie-Britannique	Canada
1980	9,69	13,17	27,13	18,78	21,36	25,66	22,06	18,98	34,57	34,50	25,30
1981	9,90	15,11	26,74	18,89	29,31	24,60	23,15	19,80	36,69	33,76	27,26
1982	10,88	16,55	26,52	23,48	28,24	26,50	22,85	18,38	37,50	35,38	28,04
1983	12,27	17,14	26,92	27,15	26,30	25,52	24,90	19,96	36,64	32,17	27,03
1984	10,17	15,40	25,80	19,79	25,40	23,59	24,36	19,58	35,37	30,51	25,45
1985	9,68	16,68	26,40	18,79	23,72	22,43	21,37	18,79	33,72	28,01	23,98
1986	11,92	15,50	29,34	23,84	28,36	29,19	27,32	24,09	39,31	37,61	30,00
1987	19,42	21,39	30,88	27,41	32,58	40,53	35,73	28,74	39,15	39,95	36,37
1988	15,76	20,81	27,79	22,91	29,74	33,04	28,15	24,33	35,62	34,54	31,16
1989	17,44	19,06	27,96	22,43	28,62	30,96	26,39	24,14	33,00	33,32	29,68
1990	17,58	21,53	26,59	22,96	29,23	28,13	25,31	23,47	33,32	29,69	28,33
1991	15,74	20,64	24,92	22,16	28,70	26,56	25,14	22,34	32,35	30,73	27,48
1992	14,94	17,34	25,06	21,82	27,69	28,82	23,87	23,16	31,19	30,06	27,85
1993	16,03	17,15	25,72	21,43	27,44	27,04	23,12	22,24	32,25	30,49	27,25
1994	16,23	18,63	24,68	20,91	25,29	28,37	24,43	23,31	30,22	31,06	27,17
1995	17,29	19,29	24,73	19,37	27,80	26,77	23,70	22,88	27,74	27,37	26,45
1996	18,91	17,40	23,93	19,26	24,85	22,55	22,95	21,74	27,00	28,07	24,11
1997	14,83	17,75	21,21	18,21	23,92	20,98	23,09	21,50	25,31	24,46	22,46

Sources : Statistique Canada, Division des statistiques sur la santé, Section de l'état de santé et de l'état civil et Division de la démographie, Section des estimations de population.

Par exemple, au début des années 1980, le taux brut de divortialité était 2,5 fois plus élevé au Canada qu'à Terre-Neuve, la province qui historiquement présente les plus faibles taux. Ce rapport n'est aujourd'hui que de 1,5. De même, l'Alberta et la Colombie-Britannique, provinces où les taux de divortialité sont les plus élevés, présentaient au début des années 1980 des taux bruts de près de 40 % supérieurs à celui du Canada. La différence entre le taux brut de divortialité de ces provinces et celui de l'ensemble du pays n'est plus que d'environ 13 % en 1997.

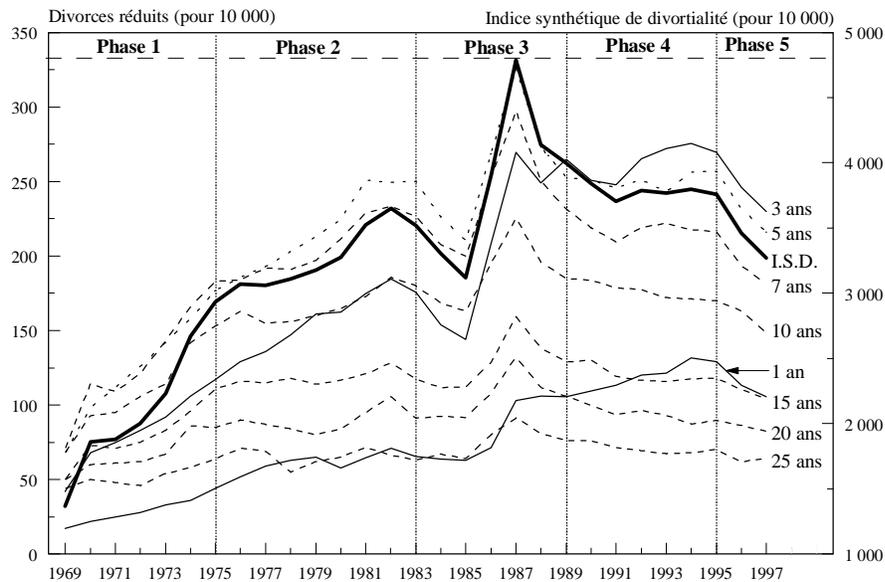
Divorces réduits selon la durée du mariage

L'indice synthétique de divortialité est une mesure transversale (pour une année) de l'intensité du phénomène, nette des fluctuations annuelles du nombre de mariages. Il représente le nombre de mariages qui, au sein d'une cohorte fictive, se termineraient par un divorce si les taux de divortialité selon la durée du mariage, observés une année donnée, s'appliquaient à celle-ci. Autrement dit, cet indice synthétise, comme l'indique son appellation, les variations annuelles de l'ensemble des taux de divortialité selon la durée des mariages.

Il apparaît intéressant de vérifier si, au cours des années, l'évolution observée de cet indice reflète des variations semblables pour l'ensemble des taux selon la durée ou si, au contraire, les variations annuelles de l'indice résultent de variations des taux à certaines durées alors que les taux à d'autres durées demeurent stables ou même varient dans une direction opposée. La figure 6 permet de faire plusieurs commentaires en ce sens. En particulier, l'analyse permet de dégager cinq phases dans l'histoire récente de la divortialité au Canada :

- 1) Avant l'adoption de la Loi sur le divorce de 1968, il était difficile de mettre fin légalement à un mariage. Aussi, dans un premier temps qui, en gros, irait de l'année de l'adoption de la Loi à 1975, on assiste à la diffusion et à l'acceptation grandissante du phénomène au sein de la société. La période est aussi marquée par une récupération des divorces qui légalisent parfois des séparations plus anciennes. C'est ainsi que les taux de divortialité augmentent pour toutes les durées de mariage. Cette période se caractérise par une hausse rapide de l'indice synthétique de divortialité qui passe de 1 400 divorces pour 10 000 mariages en 1969 à environ 3 000 divorces pour 10 000 mariages en 1975. De plus, la durée moyenne des mariages au moment du divorce diminue rapidement (figure 7).
- 2) Au cours de la seconde phase, qui commence en 1975 et se termine en 1983, on observe, lorsque comparée aux deux phases l'encadrant, une stabilisation relative de l'évolution de l'indice synthétique de divortialité. Celui-ci continue certes d'augmenter, mais à un rythme beaucoup plus

Figure 6. Divorces réduits pour certaines durées de mariage, par année du divorce et indice synthétique de divortialité, Canada, 1969 à 1997

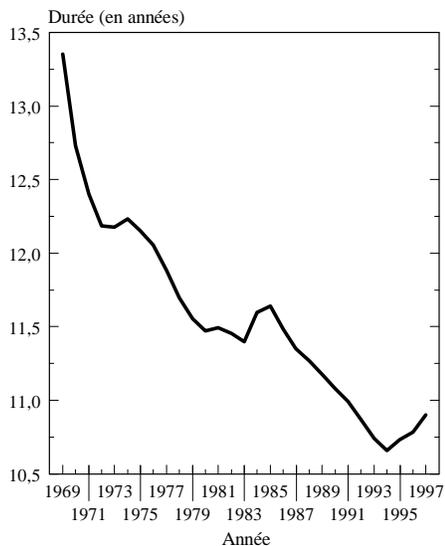


Source : tableau A5, en annexe.

lent, passant d'environ 3 000 divorces pour 10 000 mariages en 1975 à environ 3 500 divorces pour 10 000 mariages en 1983. Cette très faible croissance est due à une quasi-stabilisation des taux aux durées élevées (plus de 10 ans) alors que pour les mariages plus récents la hausse des taux de divortialité se poursuit. La résultante de ces évolutions sur la durée moyenne des mariages terminés par un divorce est, évidemment, une diminution de celle-ci, mais à un rythme moins rapide qu'au cours de la phase précédente.

- 3) La phase suivante, qui va de 1984 à 1989, est une phase de remous associés à la réforme de la Loi sur le divorce adoptée en 1985. Elle est caractérisée par des variations brusques de l'indice synthétique de divortialité qui, dans un premier temps, diminue légèrement pour augmenter très fortement au lendemain de l'adoption de la nouvelle Loi. Les fluctuations des taux selon la durée sont plus importantes pour les durées intermédiaires (de 3 à 10 ans de mariage) que pour les mariages très récents ou plus anciens. En particulier, seuls les taux aux durées intermédiaires chutent de façon importante avant 1985. Après 1985, les taux selon la durée subissent des hausses d'autant plus fortes qu'il y a de divorces à « récupérer ». Sur

Figure 7. Durée moyenne du mariage au moment du divorce, Canada, 1969-1997



Sources : Statistique Canada, Division des statistiques sur la santé, Section de l'état de santé et de l'état civil, Division de la démographie, Section des estimations de population.

l'ensemble de cette période, l'indice synthétique est une mesure médiocre de l'intensité observée dans les promotions de mariages parce qu'il est beaucoup trop perturbé par des effets de période associés aux modifications de la Loi. Ainsi, l'indice synthétique de divortialité de 1987, qui atteint 4 800 divorces pour 10 000 mariages, ne peut être interprété comme signifiant que près d'un mariage sur deux se termine par un divorce.

- 4) La quatrième phase, qui selon ce découpage irait de 1990 à 1995, est caractérisée par une quasi-stabilité de l'indice synthétique de divortialité autour de 3 800 divorces pour 10 000 mariages. Cependant, cette stabilité cache d'importants changements relatifs aux taux de divorce selon la durée. On observe, en effet, à la figure 6 que les taux de divortialité des mariages plus anciens (durée supérieure à 7 ans) s'affaissent de façon continue au

cours de la période. Les diminutions peuvent être importantes pour certaines durées de mariage, alors qu'au contraire les taux de divortialité des mariages les plus récents (durées de 1 an et de 3 ans) augmentent. La durée modale passe ainsi de cinq à trois ans au cours de cette période. Cela se traduit, évidemment, par une nouvelle chute de la durée moyenne des mariages au moment du divorce.

- 5) Finalement, la cinquième et dernière phase, probablement encore inachevée, correspond à la récente chute de la divortialité observée en 1996 et 1997. Il est remarquable de constater que, *au cours de cette période, l'ensemble des taux selon la durée du mariage évoluent pour la première fois dans le même sens que l'indice synthétique de divortialité* sans que cette situation ne soit due à des modifications apportées à la Loi. *Il en résulte, pour la première fois depuis 1969, une claire augmentation de la durée moyenne des mariages se terminant par un divorce* (figure 7).

Conclusion

Le nombre de divorces a atteint un sommet de 96 200 en 1987 à la faveur des modifications apportées à la Loi. Après une période de rajustement, il s'est stabilisé autour de 78 000 par an entre 1990 et 1995. En 1996 et à nouveau en 1997, ce nombre subit deux chutes importantes de 8 % et 6 % respectivement pour se situer à 67 400 en 1997. ***Tout porte à croire qu'une nouvelle tendance à la baisse de la divortialité s'est récemment amorcée au Canada. Le nombre de divorces et les taux bruts de divortialité sont à la baisse dans presque toutes les provinces du pays, et l'analyse des divorces réduits selon la durée du mariage a permis d'établir que cette nouvelle tendance résulte d'une diminution des taux pour toutes les durées de mariage.*** De plus, c'est la première fois depuis l'adoption de la Loi sur le divorce de 1969 que l'on observe, pour trois années consécutives, une augmentation de la durée moyenne des mariages se terminant par un divorce.

Cette diminution de la divortialité pourrait être due à un effet de sélection associé à la hausse de l'union libre (les unions les plus à risque de se terminer par une rupture étant de moins en moins légalisées) ainsi qu'à l'augmentation de l'âge moyen au mariage. Il demeure, néanmoins, difficile de prédire quand cette tendance à la baisse se terminera et à quel niveau se situera l'intensité de la divortialité du moment lorsque celle-ci atteindra une nouvelle phase de stabilité.

NATALITÉ ET FÉCONDITÉ

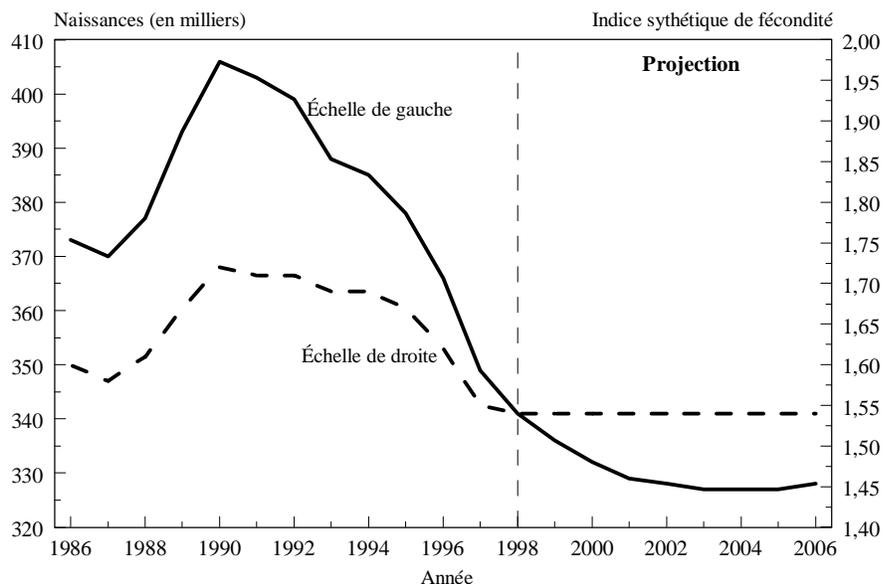
Le nombre de naissances a chuté d'un peu plus de 17 600 en 1997 pour atteindre 348 598 (tableau A6, en annexe). Comme le nombre de naissances diminue et que l'effectif de la population continue d'augmenter, le taux brut de natalité chute encore plus rapidement et atteint 11,6 pour 1 000 en 1997 (tableau 1). Quant à l'indice synthétique de fécondité, il chute lui aussi de façon marquée pour atteindre 1,55 enfant par femme en 1997, le niveau le plus bas jamais enregistré au pays. Le mouvement à la baisse de ces deux indicateurs est généralisé à toutes les provinces, mais il apparaît plus important pour les provinces de l'est et du centre.

C'est la septième année consécutive pour laquelle on enregistre une baisse du nombre de naissances au Canada, mais l'année 1997 se distingue par l'ampleur de celle-ci. En effet, cette diminution de 4,8 % du nombre de naissances par rapport à l'année précédente est la plus forte depuis 1966, tant en nombre qu'en pourcentage. Elle résulte à la fois d'un effet structurel, les changements au sein des effectifs de femmes en âge de procréer, et d'un effet conjoncturel, l'abaissement important de la fécondité du moment observé en 1996 et 1997. Le premier de ces effets découle, lui-même, de la baisse de la fécondité qu'a connue le Canada il y a une trentaine d'années qui a pour conséquence de remplacer, aujourd'hui, aux âges où la fécondité est la plus forte, les effectifs nombreux des générations du baby-boom par ceux beaucoup moins nombreux du baby-bust. Il est donc de nature structurelle et est en bonne partie responsable de la diminution annuelle du nombre de naissances depuis 1991.

Cet effet de structure favorisera, toutes choses étant égales par ailleurs, une baisse continue de la natalité pour encore quelques années. Un scénario de projection de la population qui maintient les taux de fécondité par âge au niveau observé produit une baisse du nombre de naissances jusqu'en 2002-2003 (figure 8).

Le second de ces effets, l'effet conjoncturel ou la baisse de la fécondité, est plus troublant pour qui s'intéresse à l'évolution future du nombre des naissances au pays. On le mesure mieux en suivant l'évolution récente de l'indice synthétique de fécondité puisque cet indicateur, par son calcul, permet de s'affranchir des variations d'effectifs et de structure de la population. L'indice synthétique de fécondité représente le nombre moyen d'enfants qu'une femme aurait si elle connaissait tout au long de sa vie la fécondité observée une année donnée. Comme il naît toujours un peu plus de garçons que de filles et pour tenir compte de la mortalité jusqu'à l'âge de la maternité, on calcule qu'il faut que cet indice atteigne 2,1 enfants par femme pour assurer le remplacement des générations. En fait, après avoir chuté rapidement à la

Figure 8. Naissances et indices synthétiques de fécondité, Canada, 1986-2006



Sources : Statistique Canada, Division de la démographie, Section des estimations de population, Section de la recherche et de l'analyse et Section des projections de population et Division des statistiques sur la santé, Section de l'état de santé et de l'état civil.

fin des années 60, cet indice demeure sous ce seuil depuis 1971. Il présentait, néanmoins, une certaine stabilité depuis la fin de la dernière décennie puisqu'il s'est maintenu entre 1,72 et 1,67 enfant par femme de 1989 à 1995. En tombant à 1,62 en 1996 et à 1,55 enfant par femme en 1997, l'indice synthétique de fécondité enregistre donc deux diminutions successives – de 3,0 % et 4,3 %, en 1996 et 1997 respectivement – alors que les niveaux sont déjà très bas. Les données disponibles les plus récentes permettent de croire qu'il pourrait poursuivre sa chute en 1998.

Cet indicateur conjoncturel demeure sensible aux variations du calendrier. Il importe donc de vérifier quels sont les groupes d'âge responsables de la baisse observée. Au tableau 7, on observe que *la diminution touche tous les taux avant le groupe d'âge des 35 à 39 ans*. Chez les plus jeunes (15 à 19 ans), la chute de la fécondité est d'environ 9 % tant en 1996 qu'en 1997. Une faible fécondité chez les adolescentes est, règle générale, un objectif souhaitable dans nos sociétés contemporaines où une plus longue scolarisation devient de plus en plus nécessaire à une intégration réussie au marché du travail. À 20,0 pour 1 000, le taux de fécondité des Canadiennes âgées de 15 à 19 ans se situe bien en deçà de celui observé aux États-Unis (54,0 pour 1 000).

Tableau 7. Variation récente des taux de fécondité par groupe d'âge, Canada, 1995-1997

Groupe d'âge	Taux de fécondité			Variations (%)	
	1995	1996	1997	1995-1996	1996-1997
15-19	24,3	22,1	20,0	-9,1	-9,6
20-24	71,9	68,4	64,0	-4,8	-6,5
25-29	112,5	109,1	103,8	-3,0	-4,9
30-34	88,0	87,0	84,4	-1,1	-3,0
35-39	31,5	32,6	32,5	3,6	-0,2
40-44	4,9	5,1	5,2	4,7	2,1
45-49	0,2	0,2	0,2	2,1	1,7
Indice synthétique de fécondité	1,67	1,62	1,55	-2,6	-4,5

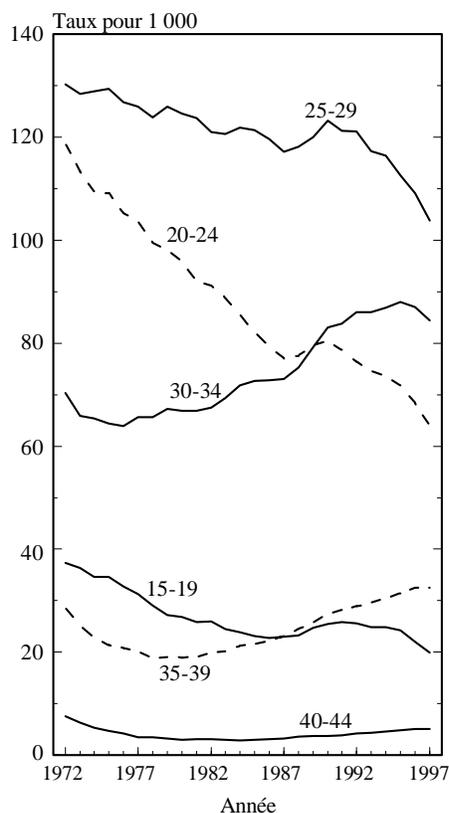
Sources : Statistique Canada, Division des statistiques sur la santé, Section de l'état de santé et de l'état civil et Division de la démographie, Section des estimations de population.

La chute de la fécondité de 1997 touche pratiquement tous les groupes d'âge, mais plus fortement les jeunes femmes que les plus âgées. La baisse est de 6,5 % pour les femmes de 20 à 24 ans et de 4,9 % pour celles âgées de 25 à 29 ans, poursuivant ainsi une tendance qui perdure depuis la fin du baby-boom. Par contre, la diminution de 3,0 % de la fécondité des femmes âgées de 30 à 34 ans, en poursuivant l'affaîssement observé l'année précédente, semble confirmer le renversement d'une tendance à la hausse de la fécondité à ces âges qui s'est amorcée il y a près de 20 ans. Enfin les taux de fécondité des femmes âgées de 35 à 39 ans et de 40 à 44 ans présentent des variations presque nulles.

Ces variations récentes s'inscrivent donc en partie dans l'évolution à plus long terme de la fécondité au Canada. Les deux dernières décennies ont vu la fécondité des plus jeunes continuer à décroître alors que s'opérait un renversement de tendance chez celles âgées de plus de 30 ans (figure 9). En vingt ans, soit depuis le milieu des années 70 au moment où débute l'augmentation de la fécondité aux âges élevés, les taux de fécondité des jeunes de 15 à 19 ans et de 20 à 24 ans ont chuté de 40 %, celui des femmes de 25 à 29 ans a diminué de 20 %.

Ces diminutions étaient auparavant compensées par des augmentations de la fécondité des femmes âgées de 30 à 34 ans et de 35 à 39 ans, ce qui a permis la relative stabilité de l'indice synthétique de fécondité au cours de la période. Par exemple, la fécondité des Canadiennes âgées de 30 à 34 ans a augmenté de 38 % entre 1976 et 1995, dépassant même celle des Canadiennes âgées de 20 à 24 ans au début des années 90. C'est là que les deux dernières années s'inscrivent en faux avec le passé récent. *Le renversement de tendance*

Figure 9. Évolution des taux de fécondité par groupe d'âge, Canada, 1972-1997



Sources : Statistique Canada, Division des statistiques sur la santé, Section de l'état de santé et de l'état civil et Division de la démographie, Section des estimations de population.

chez les femmes de 30 à 34 ans ne permettant plus de compenser la diminution observée chez les plus jeunes, l'indice synthétique ne peut plus se maintenir et chute à son tour.

Variations provinciales

Le nombre de naissances a diminué dans toutes les provinces, mais plus fortement dans les provinces de l'Est et du Centre que dans les celles de l'Ouest. Alors que la chute est de 4,8 % à l'échelle nationale, toutes les provinces à l'est de la Saskatchewan à l'exception du Nouveau-Brunswick ont vu le nombre de leurs naissances diminuer de plus de 5 % entre 1996 et 1997. L'Ontario, de par sa taille, enregistre la plus forte baisse en nombre (-7 000 naissances), mais c'est au Québec, où la diminution atteint -5 500 naissances, que le pourcentage de variation est le plus fort (-6,4 %). Les provinces de l'Ouest, l'Alberta en particulier, subissent des diminutions moins fortes du nombre de leurs naissances : 2,5 % en Alberta, 3,3 % en Saskatchewan et 3,4 % en Colombie-Britannique.

L'indice synthétique de fécondité est lui aussi en chute partout au pays. Celui de Terre-Neuve, qui s'était légèrement relevé en 1996, diminue à nouveau en 1997 (-5,4 %), et, avec un indice de 1,27 enfant par femme, cette province inscrit un nouveau record de faible fécondité au Canada. Le Nouveau-Brunswick et la Nouvelle-Écosse suivent avec des indices synthétiques de fécondité de 1,44 et 1,45 enfant par femme, respectivement. Alors qu'il y a 10 ans, à 1,37 enfant par femme, la fécondité des Québécoises était sensiblement plus faible que celle des autres Canadiennes, un certain rattrapage a été observé au cours de la dernière décennie, de sorte qu'en 1996 les indices

des deux régions étaient très semblables : 1,60 enfant par femme au Québec contre 1,63 dans le reste du Canada (tableau A7, en annexe). Par contre, en 1997, l'indice synthétique de fécondité diminue plus au Québec qu'ailleurs au Canada, passant de 1,60 enfant par femme à 1,52 (-5,0 %). Avec un indice de 1,83 enfant par femme, la Saskatchewan reprend la tête au classement des provinces les plus fécondes, titre que le Manitoba (1,82 enfant par femme en 1997) lui avait ravi en 1995.

Conclusion

À la faveur d'une légère hausse de la fécondité, elle-même plus attribuable à une modification du calendrier⁸ qu'à un changement réel des comportements féconds, la natalité s'était légèrement relevée au Canada au début des années 90. Certains y voyaient l'écho attendu du baby-boom, c'est-à-dire une hausse des naissances consécutive à la hausse de la population en âge de procréer. Si l'écho anticipé du baby-boom a été fortement amorti par la chute de la fécondité canadienne depuis 1960, celui du baby-bust pourrait être intensifié par une nouvelle baisse de la fécondité si la tendance des deux dernières années devait se poursuivre. Cette crainte est amplifiée par le fait que la chute de la fécondité s'est généralisée : elle touche toutes les provinces, tous les rangs de naissance et tous les groupes d'âge avant 35 ans (tableau A6, en annexe) alors que la conjoncture économique du pays s'améliore.

Cette nouvelle chute de la fécondité à des niveaux historiquement bas suscite donc un intérêt renouvelé pour le phénomène, ses causes et ses conséquences tant parmi les spécialistes (démographes, économistes, sociologues et analystes de politiques) que dans la population en général, comme en fait foi le récent succès d'ouvrages tel *Entre le Boom et l'Écho*⁹. Le lecteur qui désire approfondir la question lira avec intérêt l'article présentant une revue des théories économiques de la fécondité en deuxième partie du **Rapport**.

⁸ Notamment une hausse de la fécondité aux âges élevés au moment où les cohortes les plus nombreuses du baby-boom approchaient de la quarantaine.

⁹ D. K. Foot (1996). *Entre le Boom et l'Écho*. Éditions du Boréal. 307 pages.

MORTALITÉ

Durant l'année 1997, 215 669 Canadiens sont décédés, une augmentation de 1,3 %, soit 2 810 décès de plus que l'année précédente (tableau A8, en annexe). Il ne faut pourtant pas se méprendre ; cette progression en nombre absolu n'est pas nécessairement synonyme d'une hausse de la mortalité puisque le nombre de décès est en partie imputable à la structure vieillissante de la population canadienne. La meilleure façon de se rendre compte de ce constat est de poser un regard sur l'espérance de vie.

Par rapport à l'année 1996, l'espérance de vie à la naissance se conforme à la longue ascension qui la caractérise. Les gains enregistrés en 1997 sont de 0,33 an pour les hommes et de 0,18 an pour les femmes (tableau A9, en annexe). Ils sont considérables si on les compare aux gains moyens observés au lustre 1991-1996. La supériorité des gains favorables aux hommes est le reflet des tendances déjà observées depuis la fin des années 70. Notons aussi que pour toutes les provinces observées, les gains masculins sont supérieurs aux gains féminins. Bien que l'écart de l'espérance de vie entre les sexes s'amenuise, les femmes peuvent tout de même encore espérer vivre en moyenne 5,6 ans (81,4 ans) de plus que les hommes (75,8 ans).

En examinant les variations récentes de l'espérance de vie pour chacune des provinces (tableau 8), on remarque que certaines d'entre elles ont enregistré une espérance de vie inférieure à celle de 1996. C'est le cas notamment des femmes de certaines provinces atlantiques. Malgré cette baisse, il n'y a pas lieu d'adopter un ton alarmiste puisque la diminution de l'espérance de vie dans certains cas résulte probablement moins d'un déclin des conditions sociosanitaires que d'événements conjoncturels (infections virales ou bactériennes) ou d'un effet de petit nombre. D'ailleurs, sur une période quinquennale, les gains annuels moyens de l'espérance de vie féminine pour ces provinces demeurent positifs et même légèrement supérieurs à la moyenne canadienne. Les variations négatives de l'espérance de vie observées entre 1996 et 1997 pourraient donc être dues aux faibles effectifs de la population de ces provinces.

En contrepartie, ce sont les hommes du Nouveau-Brunswick et de l'Alberta qui enregistrent l'augmentation de l'espérance de vie la plus élevée. Il en va autrement pour le sexe opposé puisque ce sont les femmes de l'Ontario et de la Colombie-Britannique qui obtiennent les meilleurs gains. Ces gains sont d'autant plus remarquables que ce sont les provinces où les espérances de vie à la naissance sont les plus élevées. Certains démographes estiment que l'espérance de vie maximale de l'espèce humaine serait d'environ 85 ans¹⁰.

¹⁰ Fries, S.F. (1983). The Compression of Morbidity: Near or Far? *Milbank Quarterly*. 67(2) : 208-232. Olshansky, S.J., Carnes, B.A. et C. Cassel (1990). In Search of Mathuselah : Estimating the Upper Limits of Human Longevity. *Science*. 250 : 634-640.

Tableau 8. Espérance de vie à la naissance et gains annuels moyens, selon le sexe et la province, Canada, 1991, 1996 et 1997

Province	1991	1996	1997	Gains annuels moyens	
				1996-1997	1991-1996
Hommes					
Terre-Neuve	73,74	74,42	74,54	0,12	0,14
Nouvelle-Écosse	73,21	74,81	74,99	0,18	0,32
Nouveau-Brunswick	74,25	74,79	75,23	0,44	0,11
Québec	73,76	74,62	74,91	0,29	0,17
Ontario	75,01	75,90	76,23	0,33	0,18
Manitoba	74,60	75,15	75,45	0,30	0,11
Saskatchewan	75,24	75,36	75,69	0,33	0,02
Alberta	75,05	75,95	76,35	0,40	0,18
Colombie-Britannique	75,26	76,19	76,48	0,29	0,19
Canada	74,61	75,45	75,78	0,33	0,17
Femmes					
Terre-Neuve	79,56	80,16	80,04	-0,12	0,10
Nouvelle-Écosse	80,32	80,60	80,59	-0,01	0,05
Nouveau-Brunswick	80,89	81,23	81,22	-0,01	0,06
Québec	80,92	81,01	81,19	0,18	0,02
Ontario	80,95	81,26	81,50	0,24	0,05
Manitoba	80,75	80,53	80,61	0,08	-0,04
Saskatchewan	81,54	81,40	81,45	0,05	-0,02
Alberta	81,18	81,32	81,47	0,15	0,02
Colombie-Britannique	81,37	81,84	82,07	0,23	0,08
Canada	80,96	81,21	81,39	0,18	0,04

Sources : Statistique Canada, Division des statistiques sur la santé, Section de l'état de santé et de l'état civil, Division de la démographie, Section des estimations de population et Section de la recherche et de l'analyse.

Conséquemment, à mesure que l'on s'approcherait de cette limite, les gains deviendraient plus difficiles à réaliser. L'évolution récente de la mortalité des femmes de l'Ontario et de la Colombie-Britannique semble contredire ces attentes.

Il est possible que ces résultats soient due en partie à un effet de sélection de la population. Plus que toutes les autres, les populations de l'Ontario et de la Colombie-Britannique sont composées d'un fort contingent de migrants internationaux et de Canadiens nés dans une autre province. On peut supposer que les personnes qui migrent sont en meilleure santé que la moyenne et que leurs chances de décéder sont donc plus faibles. Quant aux immigrants internationaux, ils doivent subir un examen médical avant d'être acceptés au Canada, ce qui peut expliquer leur espérance de vie plus élevée. L'effet perturbateur, comme le nomment les démographes, de la migration sur l'estimation de la mortalité est d'autant plus grand que la migration est récente ; or jusqu'en 1998, la décennie 1990 se caractérise par une forte immigration favorable à ces deux provinces.

En comparaison avec les gains annuels moyens de 1991-1996, les gains enregistrés en 1997 sont supérieurs pour les hommes dans toutes les provinces, sauf Terre-Neuve et la Nouvelle-Écosse. Les femmes ont elles aussi augmenté leurs gains partout sauf dans les trois provinces atlantiques. ***Bref, pour l'année 1997, les gains en espérance de vie pour l'ensemble du Canada sont non négligeables et poursuivent ainsi la tendance longue.***

De quoi les Canadiens meurent-ils?

Avant d'examiner les causes de décès, précisons que pour l'année 1997, les taux de mortalité selon la cause ont été standardisés en fonction de la population de 1991, alors que les éditions précédentes du ***Rapport*** utilisaient la population de 1976 comme population-type. Les raisons qui ont motivé ce changement sont d'ordre structurel. La distribution par âge de la population de 1976 étant de moins en moins similaire à celle qui se dessine à l'aube du nouveau millénaire, une actualisation de la population-type trouvait tout son sens. Bien que cet ajustement ait modifié les données, il n'a pas eu d'effets significatifs sur l'interprétation des résultats.

L'augmentation de l'espérance de vie dans les pays industrialisés, tributaire de la diminution, voire de l'éradication de certaines causes de décès, tels le choléra ou la variole, a vivement progressé au cours du XX^e siècle. Les progrès médicaux et sociosanitaires ont réussi à évincer, du moins en partie, certaines causes de décès. La baisse des maladies infantiles durant les deux premiers tiers du siècle est un exemple évocateur. À ce chapitre, ***le Canada se classe parmi les dix premiers pays à l'échelle mondiale et au premier rang en Amérique du Nord avec un taux de mortalité infantile de 5,5 pour 1 000, soit un taux inférieur de 2 points à celui des États-Unis (7,5 pour 1 000).*** Le Mexique est loin derrière avec un taux de 28,1 pour 1 000. La Suède (3,6 pour 1 000) et la Finlande (3,9 pour 1 000) présentent les plus faibles taux de mortalité infantile et devancent le Canada en ce domaine. Depuis quelques années, les progrès en matière de mortalité infantile ont ralenti au Canada, ce qui n'est pas nécessairement le cas des autres causes de décès.

Les récentes décennies se caractérisent davantage par le déclin des conséquences fatales des maladies du système circulatoire, particulièrement des maladies ischémiques du cœur et des maladies cérébro-vasculaires. Comme le montre le tableau 9, ***les taux de mortalité par maladies du système circulatoire ainsi que par maladies cérébro-vasculaires se sont atténués considérablement de 1977 à 1997, chutant respectivement de 41,4 % et de 53,9 % chez les hommes.*** Néanmoins, depuis 1976, les décès par tumeurs et cancers chez les hommes ont crû au point d'atteindre un sommet en 1988 avec un taux de 222,2 pour 100 000. Aujourd'hui, le taux de mortalité par tumeurs et cancers est à son plus bas niveau depuis 1976 avec 200,5 pour 100 000. Toujours pour les hommes, la valeur du taux des tumeurs malignes de l'appareil respiratoire a poursuivi une progression en dents de scie depuis

Tableau 9. Évolution de la mortalité par maladies du système circulatoire et par tumeurs, selon le sexe, Canada, 1976-1997¹

Année	Maladies du système circulatoire ²	Maladies ischémiques du cœur ³	Maladies cérébro-vasculaires ⁴	Tumeurs et cancers ⁵	Tumeurs malignes de l'appareil respiratoire ⁶
Hommes					
1976	483,42	325,55	79,33	203,39	63,24
1977	471,61	318,87	75,58	205,87	65,32
1978	453,26	303,98	72,53	207,88	66,72
1979	436,71	286,05	69,82	210,47	68,28
1980	428,48	280,73	66,36	212,06	70,70
1981	411,99	272,00	63,87	209,92	69,44
1982	402,81	264,74	59,66	213,74	73,33
1983	387,30	253,67	56,18	213,11	74,05
1984	370,19	242,32	54,66	217,52	75,60
1985	361,19	236,15	51,80	217,79	73,55
1986	351,83	227,36	50,11	218,55	74,39
1987	333,96	216,33	48,96	217,48	74,15
1988	325,48	210,16	46,80	222,20	76,49
1989	312,07	198,42	47,22	218,56	75,90
1990	288,48	181,90	45,20	216,10	74,84
1991	281,59	176,31	43,43	216,31	73,84
1992	275,35	171,72	42,36	214,14	72,33
1993	276,86	171,67	44,18	212,61	72,30
1994	265,92	163,69	42,77	211,50	70,40
1995	260,37	158,37	42,52	208,91	67,83
1996	253,51	154,15	40,90	206,30	67,25
1997	244,51	146,68	40,63	200,36	64,27
Femmes					
1976	426,87	239,99	103,36	164,50	14,24
1977	412,37	232,56	97,36	165,26	16,01
1978	398,90	226,75	94,34	165,90	17,05
1979	381,56	208,64	90,12	169,24	18,55
1980	380,04	207,20	86,21	167,51	19,48
1981	361,41	197,39	82,89	167,81	20,40
1982	356,35	194,77	79,65	168,20	22,34
1983	339,19	183,88	75,20	168,56	22,55
1984	328,23	180,79	71,13	171,59	25,20
1985	319,47	172,65	69,75	174,92	27,04
1986	315,86	170,83	69,03	174,88	27,16
1987	299,24	161,74	64,54	174,17	28,72
1988	293,75	156,76	64,85	176,05	30,64
1989	280,83	148,58	62,82	173,87	30,54
1990	265,75	141,56	58,32	173,78	31,20
1991	261,09	137,91	57,71	174,73	33,42
1992	253,03	130,83	57,64	173,93	33,20
1993	255,25	130,98	59,42	176,83	35,79
1994	249,94	127,23	57,12	176,87	35,92
1995	244,67	123,98	55,90	173,63	35,64
1996	240,27	120,53	55,22	177,35	37,85
1997	233,43	116,38	54,99	170,12	36,60

¹ Taux pour 100 000, standardisés sur la structure par âge et indépendamment pour chaque sexe de la population de 1991.

² Causes 390-459, 9e révision de la C.I.M.

³ Causes 410-414, 9e révision de la C.I.M.

⁴ Causes 430-438, 9e révision de la C.I.M.

⁵ Causes 140-239, 9e révision de la C.I.M.

⁶ Causes 160-165, 9e révision de la C.I.M.

Sources : Statistique Canada, Division des statistiques sur la santé, Section de l'état de santé et de l'état civil et Division de la démographie, Section des estimations de population.

1976. Le taux, qui était de 63,2 pour 100 000 en 1976, a atteint son apogée en 1988 avec 76,5 pour 100 000, pour ensuite décroître jusqu'à 64,3 pour 100 000 en 1997.

À peu de différence près, les décès attribuables aux maladies ischémiques du coeur, aux maladies du système circulatoire de même qu'aux maladies cérébro-vasculaires ont connu la même trajectoire chez les femmes que chez les hommes, chutant respectivement de 49,9 % , 43,3 % et de 43,5 %. Par contre, *la croissance des tumeurs et cancers, spécialement celle des tumeurs malignes de l'appareil respiratoire, a été beaucoup plus importante pour les femmes*. Le taux des tumeurs et cancers est passé de 165,3 pour 100 000 à 170,2 pour 100 000 *en l'espace de 20 ans*, tandis que *le taux des tumeurs malignes de l'appareil respiratoire a plus que doublé* au cours de la même période. Cette hausse accélérée résulte en bonne partie de l'augmentation du tabagisme chez les femmes depuis les années 50.

La question du VIH

Il y a aujourd'hui près de 33,4 millions de personnes infectées par le VIH à travers le monde. Toujours à l'échelle mondial, on estime à 13,9 millions le total des décès attribuables au VIH depuis le début de l'épidémie. En 1998, les nouveaux cas d'infection s'élèvent à 5,8 millions, soit environ 11 nouveaux cas à toutes les minutes, et 95 % d'entre eux se localisent dans les pays en voie de développement¹¹. Pour 100 décès par le VIH, environ 80 se retrouvent en Afrique subsaharienne. Dans ces régions, le VIH contribue à l'augmentation non seulement du taux de mortalité en général, mais aussi du taux de mortalité infantile. En général, ce sont les couches de population les moins nanties et les moins scolarisées qui sont les plus affectées. L'ampleur considérable du VIH a donc vite fait de donner place à de vastes campagnes internationales d'éducation et de prévention dont les impacts commencent à s'observer dans certains milieux.

Au Canada, malgré une recrudescence des taux observés pour la période triennale de 1993 à 1995, *le VIH a connu un ralentissement remarquable en 1997, particulièrement chez les hommes. De 1996 à 1997, le nombre de décès attribuables au virus d'immunodéficience humaine a diminué de 53,8 % chez les hommes et de 32,4 % chez les femmes*. Induit entre autres par le maintien en vie des malades sur de plus longues périodes, un tel recul ne peut se poursuivre longtemps. En effet, l'utilisation accrue d'une combinaison d'antirétroviraux a pour effet de prolonger la durée de vie des séropositifs, de telle sorte que la prévalence n'a pas nécessairement diminué. Toutefois, l'amélioration du dépistage et des traitements a contribué à améliorer la qualité de vie des personnes atteintes.

¹¹ Estimation de l'ONUSIDA et de l'Organisation Mondiale de la Santé pour 1998.

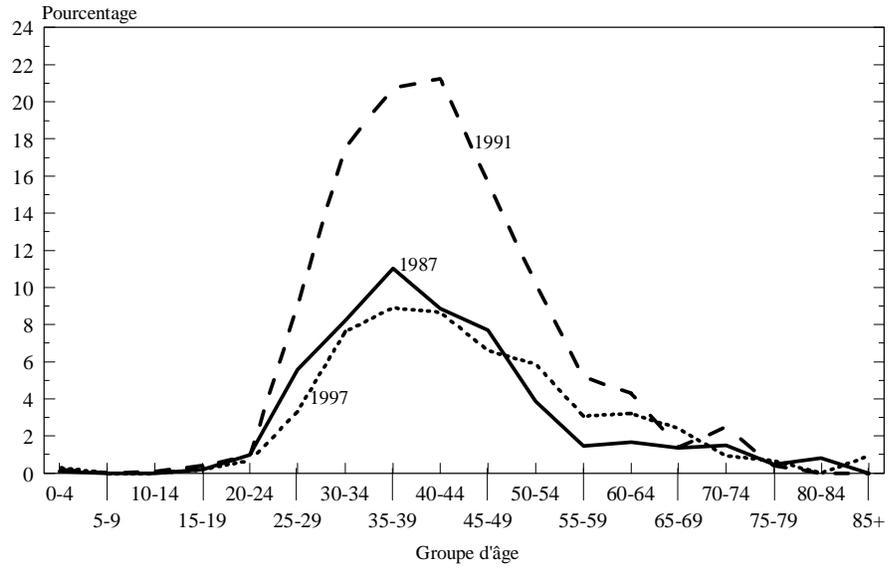
Tableau 10. Décès attribués au VIH (causes 042-044 de la C.I.M.) par grands groupes d'âge et par sexe, Canada, 1987-1997

Année	0-14	15-29	30-44	45-59	60 +	Total	Accroissement sur l'année précédente (%)
Hommes							
1987	1	85	293	87	22	488	...
1988	2	96	361	126	29	614	25,8
1989	3	124	485	164	21	797	29,8
1990	3	109	575	215	35	937	17,6
1991	3	129	698	233	42	1 105	17,9
1992	4	161	783	305	35	1 288	16,6
1993	7	159	924	330	54	1 474	14,4
1994	4	127	954	350	54	1 489	1,0
1995	9	129	1 041	409	49	1 637	9,9
1996	6	79	754	315	44	1 198	-26,8
1997	3	45	322	144	39	553	-53,8
Femmes							
1987	5	7	12	8	5	37	...
1988	3	10	18	7	9	47	27,0
1989	2	10	20	10	12	54	14,9
1990	1	14	19	7	4	45	-16,7
1991	4	15	25	14	7	65	44,4
1992	4	10	38	11	7	70	7,7
1993	2	19	49	13	7	90	28,6
1994	14	16	77	26	6	139	54,4
1995	5	24	68	20	10	127	-8,6
1996	2	24	63	14	5	108	-15,0
1997	2	7	48	12	4	73	-32,4

Source : Statistique Canada, Division des statistiques sur la santé, Section de l'état de santé et de l'état civil.

Comme en fait foi le tableau 10, un fait demeure inchangé dans l'histoire du VIH : les hommes sont davantage touchés par cette maladie que les femmes. En 1997, le nombre de décès attribués au VIH chez les hommes est plus de 7 fois supérieur à celui des femmes. Enfin, règle générale, le VIH fait de ses victimes les hommes âgés de 25 à 50 ans (figure 10).

Figure 10. Répartition en pourcentage des décès par VIH selon le groupe d'âge, hommes, Canada, 1987, 1991 et 1997



Source : Statistique Canada, Division des statistiques sur la santé, Section de l'état de santé et de l'état civil.

IMMIGRATION INTERNATIONALE

En comparaison avec les nombres observés par les années passées, les 174 143 immigrants reçus par le Canada en 1998 apparaissent bien peu nombreux (tableau A10, en annexe). En effet, ce nombre est bien en deçà de ceux enregistrés les années précédentes puisqu'en moyenne, entre 1990 et 1997, le Canada octroyait le statut de résident permanent à quelque 230 000 personnes par année. ***Entre 1997 et 1998, le Canada a enregistré une chute de ses effectifs d'immigrants de près de 42 000 personnes, ce qui représente la plus forte baisse annuelle du nombre d'immigrants depuis 1958.*** Le taux d'immigration internationale est ainsi ramené au niveau où il se situait en 1987 au début de la dernière vague d'immigration (figure 11).

Cette chute apparaît surprenante, lorsque comparée avec les tendances récentes, et inattendue, si on considère que le nombre d'entrées prévu au plan annuel d'immigration¹² pour 1998 était de 200 000 à 225 000 immigrants¹³. Le nombre d'immigrants reçus est de 18 % inférieur à l'objectif fixé au début de l'année par Citoyenneté et Immigration Canada (tableau 11). Cet écart est plus important pour les catégories *réfugié* (-20 %) et *économique* (-22 %) que pour la catégorie *famille* (-9 %) dont l'admission est soumise à d'autres critères.

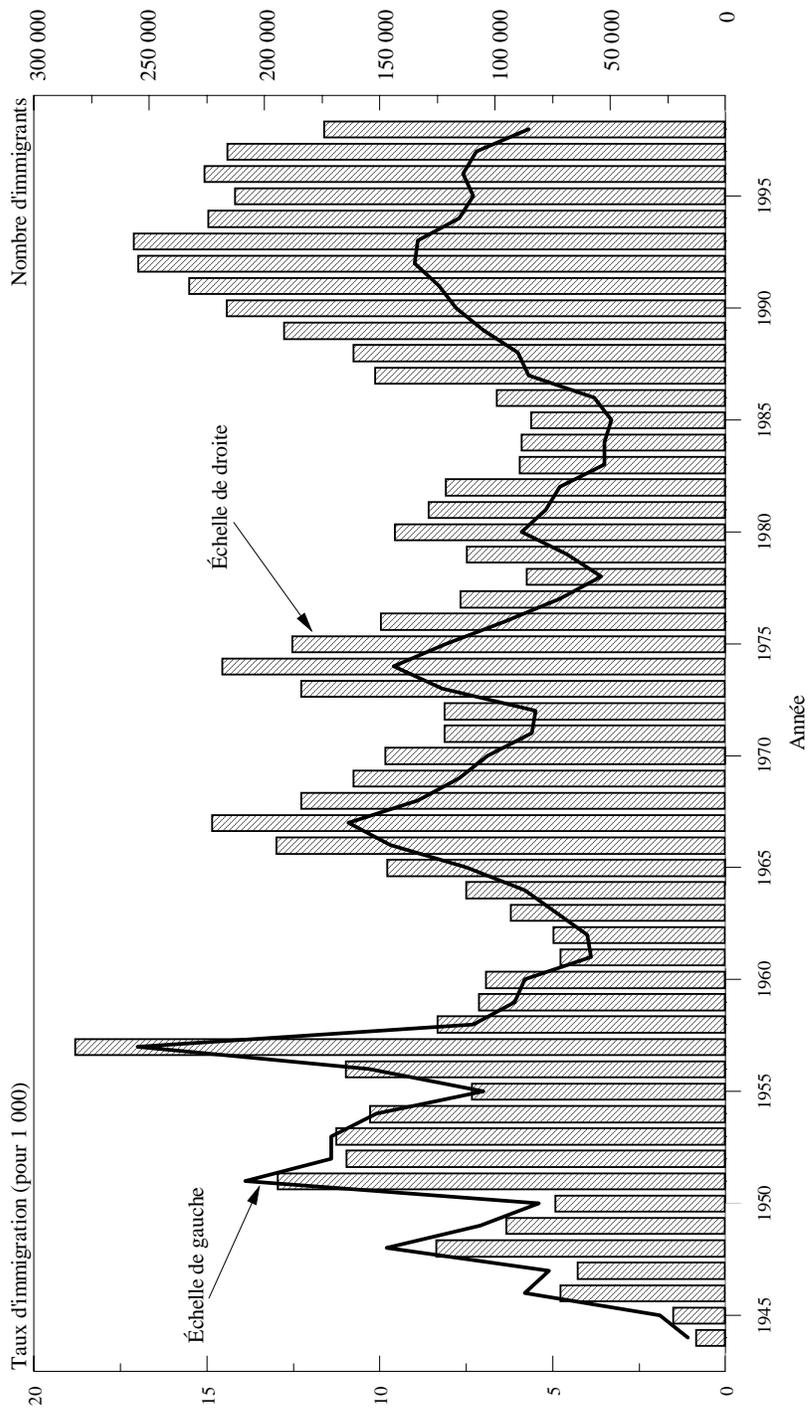
Une baisse principalement asiatique

Depuis quelques années, près des deux tiers des immigrants reçus sont originaires d'Asie. Il n'est donc pas étonnant qu'une bonne part de la diminution observée en 1998 soit due à une importante baisse du nombre d'immigrants en provenance de ce continent. En 1997, on comptait 139 700 immigrants asiatiques ; en 1998, ce nombre a diminué de 37 900, passant à 101 900 personnes (tableau A10, en annexe). Alors que l'on enregistre une diminution de 19 % du nombre total d'immigrants entre les deux années, le nombre d'immigrants asiatiques a, de son côté, diminué plus fortement (27 %). La proportion de l'ensemble représentée par les immigrants de ce continent s'en trouve diminuée et passe de 65 % à 59 % entre 1997 et 1998.

¹² Aux termes du paragraphe 7(1) de la *Loi sur l'immigration* du Canada, le ministre de la Citoyenneté et de l'Immigration doit déposer, au plus tard le 1^{er} novembre de chaque année civile, le plan d'immigration de l'année suivante. Ce plan doit contenir le nombre total estimatif des immigrants (pour chaque catégorie), des réfugiés et des autres personnes qui seront admises au Canada pour des raisons humanitaires au cours de l'année à venir.

¹³ Citoyenneté et Immigration Canada fait la distinction entre immigrants et réfugiés. Le plan annuel d'immigration prévoyait une fourchette de 175 900 à 192 700 immigrants et de 24 100 à 32 300 réfugiés. Si la distinction est importante du point de vue de l'analyste des politiques, elle ne l'est pas pour des fins de comptabilité démographique. Afin d'alléger le texte, nous ne ferons pas de distinctions entre immigrants et réfugiés sauf dans le cas des analyses sur les catégories d'immigrants.

Figure 11. Nombre d'immigrants et taux d'immigration, Canada, 1944-1998



Sources : Emploi et Immigration Canada, *Statistiques sur l'immigration* et après 1980, Citoyenneté et Immigration Canada, données non publiées.

Tableau 11. Nombre d'immigrants reçus et niveau d'immigration prévu au plan selon la catégorie, Canada, 1998

Catégorie	Niveau prévu	Nombre réel		
		Nombre	Différence ²	
			Nombre	Pourcentage
Famille	53 500 - 58 300	50 872	-5 028	-9,0
Volet économique	115 900 - 127 900	94 954	-26 946	-22,1
Autres ¹	6 500	5 651	-849	-13,1
Total immigrants	175 900 - 192 700	151 477	-32 823	-17,8
Total réfugiés	24 100 - 32 300	22 666	-5 534	-19,6
Total	200 000 - 225 000	174 143	-38 357	-18,1

¹ Comprend les aides familiaux résidents, les catégories spéciales, les candidats d'une province ou d'un territoire.

² La différence est calculée sur le niveau moyen prévu pour la composante du plan.

Source : Citoyenneté et Immigration Canada, *Un Canada plus fort : Plan en matière d'immigration pour 1998*, n° Ci1-1998 au catalogue.

La crise financière qui perdure et qui frappe les «tigres asiatiques» depuis 1997 est sans doute responsable pour une bonne part de cette baisse. À cela, il faut ajouter la diminution des craintes que laissait présager une politique interventionniste de la Chine populaire lors de la rétrocession de Hong Kong à la Chine le 1^{er} juillet 1997. En quelques années, le nombre d'immigrants originaires de Hong Kong s'est effondré. En l'espace d'un an (de 1997 à 1998), le nombre d'arrivants de Hong Kong a diminué de 64 %, et on compte près de 11 500 personnes originaires de Hong Kong de moins dans le contingent d'immigrants de 1998 comparativement à celui de 1997. *Les natifs de Hong Kong, qui constituaient le groupe le plus nombreux de 1992 à 1995, ne comptent plus que 6 300 personnes à venir s'installer au Canada en 1998 ; quatre ans plus tôt, ils étaient 33 700 à obtenir le statut de résident permanent.*

Les nombres d'immigrants de Taïwan et de l'Inde ont eux aussi diminué de façon remarquable, accusant des baisses respectives de 46 % (-5 900) et de 23 % (4 900) pour l'année 1998. Le Pakistan, avec une baisse de 31 % du nombre de ses émigrants vers le Canada, a lui aussi fortement contribué au déclin de l'immigration asiatique. La baisse subite des ressortissants pakistanais (-3 800) est équivalente à la hausse (+3 600) de l'année précédente (tableau 12).

Dans un contexte de faible immigration, certains pays sources ont tout de même réussi à augmenter légèrement leur contribution en 1998. La Corée du Sud (+765), la France (+673), la Russie (+479) et l'Algérie (+441) en sont les principaux. Le nombre des immigrants en provenance des anciennes républiques socialistes (incluant la Russie) est en forte hausse et, avec 11 900

Tableau 12. Pays de naissance d'où sont venus plus de 2 000 immigrants au Canada en 1996, 1997 ou 1998

Pays de naissance	1996	1997	1998	Différence entre 1996 et 1997	Différence entre 1997 et 1998
AFRIQUE					
Algérie	2 042	1 798	2 239	-244	441
Égypte	2 375	2 043	1 297	-332	-746
AMÉRIQUE					
États-Unis	5 051	4 402	4 140	-649	-262
Guyane	2 392	1 841	1 272	-551	-569
Jamaïque	3 309	2 870	2 252	-439	-618
Trinité et Tobago	2 205	1 760	1 196	-445	-564
ASIE					
Afghanistan	2 002	2 308	2 054	306	-254
Bangladesh	2 754	3 273	2 099	519	-1 174
Chine	24 986	24 750	22 622	-236	-2 128
Corée du Sud	3 251	4 110	4 875	859	765
Hong Kong ¹	24 143	17 805	6 343	-6 338	-11 462
Inde	23 388	21 711	16 814	-1 677	-4 897
Iran	6 260	7 884	6 996	1 624	-888
Iraq	2 771	2 574	1 862	-197	-712
Pakistan	8 556	12 179	8 396	3 623	-3 783
Philippines	13 626	11 414	8 499	-2 212	-2 915
Sri Lanka	6 443	5 342	3 535	-1 101	-1 807
Taiwan	12 754	12 784	6 930	30	-5 854
Viêt-nam	2 706	1 998	1 821	-708	-177
EUROPE					
France	2 438	2 313	2 986	-125	673
Grande-Bretagne	4 381	3 923	3 260	-458	-663
Pologne	2 167	1 793	1 507	-374	-286
Roumanie	3 952	4 045	3 058	93	-987
Ex URSS	8 950	10 795	11 860	1 845	1 065
Russie	3 181	4 236	4 715	1 055	479
Ukraine	2 680	2 648	2 731	-32	83
Autres	3 089	3 911	4 414	822	503
Ex Yougoslavie	8 444	6 786	6 425	-1 658	-361
Bosnie-Herzégovine	2 466	2 204	2 469	-262	265
Autres	5 978	4 582	3 956	-1 396	-626

¹ Inclut Hong Kong RAS (Région administrative spéciale) depuis 1^{er} juillet 1997.

Nota : Les données sont provisoires en date du 12 juillet 1999.

Source : Citoyenneté et Immigration Canada, données non publiées.

immigrants, cette région serait en 1998 la troisième en importance, derrière la Chine (22 600) et l'Inde (16 800). Signalons également une légère recrudescence des immigrants de la Bosnie-Herzégovine. Durant le conflit de 1992 à 1995 opposant Serbes, Croates et Bosniaques, le nombre de Bosniaques arrivés au Canada atteignait des sommets sans précédent, plus précisément en 1994 où près de 4 700 Bosniaques avaient choisi le Canada comme terre d'adoption. Leur nombre s'est depuis réduit à un peu moins de 2 200 immigrants en 1997 et à 2 500 en 1998.

Malgré la baisse des immigrants en provenance d'Asie, il n'en demeure pas moins que ceux-ci représentent encore le plus important contingent de personnes nées à l'étranger avec près de 102 000 individus, en comparaison avec seulement 37 000 individus pour l'Europe. Quant aux autres parties du monde, elles ont contribué 35 100 immigrants en 1998, dont une large part venant d'Afrique (14 400).

L'Asie n'a pas toujours été la principale source d'immigrants reçus au Canada. Il y a trente ans, l'Europe tenait ce rôle. Jusqu'à la fin des années 1960, la grande majorité des immigrants venaient de ce continent ou des États-Unis. De 1964 à 1968, par exemple, deux pays européens, la Grande-Bretagne (25 %) et l'Italie (16 %), dominaient l'immigration canadienne bien plus que ne le font la Chine, Hong Kong et l'Inde aujourd'hui, puisque quatre immigrants sur dix étaient natifs d'un de ces deux pays (figure 12).

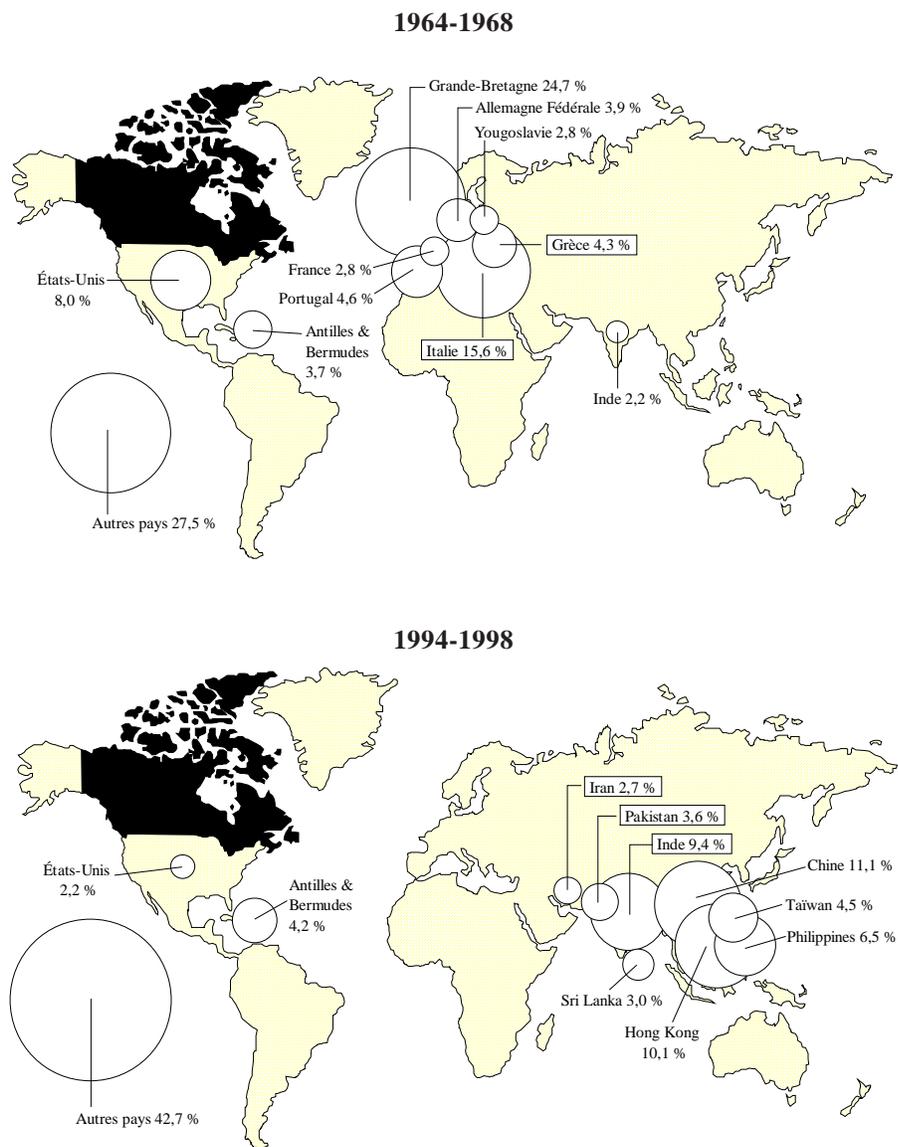
Au cours de la deuxième moitié du XX^e siècle, à la suite d'importantes modifications apportées à la *Loi sur l'immigration*, le centre géographique de l'immigration canadienne s'est déplacé de l'Europe vers l'Asie du Sud-Est. Longtemps, certains pays, particulièrement ceux d'Asie, étaient peu privilégiés. L'imposition, au début du siècle, d'une taxe aux immigrants chinois (allant jusqu'à 500 dollars) et, d'autre part, la loi sur l'immigration sino-canadienne (de 1923 à 1947) ont fortement réduit le nombre d'immigrants en provenance de l'Asie. Ce n'est qu'en 1962 que ces processus de sélection ont été abolis et que, du même coup, la composition des immigrants a commencé à se transformer. Aujourd'hui (1994-1998), sans dominer la composition de l'immigration canadienne autant que ne le faisaient Britanniques et Italiens au début des années 1960, les plus forts contingents à venir s'installer au Canada sont originaires de la Chine (11 %), de Hong Kong (10 %) ou de l'Inde (10 %). À eux seuls, ils représentent plus de 30 % du total.

Une baisse plus prononcée en Ontario et en Colombie-Britannique

L'Ontario exerce depuis toujours un grand pouvoir d'attraction sur les immigrants de toutes origines. Depuis le début des années 1980, elle a accueilli 139 000 immigrants nés à Hong Kong, 135 000 Chinois, 135 000 Indiens et 100 000 Philippins, pour ne nommer que les principaux pays fournisseurs. La Colombie-Britannique est, elle aussi, favorisée par l'immigration asiatique, mais les effectifs qu'elle accueille sont beaucoup plus modestes. Le Québec, principale destination des francophones¹⁴, fait bande à part, ayant surtout accueilli depuis 1980 des Haïtiens (40 000), des Libanais (39 000) et des Français (34 000).

¹⁴ Les immigrants qui sont soumis au système de pointage (catégorie économique) y obtiennent des points supplémentaires pour la connaissance du français.

Figure 12. Lieux de naissance des immigrants reçus au Canada selon les dix principaux lieux de naissance¹, 1964-1968 et 1994-1998



¹ Le lieu de naissance désigne le pays de naissance selon le découpage territorial de 1964-1968 et 1994-1998.

Sources : 1964-1968 : Ministère de la main-d'oeuvre et de l'immigration, Division de l'immigration au Canada, *Statistiques sur l'immigration*. 1994-1998 : Citoyenneté et immigration Canada, données non publiées.

La chute de l'immigration de 1998 se fait sentir dans toutes les provinces, mais plus fortement dans celles qui bénéficiaient le plus de l'immigration asiatique. L'Ontario et la Colombie-Britannique, avec des diminutions respectives de 21 % et de 25 % du nombre de leurs immigrants reçus, subissent de plus fortes baisses que l'ensemble canadien (19 %). Toutefois, malgré une baisse de 25 300 personnes au chapitre de l'immigration, l'Ontario demeure toujours la province la plus prisée des immigrants et continue à être la destination de plus de la moitié de ceux-ci. La Colombie-Britannique, avec une diminution de 11 800 immigrants, est, en termes relatifs, encore plus touchée que l'Ontario, mais demeure tout de même la deuxième destination en importance, attirant près de 21 % du total (tableau 13).

Si les deux provinces qui reçoivent le plus d'immigrants voient leur contingent diminuer davantage que la moyenne, d'autres doivent nécessairement être moins touchées par la chute de l'immigration observée en 1998. C'est le cas notamment du Québec où les 26 400 immigrants reçus cette année ne représentent qu'une diminution de 5 % par rapport au chiffre de l'année précédente. Historiquement, la proportion de l'ensemble des immigrants choisissant cette province se situe entre 15 % et 20 % du total canadien mais, depuis 1993, le Québec ne parvenait pas à accueillir plus de 12 % ou 13 % des immigrants canadiens. *À la faveur de la diminution de l'immigration, pour la première fois en cinq ans, le Québec réussissait à attirer au moins 15 % des immigrants en 1998.* L'Alberta a aussi été moins touchée que les autres provinces par la diminution de l'immigration. Les autres provinces ont, pour leur part, enregistré des variations négligeables, du fait même de la faible attraction qu'elles exercent sur les nouveaux arrivants.

Une baisse plus importante des immigrants économiques

La mondialisation des marchés a modifié la demande de capital humain, ce qui a, de toute évidence, attisé la rivalité entre pays pour attirer la main-d'œuvre hautement qualifiée. Malgré les efforts du Canada pour renforcer l'arrivée de migrants économiques¹⁵, il semble qu'à cet égard l'année 1998 aura été décevante. En effet, les chiffres sur les catégories¹⁶ d'immigrants révèlent *une diminution des entrées pour les trois catégories, mais une diminution plus importante pour ceux de la catégorie économique* (tableau 14). *En 1998, le Canada recevait moins de 95 000 immigrants économiques, une diminution de 24 % par rapport à l'année précédente.* Il faut dire

¹⁵ *Au-delà des chiffres. L'immigration de demain au Canada*, Ministère des Travaux publics et des Services gouvernementaux, Canada 1997.

¹⁶ La loi canadienne sur l'immigration adoptée en 1976 définit trois catégories d'immigrants. Les immigrants de la «catégorie économique» sont soumis au système de points et doivent satisfaire à certains critères d'admission. Les immigrants reçus dans la «catégorie famille», constituée de proches parents d'immigrants, et les réfugiés ne sont pas soumis au système de points.

Tableau 13. Distribution en pourcentage des immigrants reçus par province de destination envisagée, Canada, 1971-1998

Province	Année													
	1971	1981	1986	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Terre-Neuve	0,7	0,4	0,3	0,3	0,2	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,2	0,2
Île-du-Prince-Édouard	0,1	0,1	0,2	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
Nouvelle-Écosse	1,5	1,1	1,1	0,8	0,8	0,7	0,6	0,9	1,2	1,5	1,7	1,4	1,3	1,2
Nouveau-Brunswick	0,9	0,8	0,6	0,4	0,5	0,4	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,4
Québec	15,8	16,4	19,6	15,8	17,7	18,9	22,3	19,1	17,5	12,5	12,8	13,2	12,8	15,1
Ontario	52,8	42,7	50,0	55,0	54,6	52,5	51,4	54,5	52,4	52,4	54,4	52,9	54,6	53,2
Manitoba	4,3	4,2	3,8	3,1	3,2	3,1	2,4	2,0	1,9	1,8	1,7	1,7	1,7	1,7
Saskatchewan	1,2	1,9	1,9	1,4	1,1	1,1	1,1	1,0	0,9	1,0	0,9	0,8	0,8	0,9
Alberta	7,1	15,0	9,7	8,7	8,4	8,7	7,3	7,0	7,2	8,0	6,7	6,1	6,0	6,4
Colombie-Britannique	15,5	17,1	12,6	14,3	13,2	13,3	13,9	14,5	17,8	21,9	20,9	23,0	22,0	20,6
Yukon et Territoires du Nord-Ouest ¹	0,2	0,2	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
Inconnu	0,0	0,3	0,1	0,0	0,0	0,9	0,3	0,2	0,2	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0
Total en pourcentage	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Total en nombre	121 717	128 793	99 339	161 534	191 505	216 418	232 763	254 845	256 759	224 378	212 856	226 050	216 045	174 143

¹ Nunavut inclus.

Nota : Les données sont provisoires en date du 12 juillet 1999.

Sources : Emploi et Immigration Canada, *Statistiques sur l'immigration* et après 1980, Citoyenneté et Immigration Canada, données non publiées.

Tableau 14. Immigrants au Canada par catégorie, 1980-1998

Année	Famille	Volet économique	Réfugiés	Autres ¹	Total
Nombre					
1980	49 440	46 431	40 658	6 969	143 498
1981	50 534	56 702	15 062	6 495	128 793
1982	50 186	51 148	17 002	2 994	121 330
1983	48 987	24 186	14 064	2 140	89 377
1984	44 593	26 095	15 556	2 353	88 597
1985	39 356	26 114	16 768	2 102	84 340
1986	42 465	35 840	19 199	1 835	99 339
1987	53 799	74 096	21 465	2 666	152 026
1988	51 398	80 228	26 736	3 172	161 534
1989	60 937	90 138	36 860	3 570	191 505
1990	74 366	95 636	36 100	10 316	216 418
1991	85 943	80 001	35 880	30 939	232 763
1992	96 791	82 280	37 022	38 752	254 845
1993	110 436	95 653	24 898	25 772	256 759
1994	93 715	96 561	19 750	14 352	224 378
1995	77 227	100 898	27 761	6 970	212 856
1996	68 319	120 279	28 345	9 107	226 050
1997	59 959	125 491	24 124	6 471	216 045
1998	50 872	94 954	22 666	5 651	174 143
Pourcentage					
1980	34,5	32,4	28,3	4,9	100,0
1981	39,2	44,0	11,7	5,0	100,0
1982	41,4	42,2	14,0	2,5	100,0
1983	54,8	27,1	15,7	2,4	100,0
1984	50,3	29,5	17,6	2,7	100,0
1985	46,7	31,0	19,9	2,5	100,0
1986	42,7	36,1	19,3	1,8	100,0
1987	35,4	48,7	14,1	1,8	100,0
1988	31,8	49,7	16,6	2,0	100,0
1989	31,8	47,1	19,2	1,9	100,0
1990	34,4	44,2	16,7	4,8	100,0
1991	36,9	34,4	15,4	13,3	100,0
1992	38,0	32,3	14,5	15,2	100,0
1993	43,0	37,3	9,7	10,0	100,0
1994	41,8	43,0	8,8	6,4	100,0
1995	36,3	47,4	13,0	3,3	100,0
1996	30,2	53,2	12,5	4,0	100,0
1997	27,8	58,1	11,2	3,0	100,0
1998	29,2	54,5	13,0	3,2	100,0

¹ Comprend les aides familiaux résidents, les demandeurs non reconnus du statut de réfugié, les immigrants visés par une mesure de renvoi à exécution différée, les retraités, les candidats d'une province/territoire, l'arriéré et les non précisés.

Nota : Les données sont provisoires en date du 12 juillet 1999.

Source : Citoyenneté et Immigration Canada, données non publiées.

qu'avec 125 500 immigrants économiques, l'année 1997 représentait un sommet jamais atteint pour cette catégorie. Quoique moins importantes, les catégories «famille» et «réfugié» ont, elles aussi, accusé des pertes au cours de la dernière année, passant de 60 000 à 50 900 arrivants (-15 %) et de 24 100 à 22 700 arrivants (-6 %) respectivement. ***La catégorie économique demeure toujours la plus importante puisqu'elle regroupe 55 % des immigrants.*** C'est encore la Colombie-Britannique qui, des trois principales provinces de destination, reçoit la plus grande part de ses immigrants de la catégorie économique, soit 59 % de son total, comparativement à 55 % pour l'Ontario et à 47 % pour le Québec (tableau 15).

Le point sur l'adoption internationale

L'adoption internationale a connu une progression importante au cours des années 1990. En 1998, on enregistre 2 223 enfants adoptés à l'étranger, comparativement à seulement 320 adoptions en 1991. Cette forte hausse résulte principalement de l'essor de l'adoption de petites Chinoises, puisque les enfants adoptés nés dans ce pays représentent 41 % de l'ensemble des enfants adoptés à l'étranger et que 99 % de ceux-ci sont des filles. Malgré un processus long et complexe qui peut entraîner plus d'un an d'attente, la Chine est devenue une source importante pour les familles désirant adopter un enfant (tableau 16). Entre 1991 et 1998, le nombre de Chinois adoptés est passé de 36 à 902 enfants. Mis à part la Chine, les principaux pays d'où proviennent les enfants adoptés sont l'Inde avec 177 enfants (8 %), la Russie avec 160 enfants (7 %) et Haïti avec 155 enfants (7 %).

Le phénomène de l'adoption internationale est beaucoup plus important dans les trois provinces les plus peuplées – le Québec, l'Ontario et la Colombie-Britannique – qu'ailleurs au pays. Les familles québécoises, en particulier, ont adopté 920 enfants de pays étrangers ce qui représente plus de 40 % de l'ensemble. Les familles ontariennes, pourtant plus nombreuses, en ont adopté un peu moins, soit 820 enfants. Le Québec se distingue particulièrement pour ce qui est de l'adoption d'enfants nés en Chine. Le rapport du nombre d'enfants adoptés à l'étranger à celui du nombre des naissances pour chaque région permet de mieux apprécier l'importance prise par le phénomène au Québec. Cet indice est, en effet, près de deux fois plus élevé pour cette province (12,2 enfants adoptés à l'étranger pour 1 000 naissances) que pour l'Ontario et la Colombie-Britannique, qui se partagent le deuxième rang avec des indices deux fois plus faibles.

Si le phénomène de l'adoption internationale prend de l'ampleur depuis le début des années 1990, il faut néanmoins reconnaître qu'il ne représente qu'une infime partie de l'ensemble de l'immigration. En fait, de tous les immigrants reçus au Canada en 1998, seulement 1,3 % sont des enfants adoptés à l'étranger.

Tableau 15. Nombre d'immigrants et répartition en pourcentage selon la province de destination et la catégorie, Canada, 1998

Province	Famille	Économique ¹	Réfugiés	Autres	Total
Nombre					
Terre-Neuve	72	219	116	11	418
Île-du-Prince-Édouard	11	54	58	5	128
Nouvelle-Écosse	234	1 601	235	6	2 076
Nouveau-Brunswick	158	425	162	13	758
Québec	6 897	12 463	6 190	824	26 374
Ontario	27 244	51 251	11 450	2 684	92 629
Manitoba	942	1 362	649	48	3 001
Saskatchewan	391	581	528	75	1 575
Alberta	3 760	5 792	1 266	372	11 190
Colombie-Britannique	11 090	21 103	2 007	1 604	35 804
Yukon	28	32	-	1	61
Territoires du Nord-Ouest ²	34	27	1	4	66
Non déclarée	11	44	4	4	63
Total	50 872	94 954	22 666	5 651	174 143
Répartition selon la province (en %)					
Terre-Neuve	0,1	0,2	0,5	0,2	0,2
Île-du-Prince-Édouard	0,0	0,1	0,3	0,1	0,1
Nouvelle-Écosse	0,5	1,7	1,0	0,1	1,2
Nouveau-Brunswick	0,3	0,4	0,7	0,2	0,4
Québec	13,6	13,1	27,3	14,6	15,1
Ontario	53,6	54,0	50,5	47,5	53,2
Manitoba	1,9	1,4	2,9	0,8	1,7
Saskatchewan	0,8	0,6	2,3	1,3	0,9
Alberta	7,4	6,1	5,6	6,6	6,4
Colombie-Britannique	21,8	22,2	8,9	28,4	20,6
Yukon	0,1	0,0	-	0,0	0,0
Territoires du Nord-Ouest ²	0,1	0,0	0,0	0,1	0,0
Non déclarée	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Répartition selon la catégorie (en %)					
Terre-Neuve	17,2	52,4	27,8	2,6	100,0
Île-du-Prince-Édouard	8,6	42,2	45,3	3,9	100,0
Nouvelle-Écosse	11,3	77,1	11,3	0,3	100,0
Nouveau-Brunswick	20,8	56,1	21,4	1,7	100,0
Québec	26,2	47,3	23,5	3,1	100,0
Ontario	29,4	55,3	12,4	2,9	100,0
Manitoba	31,4	45,4	21,6	1,6	100,0
Saskatchewan	24,8	36,9	33,5	4,8	100,0
Alberta	33,6	51,8	11,3	3,3	100,0
Colombie-Britannique	31,0	58,9	5,6	4,5	100,0
Yukon	45,9	52,5	-	1,6	100,0
Territoires du Nord-Ouest ²	51,5	40,9	1,5	6,1	100,0
Non déclarée	17,5	69,8	6,3	6,3	100,0
Total	29,2	54,5	13,0	3,2	100,0

¹ La catégorie du volet économique inclut les gens d'affaires et les travailleurs qualifiés.

² Nunavut inclus.

Source : Citoyenneté et Immigration Canada, données non publiées.

Tableau 16. Nombre d'enfants adoptés à l'étranger selon le pays de naissance et la région de destination, Canada, 1998

Pays	Atlantique	Québec	Ontario	Prairies	Colombie-Britannique	Total ¹	Pourcentage
Chine	24	497	289	39	52	902	40,6
Inde	0	5	93	22	57	177	8,0
Russie	8	51	81	4	16	160	7,2
Haiti	3	111	12	8	21	155	7,0
Roumanie	1	43	22	23	2	91	4,1
Jamaïque	0	0	81	2	2	85	3,8
Phillipines	4	8	32	18	17	80	3,6
Vietnam	1	61	12	2	3	79	3,6
États-Unis	1	2	33	8	34	78	3,5
Guatémala	1	14	39	3	13	70	3,1
Autres	2	128	127	29	60	346	15,6
Total	45	920	821	158	277	2 223	100,0
Pourcentage	2,0	41,4	36,9	7,1	12,5	100,0	-
Adoption internationale pour 1 000 naissances	1,9	12,2	6,1	2,4	6,2	6,4	-

¹ Le total inclut le Yukon, les Territoires du Nord-Ouest et le Nunavut.

Source : Citoyenneté et immigration Canada, données non publiées.

Conclusion

En 1998, le nombre d'immigrants internationaux a fortement diminué, subissant sa plus forte baisse en 40 ans. Cette chute du nombre d'immigrants a touché toutes les provinces, mais plus fortement les deux provinces les plus favorisées par l'immigration : l'Ontario et la Colombie-Britannique. Elle a aussi touché toutes les catégories d'immigrants, mais plus fortement la catégorie économique pourtant prioritaire au plan d'immigration. En effet, le Canada qui prévoyait accueillir entre 115 900 et 127 900 immigrants économiques en a accueilli seulement 95 000. Si presque toutes les régions d'origine ont subi des pertes, le nombre d'Asiatiques a diminué beaucoup plus fortement. En fait, tous ces constats sont reliés entre eux puisque l'Ontario et la Colombie-Britannique reçoivent traditionnellement plus d'immigrants asiatiques que les autres provinces et une plus forte proportion d'immigrants de la catégorie économique. D'autre part, la majorité des immigrants asiatiques, et plus particulièrement ceux originaires de Hong Kong, font partie de la catégorie économique.

Les données provisoires pour l'année 1999 laissent présager que le Canada pourrait éprouver de nouvelles difficultés à atteindre ses objectifs en matière d'immigration. Le plan annuel d'immigration de 1999 maintient les objectifs

de l'année précédente et situe le niveau prévu d'immigration entre 200 000 et 225 000 personnes¹⁷. Les données disponibles pour les cinq premiers mois de l'année 1999 sont comparables à celles des cinq premiers mois de 1998 et laissent plutôt entrevoir un nombre d'immigrants comparable à celui de 1998, soit environ 175 000 personnes.

¹⁷ Citoyenneté et Immigration Canada (1998). *Le Canada : Terre d'accueil, Plan en matière d'immigration pour 1999*, n° Ci1-1999 au catalogue, déposé en octobre 1998.

LES MIGRATION INTERNES

La comparaison (tableau 17) des soldes migratoires interprovinciaux de 1997 avec ceux du passé récent permet de dégager trois tendances importantes qui pourraient bien caractériser le système migratoire canadien des cinq dernières années de ce siècle :

1. à l'Est et dans les Prairies à l'exception de l'Alberta, la continuation, voire l'accélération, des pertes migratoires ;
2. au centre, un renversement du solde migratoire de l'Ontario qui devient positif pour la première fois depuis 1988 ; et
3. à l'ouest, la concrétisation d'un mouvement récent en faveur de l'Alberta, aux dépens de la Colombie-Britannique.

Le Québec et Terre-Neuve, les deux provinces présentant chaque année depuis 1994 les soldes négatifs les plus importants, sont aussi les plus représentatives de la première de ces tendances. *Les pertes migratoires du Québec dépassent les 10 000 personnes par année depuis 1994 et elles atteindraient 17 800 selon les estimations provisoires pour l'année 1997.* Bien sûr, le Québec est traditionnellement une province perdante dans ses échanges migratoires avec les autres provinces, mais l'ampleur des pertes récentes contraste avec celles des deux lustres précédents, plus favorables. Entre 1985 et 1993, le Québec n'a connu qu'une seule année avec un déficit migratoire surpassant les 10 000 personnes. La moyenne des pertes annuelles au cours de la période quinquennale 1985-1989 n'était que de 6 400 personnes par année. On ne peut certes pas parler d'hémorragie, la situation étant beaucoup moins inquiétante qu'en 1970 ou qu'en 1977, mais c'est certainement une source de préoccupation pour cette province dont le poids démographique au sein du Canada est en continuel déclin.

À *Terre-Neuve*, la situation est, tout compte fait, beaucoup plus dramatique. Cette province faiblement peuplée (554 400 habitants au 1^{er} juillet 1997) aurait perdu dans ses échanges avec les autres provinces 9 300 personnes en 1997. Alors que la population de Terre-Neuve n'est qu'un treizième de celle du Québec, ses pertes atteignent la moitié de celles de cette province. *Le nombre de sortants est particulièrement important puisqu'il atteint 17 400 personnes au cours de l'année* (tableau 19). *Cela se traduit par un taux de sortie interprovincial supérieur à 3 %, soit en légère augmentation par rapport à l'année précédente* (tableau A1, en annexe) *et poursuivant donc un mouvement à la hausse pour une cinquième année d'affilée.* À Terre-Neuve, comme ailleurs, ce sont les jeunes qui entrent sur le marché du travail qui montrent la plus forte propension à migrer. La

Tableau 17. Solde migratoire annuel des provinces et territoires, 1972-1997

Année	Terre-Neuve	Île-du-Prince-Édouard	Nouvelle-Écosse	Nouveau-Brunswick	Québec	Ontario	Manitoba	Saskatchewan	Alberta	Colombie-Britannique	Yukon et Territoires du Nord-Ouest	Nombre total de migrants interprovinciaux
1972	-189	858	2 845	241	-19 891	8 227	-7 735	-17 296	6 538	24 927	1 475	375 184
1973	-2 510	478	2 107	2 841	-14 730	-5 275	-2 200	-13 261	2 698	30 537	-685	433 992
1974	-618	1 386	1 576	4 192	-11 852	-22 163	-5 400	-4 835	14 810	22 655	249	421 336
1975	915	814	4 454	7 572	-12 340	-25 057	-4 134	6 555	23 463	-2 864	622	385 330
1976	-2 732	309	361	1 640	-20 801	-10 508	-3 655	3 819	34 215	-1 490	-1 158	376 970
1977	-4 009	614	-1 277	-886	-46 536	8 596	-3 789	384	32 344	15 507	-948	366 918
1978	-3 540	25	-1 109	-1 644	-33 424	415	-9 557	-3 701	31 987	20 698	-1 150	348 929
1979	-4 217	-225	-1 840	-2 219	-30 025	-15 317	-13 806	-3 510	39 212	33 241	-1 294	370 862
1980	-3 082	-1 082	-2 494	-4 165	-24 283	-34 919	-11 342	-4 382	46 933	40 165	-1 349	372 167
1981	-6 238	-783	-2 465	-4 766	-22 549	-19 665	-3 621	-520	40 243	21 565	-1 201	380 041
1982	261	-6	1 591	2 183	-28 169	19 614	1 498	1 743	3 961	-2 019	-657	322 634
1983	-1 092	799	3 861	2 296	-19 080	32 825	950	2 501	-26 246	4 029	-843	285 599
1984	-3 585	524	2 963	812	-10 943	36 691	-49	733	-30 591	3 505	-60	273 323
1985	-5 019	-13	-234	-1 559	-6 023	33 414	-1 755	-5 014	-9 568	-3 199	-1 030	281 275
1986	-4 682	-493	-739	-2 897	-3 020	42 916	-3 039	-7 020	-20 293	910	-1 643	302 352
1987	-4 374	301	-2 183	-1 762	-7 410	40 278	-4 751	-9 043	-27 595	17 618	-1 079	318 890
1988	-2 154	424	71	1 215	-7 003	14 898	-8 584	-16 338	-5 535	25 865	-429	323 685
1989	-2 606	-102	572	-21	-8 379	-1 205	-10 004	-18 589	3 366	37 367	-399	347 990
1990	-1 137	-273	-106	1 014	-9 567	-15 117	-8 613	-15 928	11 055	38 704	-32	332 637
1991	-1 084	-415	1 039	-79	-13 047	-9 978	-7 581	-9 499	5 511	34 572	561	315 420
1992	-2 563	232	355	-1 087	-9 785	-13 530	-6 417	-7 727	1 030	39 578	-86	309 261
1993	-3 397	532	-1 143	-492	-7 426	-12 771	-5 206	-4 543	-2 355	37 595	-794	283 297
1994	-6 204	694	-2 694	-505	-10 252	-4 527	-4 010	-3 958	-2 684	34 449	-309	286 370
1995	-6 566	368	-1 972	-931	-10 248	-1 764	-3 344	-3 190	4 251	23 414	-18	286 259
1996	-7 945	401	-1 064	-910	-15 358	-1 706	-3 738	-1 871	15 069	17 798	-676	283 999
1997	-9 279	-466	-3 355	-1 688	-17 789	5 149	-7 008	-3 288	33 834	5 554	-1 664	315 364
Total	-78 367	5 367	3 475	-2 347	-402 141	44 372	-129 882	-134 490	191 819	5 15 127	-12 933	8 700 084

Nota : Les Territoires du Nord-Ouest incluent le Nunavut.

Source : Statistique Canada, Division de la démographie, Section des estimations de population.

Tableau 18. Effectif annuel des migrants interprovinciaux à partir des fichiers de Revenu Canada (Impôt)

janvier à décembre 1996

Nombre total de migrants : 283 999

Province d'origine	Province de destination											
	T.-N.	Î.-P.-É.	N.-É.	N.-B.	QC	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.	Yukon	T.N.-O. ¹
Terre-Neuve	...	294	1 861	694	304	5 210	288	130	3 446	1 791	67	428
Île-du-Prince-Édouard	161	...	610	338	110	561	34	38	241	212	7	14
Nouvelle-Écosse	1 070	667	...	2 331	1 029	6 457	522	217	2 441	2 147	71	145
Nouveau-Brunswick	401	498	2 172	...	1 699	3 789	292	155	1 763	1 113	■	95
Québec	165	126	1 045	2 015	...	22 733	606	249	3 716	5 353	78	120
Ontario	2 971	728	5 797	3 494	13 423	...	4 289	2 003	13 231	22 121	158	476
Manitoba	112	58	490	239	503	4 771	...	2 491	4 967	4 273	70	125
Saskatchewan	22	23	266	111	319	2 192	2 296	...	9 552	3 626	91	155
Alberta	748	120	1 560	877	1 202	8 926	3 027	7 677	...	20 752	482	765
Colombie-Britannique	751	200	2 036	901	2 077	11 723	2 736	3 413	19 927	...	749	417
Yukon	22	■	16	15	30	148	41	69	477	824	...	49
Territoires du Nord-Ouest ¹	145	13	180	52	152	475	230	340	1 444	516	133	...
Total des entrants	6 568	2 727	16 033	11 067	20 848	66 985	14 361	16 782	61 205	62 728	1 906	2 789
Total des sortants	14 513	2 326	17 097	11 977	36 206	68 691	18 099	18 653	46 136	44 930	1 691	3 680
Solde migratoire	-7 945	401	-1 064	-910	-15 358	-1 706	-3 738	-1 871	15 069	17 798	215	-891

¹ Nunavut inclus.

Source : Statistique Canada, Division de la démographie, Section des estimations de population.

Tableau 19. Effectif annuel des migrants interprovinciaux à partir des fichiers de Revenu Canada (Impôt) et les fichiers de prestations fiscales pour enfants janvier à décembre 1997

Nombre total de migrants : 315 364

Province d'origine	Province de destination											
	T.-N.	Î.-P.-É.	N.-É.	N.-B.	QC	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.	Yukon	T.N.-O. ¹
Terre-Neuve	...	191	2 114	836	359	5 989	252	292	5 639	1 391	69	270
Île-du-Prince-Édouard	169	...	649	461	86	802	70	36	619	192	3	10
Nouvelle-Écosse	1 323	613	...	2 692	1 056	6 994	458	377	3 910	2 548	37	104
Nouveau-Brunswick	619	421	2 768	...	2 039	4 542	278	183	2 723	1 335	17	21
Québec	267	114	1 100	2 742	...	26 418	673	304	4 024	5 316	46	129
Ontario	3 347	814	5 856	4 112	15 100	...	4 601	1 945	14 451	19 966	180	505
Manitoba	175	58	461	305	489	5 157	...	3 168	6 375	4 753	66	325
Saskatchewan	110	7	200	77	259	1 911	2 055	...	12 431	3 715	70	219
Alberta	999	185	1 701	1 006	1 240	9 589	2 890	7 871	...	18 642	361	901
Colombie-Britannique	908	176	1 650	857	2 507	13 974	2 789	3 196	26 565	...	792	321
Yukon	45	8	39	35	58	173	42	91	730	908	...	63
Territoires du Nord-Ouest ¹	161	44	219	135	151	477	216	303	1 752	523	118	...
Total des entrants	8 123	2 631	16 757	13 258	23 344	76 026	14 324	17 766	79 219	59 289	1 759	2 868
Total des sortants	17 402	3 097	20 112	14 946	41 133	70 877	21 332	21 054	45 385	53 735	2 192	4 099
Solde migratoire	-9 279	-466	-3 355	-1 688	-17 789	5 149	-7 008	-3 288	33 834	5 554	-433	-1 231

¹ Nunavut inclus.

Source : Statistique Canada, Division de la démographie, Section des estimations de population.

construction et l'exploitation de la plate-forme de forage Hibernia ainsi que les programmes d'aide financière aux pêcheurs victimes du moratoire de la pêche aux poissons des Grands Bancs de Terre-Neuve n'auront pas suffi à empêcher l'exode de la population de cette région. Un renversement de cette tendance migratoire semble peu probable à court terme, mais la situation ne peut guère s'aggraver, la population à risque de migrer diminuant d'année en année. Les autres provinces atlantiques présentent, elles aussi, des soldes migratoires négatifs pour l'année 1997, mais leurs taux de sortie sont de l'ordre de 2 % et donc comparables à ceux observés dans plusieurs autres provinces canadiennes.

Un rapide calcul permet d'illustrer l'effet de la migration interne sur certains segments de la population terre-neuvienne. Le tableau 20 présente le rapport des effectifs de différentes générations récentes à 15 ans, et 10 ans plus tard lorsque ces mêmes personnes ont atteint l'âge de 25 ans. La situation de Terre-Neuve est comparée à celle de la Colombie-Britannique qui connaît au cours de la période une forte croissance démographique. Ces rapports d'effectifs résultent non seulement de l'effet de la migration interne et internationale, mais aussi de la mortalité. Terre-Neuve est relativement peu touchée par l'immigration internationale et la mortalité est relativement faible à ces âges, aussi c'est surtout l'effet de la forte propension des jeunes à quitter cette province que résume cet indicateur. On peut percevoir la détérioration continue de la conjoncture démographique depuis le début de cette décennie dans l'évolution des rapports d'effectifs. Les rapports d'effectifs sont tous inférieurs à l'unité! S'établissant à environ 0,80 au début de la période analysée, ce rapport se maintient aux alentours de 0,75 jusqu'en 1993 pour rapidement chuter par la suite et atteindre 0,67 pour la dernière génération étudiée. Exprimé en mots, ***un tel rapport signifie qu'en moyenne pour chaque 100 personnes qu'un individu pouvait connaître au moment où il terminait ses études secondaires, le tiers de celles-ci aurait quitté la province 10 ans plus tard.*** Pour la Colombie-Britannique, au contraire, les rapports d'effectifs sont tous supérieurs à l'unité, reflet de la forte croissance résultant de soldes migratoires largement positifs tant au titre de la migration interne qu'à celui de la migration internationale.

Après huit années de soldes négatifs, l'Ontario présente, en 1997, son premier solde positif dans ses échanges avec les autres provinces. Le gain de quelque 5 100 personnes résulte d'une hausse importante du nombre d'entrants alors que le nombre de sortants se maintient. L'analyse détaillée des flux d'entrants et de sortants de cette province ne permet pas d'annoncer, pour autant, une nouvelle tendance. Les deux principaux flux migratoires qui alimentent ce renversement sont, par rapport à l'année précédente (tableau 18), une augmentation des entrées en provenance du Québec et une diminution des sorties en direction de la Colombie-Britannique, tous les autres flux en provenance ou en direction des autres provinces ne subissant que des variations mineures. Il semble donc que, pour l'instant, le renversement du solde

Tableau 20. Rapport d'effectifs dans les générations, Terre-Neuve et Colombie-Britannique, 1981-1998

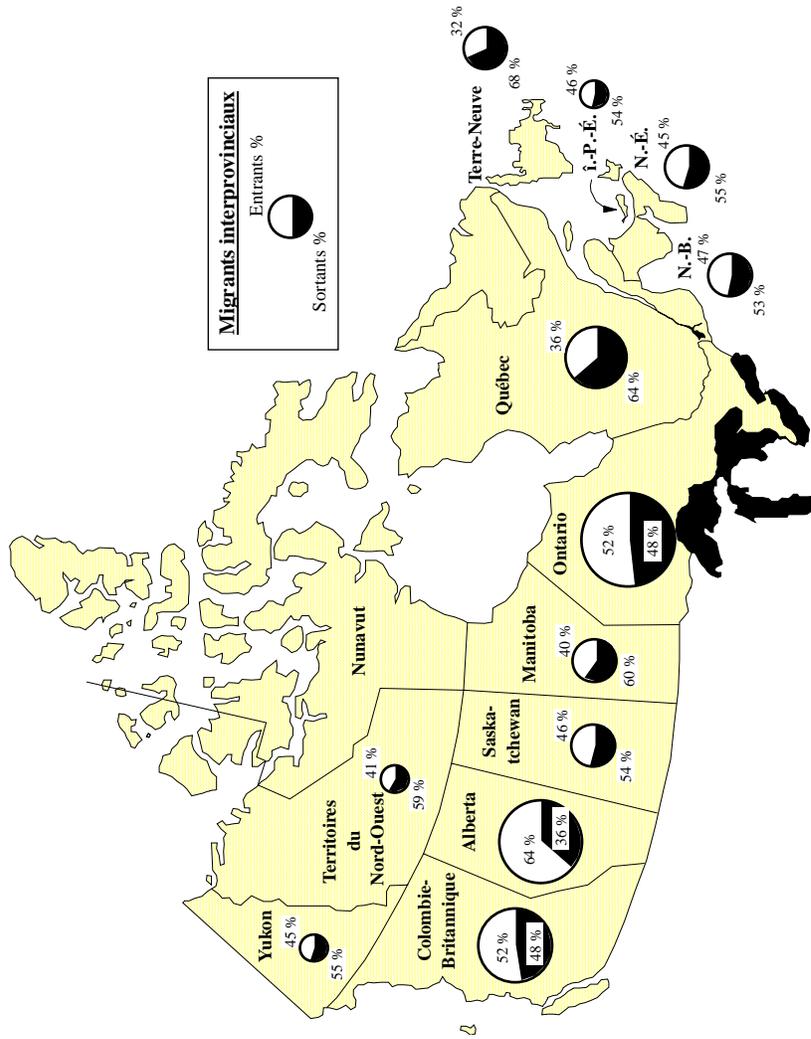
Année	Terre-Neuve			Colombie-Britannique		
	Population âgée de 15 ans 10 ans auparavant	Population âgée de 25 ans	Rapport d'effectifs	Population âgée de 15 ans 10 ans auparavant	Population âgée de 25 ans	Rapport d'effectifs
1981	6 500	5 100	0,79	22 400	26 900	1,20
1982	6 400	5 000	0,78	22 400	27 100	1,21
1983	6 400	5 000	0,78	23 600	27 500	1,17
1984	6 600	5 000	0,77	24 100	27 600	1,14
1985	6 800	5 100	0,75	25 400	27 800	1,09
1986	7 000	5 000	0,72	25 500	27 400	1,08
1987	6 600	5 000	0,76	24 900	27 500	1,11
1988	6 600	4 900	0,75	25 500	28 200	1,11
1989	6 900	5 000	0,72	25 000	27 800	1,12
1990	7 000	5 000	0,71	24 200	27 100	1,12
1991	6 800	4 900	0,72	22 600	25 600	1,13
1992	6 300	4 700	0,75	21 600	25 400	1,17
1993	6 300	4 700	0,75	21 500	26 400	1,23
1994	6 300	4 600	0,73	22 300	28 100	1,26
1995	6 200	4 400	0,71	22 900	29 600	1,29
1996	6 200	4 300	0,69	22 400	30 100	1,34
1997	6 100	4 200	0,69	20 800	28 300	1,36
1998	5 800	3 900	0,67	20 600	27 500	1,34

Source : Statistique Canada, Division de la démographie, Section des estimations de population.

migratoire de l'Ontario résulte de phénomènes externes à la province : le déclin de l'attrait de la Colombie-Britannique, résultant du ralentissement de l'économie de cette province plus touchée que les autres par la dépression asiatique, et l'augmentation des sorties québécoises vers l'Ontario. Les sorties vers la Colombie-Britannique pourraient augmenter avec une reprise de l'économie de cette province. Les différences grandissantes en matière d'imposition pourraient continuer à favoriser les mouvements de Québécois en direction de l'Ontario. Il n'est donc pas assuré que ce renversement annonce le début d'une nouvelle période très favorable à l'Ontario où elle sortirait fortement gagnante du jeu migratoire canadien comme ce fut le cas à la fin des années 1980.

Amorcé l'année précédente, voire à la fin de 1995, un véritable renversement prend forme en 1997 dans les échanges entre les deux provinces les plus à l'Ouest. *L'analyse des flux migratoires pour l'année 1997 révèle pour la première fois depuis 1985-1986 un solde favorable à l'Alberta dans ses échanges avec sa voisine occidentale.* La croissance économique albertaine a amené un grand nombre de personnes à la recherche d'un emploi à opter pour cette destination. En 1997, l'Alberta présente un solde positif dans ses échanges avec chacune des neuf autres provinces, et le nombre d'entrants y aurait augmenté de quelque 18 000 personnes alors que le nombre

Figure 13. Représentation géographique de la migration interprovinciale au Canada, 1997



Source : Statistique Canada, Division de la démographie, Section des estimations de population.

de sortants diminuait légèrement. L'essor de cette province est responsable en bonne partie des pertes subies par les deux autres provinces des Prairies. La Saskatchewan, en particulier, dont le solde avec toutes les autres provinces plus à l'est est positif, accuse des pertes de 4 600 personnes dans ses échanges avec sa voisine albertaine. Les données provisoires obtenues à partir des fichiers de prestations fiscales pour enfants (données non présentées) permettent d'affirmer que l'attrait de cette province se maintient.

À l'opposé, *l'attrait qu'exerçait la Colombie-Britannique sur les sortants de toutes les provinces depuis une décennie s'est considérablement amenuisé en 1997*. Avec un gain de 5 600 personnes au cours de l'année, le solde de cette province demeure positif, mais ce gain est bien plus faible que ceux observés auparavant. Au cours de la décennie qui a précédé, cette province enregistrait des soldes positifs dépassant, en moyenne, les 30 000 personnes par an. Il n'en demeure pas moins que la Colombie-Britannique conserve une place enviable dans les échanges migratoires canadiens puisque son solde migratoire avec toutes les autres provinces, à l'exception de l'Alberta, demeure encore positif en 1997.

L'analyse des soldes migratoires peut masquer certains aspects de la migration interne mis en relief à la figure 13. Sur cette carte géographique représentant les provinces du Canada, le nombre total de migrants interprovinciaux (entrants et sortants) est représenté pour chaque province par la surface de chacun des cercles. Chacune de ces surfaces est par la suite répartie en deux sections représentant la proportion d'entrants (partie blanche) et de sortants (partie noire). L'importance de la place prise par l'Ontario dans le système migratoire canadien ressort clairement. *Véritable plaque tournante du système migratoire canadien, l'Ontario est l'origine ou la destination de près de la moitié (46,6 %) de l'ensemble des migrants interprovinciaux (76 000 entrants et 70 900 sortants pour un total de 146 900 migrants)*. Près du quart des entrants provient de cette province ; de même, près du quart des sortants de l'ensemble des autres provinces se dirige vers celle-ci, mais les deux flux s'annulent, produisant un solde migratoire pratiquement nul. À l'opposé, le Québec, qui compte près du quart de la population canadienne, est représenté par un cercle beaucoup plus petit que ceux de l'Alberta et de la Colombie-Britannique, des provinces beaucoup moins peuplées. C'est que la barrière linguistique joue dans les deux directions, réduisant le nombre de migrants entrant au Québec en provenance des autres provinces à majorité anglophone tout comme les possibilités de migrer des Québécois unilingues francophones vers le reste du Canada.

Annexes

Tableau A1. Population au 1^{er} janvier et composantes de la croissance démographique des provinces et territoires, 1972-1999

TERRE-NEUVE

NOMBRES (en milliers)

Année	Population au 1 ^{er} janvier	Accroissement			Naissances	Décès	Immigration	Émigration	Canadiens de retour	Résidents non permanents (solde)	Migration interprovinciale			Résidu ¹
		Total	Naturel	Migratoire							Entrants	Sortants	Solde	
1972	535,9	7,5	9,5	0,4	12,9	3,3	0,7	0,4	0,3	0,0	11,2	11,4	-0,2	-2,4
1973	543,4	4,4	8,5	-1,7	11,9	3,4	1,0	0,5	0,3	0,1	13,0	15,5	-2,5	-2,4
1974	547,8	4,7	7,0	0,1	10,2	3,3	1,0	0,5	0,2	0,0	12,4	13,0	-0,6	-2,4
1975	552,5	7,5	8,0	1,9	11,2	3,2	1,1	0,5	0,2	0,1	12,3	11,4	0,9	-2,4
1976	559,9	4,0	7,8	-2,2	11,1	3,3	0,7	0,4	0,2	0,0	9,7	12,4	-2,7	-1,6
1977	563,9	2,6	7,3	-3,6	10,4	3,1	0,6	0,4	0,2	0,0	8,1	12,2	-4,0	-1,1
1978	566,5	2,0	6,4	-3,4	9,5	3,1	0,4	0,4	0,2	0,0	8,1	11,7	-3,5	-1,1
1979	568,4	2,2	7,0	-3,7	10,2	3,1	0,6	0,4	0,2	0,1	8,9	13,1	-4,2	-1,1
1980	570,7	3,4	7,0	-2,5	10,3	3,3	0,6	0,3	0,2	0,1	9,3	12,4	-3,1	-1,1
1981	574,1	-0,6	6,9	-5,9	10,1	3,2	0,5	0,3	0,2	0,1	8,5	14,8	-6,2	-1,7
1982	573,5	4,2	5,8	0,5	9,2	3,4	0,4	0,5	0,2	0,1	10,6	10,3	0,3	-2,1
1983	577,7	2,0	5,4	-1,3	8,9	3,5	0,3	0,5	0,2	-0,2	7,6	8,7	-1,1	-2,1
1984	579,7	-0,5	5,0	-3,4	8,6	3,5	0,3	0,4	0,2	0,1	5,7	9,3	-3,6	-2,1
1985	579,2	-2,0	4,9	-4,9	8,5	3,6	0,3	0,4	0,2	0,0	6,0	11,0	-5,0	-2,1
1986	577,2	-1,6	4,6	-4,5	8,1	3,5	0,3	0,5	0,2	0,2	7,7	12,4	-4,7	-1,7
1987	575,6	-1,0	4,1	-3,8	7,8	3,6	0,5	0,4	0,2	0,3	8,4	12,8	-4,4	-1,3
1988	574,6	1,1	3,9	-1,5	7,5	3,6	0,4	0,2	0,2	0,3	10,0	12,2	-2,2	-1,3
1989	575,7	0,9	4,0	-1,8	7,8	3,7	0,5	0,2	0,1	0,4	10,1	12,7	-2,6	-1,3
1990	576,5	1,7	3,7	-0,7	7,6	3,9	0,5	0,2	0,1	-0,1	10,2	11,4	-1,1	-1,3
1991	578,2	1,2	3,4	-0,6	7,2	3,8	0,6	0,3	0,1	0,0	9,9	10,9	-1,1	-1,6
1992	579,4	1,6	3,1	0,2	6,9	3,8	0,8	0,3	0,1	2,1	8,1	10,7	-2,6	-1,8
1993	581,0	-3,6	2,5	-4,3	6,4	3,9	0,8	0,3	0,1	-1,6	6,9	10,3	-3,4	-1,8
1994	577,4	-6,4	2,3	-6,9	6,3	4,1	0,6	0,3	0,1	-1,2	6,3	12,5	-6,2	-1,8
1995	571,0	-6,7	1,9	-6,9	5,9	3,9	0,6	0,3	0,1	-0,8	7,0	13,5	-6,6	-1,8
1996	564,3	-6,8	1,8	-7,9	5,7	3,9	0,6	0,3	0,1	-0,4	6,6	14,5	-7,9	-0,7
1997 PR	557,5	-8,0	1,1	-9,1	5,4	4,3	0,4	0,3	0,1	-0,1	8,1	17,4	-9,3	...
1998 PR	549,4	-8,0	0,8	-8,8	5,1	4,3	0,4	0,3	0,1	0,0	10,0	19,1	-9,2	...
1999 PP	541,4

TAUX (pour 1 000)

Année	Population au 1 ^{er} janvier (en milliers)	Accroissement			Natalité	Mortalité	Immigration	Émigration	Canadiens de retour	Résidents non permanents (solde)	Migration interprovinciale		
		Total	Naturel	Migratoire							Entrants	Sortants	Solde
1972	535,9	13,91	17,70	0,66	23,90	6,21	1,27	0,78	0,47	0,06	20,72	21,07	-0,35
1973	543,4	8,02	15,58	-3,16	21,82	6,24	1,80	0,96	0,46	0,13	23,85	28,45	-4,60
1974	547,8	8,52	12,63	0,25	18,61	5,97	1,88	0,94	0,44	-0,01	22,50	23,62	-1,12
1975	552,5	13,42	14,37	3,36	20,16	5,79	1,99	0,84	0,44	0,13	22,20	20,56	1,65
1976	559,9	7,08	13,89	-3,93	19,81	5,91	1,29	0,76	0,42	-0,02	17,28	22,14	-4,86
1977	563,9	4,58	12,86	-6,41	18,42	5,55	1,03	0,71	0,38	-0,01	14,41	21,51	-7,09
1978	566,5	3,46	11,30	-5,96	16,79	5,49	0,66	0,72	0,37	-0,02	14,36	20,59	-6,24
1979	568,4	3,92	12,35	-6,56	17,86	5,51	0,97	0,62	0,35	0,14	15,66	23,07	-7,40
1980	570,7	5,98	12,21	-4,37	18,05	5,84	0,96	0,50	0,31	0,24	16,19	21,58	-5,38
1981	574,1	-1,13	12,03	-10,27	17,65	5,63	0,84	0,61	0,28	0,09	14,89	25,76	-10,87
1982	573,5	7,38	10,06	0,95	15,94	5,88	0,71	0,82	0,39	0,22	18,40	17,94	0,45
1983	577,7	3,51	9,38	-2,27	15,43	6,04	0,48	0,88	0,36	-0,34	13,08	14,97	-1,89
1984	579,7	-0,84	8,70	-5,94	14,77	6,07	0,52	0,73	0,29	0,17	9,84	16,03	-6,19
1985	579,2	-3,51	8,55	-8,45	14,70	6,15	0,56	0,76	0,38	0,05	10,31	18,99	-8,68
1986	577,2	-2,77	7,91	-7,82	14,05	6,14	0,48	0,87	0,39	0,31	13,36	21,48	-8,12
1987	575,6	-1,76	7,20	-6,63	13,51	6,31	0,80	0,63	0,36	0,45	14,69	22,29	-7,61
1988	574,6	1,84	6,77	-2,61	13,02	6,24	0,71	0,41	0,31	0,53	17,43	21,18	-3,75
1989	575,7	1,52	7,02	-3,17	13,47	6,45	0,81	0,35	0,25	0,63	17,51	22,03	-4,52
1990	576,5	2,89	6,44	-1,23	13,17	6,73	0,95	0,34	0,22	-0,09	17,75	19,72	-1,97
1991	578,2	2,08	5,82	-1,01	12,38	6,56	1,11	0,54	0,23	0,08	17,02	18,89	-1,87
1992	579,4	2,69	5,38	0,34	11,92	6,55	1,36	0,46	0,25	3,61	14,04	18,46	-4,42
1993	581,0	-6,15	4,37	-7,49	11,09	6,72	1,39	0,45	0,23	-2,81	11,87	17,74	-5,87
1994	577,4	-11,12	3,98	-12,05	11,04	7,05	0,99	0,46	0,24	-2,02	10,97	21,78	-10,80
1995	571,0	-11,83	3,39	-12,13	10,32	6,93	1,06	0,48	0,24	-1,39	12,26	23,83	-11,57
1996	564,3	-12,21	3,24	-14,15	10,25	7,00	1,04	0,50	0,25	-0,77	11,71	25,88	-14,17
1997 PR	557,5	-14,50	1,98	-16,48	9,78	7,81	0,72	0,53	0,25	-0,16	14,68	31,44	-16,77
1998 PR	549,4	-14,75	1,46	-16,20	9,42	7,97	0,78	0,54	0,25	0,09	18,28	35,07	-16,79
1999 PP	541,4

Voir notes à la fin du tableau 1.

Tableau A1. Population au 1^{er} janvier et composantes de la croissance démographique des provinces et territoires, 1972-1999
ÎLE-DU-PRINCE-ÉDOUARD
NOMBRES (en milliers)

Année	Population au 1 ^{er} janvier	Accroissement			Naissances	Décès	Immigration	Émigration	Canadiens de retour	Résidents non permanents (solde)	Migration interprovinciale			Résidu ¹
		Total	Naturel	Migratoire							Entrants	Sortants	Solde	
1972	113,0	1,3	1,0	1,0	2,0	1,1	0,2	0,1	0,1	0,0	4,2	3,4	0,9	-0,6
1973	114,3	0,9	0,9	0,7	1,9	1,0	0,3	0,1	0,1	0,0	4,8	4,3	0,5	-0,6
1974	115,2	1,8	0,9	1,6	1,9	1,1	0,3	0,1	0,1	0,0	5,2	3,8	1,4	-0,6
1975	117,0	1,2	0,9	1,0	1,9	1,1	0,2	0,1	0,1	0,0	4,6	3,8	0,8	-0,6
1976	118,3	1,1	0,8	0,5	1,9	1,1	0,2	0,1	0,1	0,0	4,3	4,0	0,3	-0,2
1977	119,4	1,7	0,9	0,8	2,0	1,0	0,2	0,1	0,1	0,0	3,9	3,3	0,6	0,0
1978	121,1	1,2	1,0	0,1	2,0	1,0	0,1	0,1	0,1	0,0	3,5	3,5	0,0	0,0
1979	122,3	1,0	0,9	0,0	1,9	1,0	0,3	0,1	0,1	0,0	3,4	3,6	-0,2	0,0
1980	123,3	0,1	0,9	-0,9	2,0	1,0	0,2	0,1	0,0	0,0	3,0	4,1	-1,1	0,0
1981	123,3	0,2	0,9	-0,7	1,9	1,0	0,1	0,1	0,1	0,0	3,5	4,3	-0,8	0,0
1982	123,5	0,9	0,9	0,1	1,9	1,0	0,2	0,1	0,1	0,0	3,4	3,4	0,0	-0,1
1983	124,5	1,6	0,9	0,9	1,9	1,1	0,1	0,1	0,0	0,0	3,3	2,5	0,8	-0,1
1984	126,1	1,3	0,8	0,6	2,0	1,1	0,1	0,1	0,0	0,0	3,1	2,5	0,5	-0,1
1985	127,4	0,9	0,9	0,1	2,0	1,1	0,1	0,1	0,0	0,0	2,8	2,8	0,0	-0,1
1986	128,3	0,1	0,8	-0,3	1,9	1,1	0,2	0,1	0,0	0,1	2,5	3,0	-0,5	-0,4
1987	128,4	0,7	0,8	0,5	2,0	1,1	0,2	0,0	0,0	0,0	3,1	2,8	0,3	-0,6
1988	129,1	0,9	0,9	0,6	2,0	1,1	0,2	0,1	0,0	0,0	3,5	3,1	0,4	-0,6
1989	130,0	0,3	0,8	0,1	1,9	1,1	0,2	0,1	0,0	0,0	3,3	3,4	-0,1	-0,6
1990	130,3	0,2	0,9	-0,1	2,0	1,1	0,2	0,0	0,0	0,0	2,8	3,1	-0,3	-0,6
1991	130,5	0,1	0,7	-0,3	1,9	1,2	0,2	0,1	0,0	0,0	2,9	3,3	-0,4	-0,2
1992	130,6	1,1	0,7	0,3	1,9	1,1	0,2	0,1	0,0	0,0	2,8	2,6	0,2	0,0
1993	131,7	1,3	0,6	0,7	1,8	1,1	0,2	0,1	0,0	0,0	2,5	1,9	0,5	0,0
1994	133,0	1,4	0,6	0,8	1,7	1,1	0,2	0,1	0,0	0,0	2,7	2,0	0,7	0,0
1995	134,4	1,1	0,6	0,6	1,8	1,2	0,2	0,1	0,0	0,1	2,6	2,2	0,4	0,0
1996	135,5	1,0	0,4	0,6	1,7	1,3	0,2	0,1	0,0	0,1	2,7	2,3	0,4	0,0
1997 PR	136,5	0,1	0,6	-0,5	1,6	1,0	0,1	0,1	0,0	-0,1	2,6	3,1	-0,5	...
1998 PR	136,6	0,2	0,4	-0,2	1,6	1,2	0,1	0,1	0,0	0,0	3,0	3,2	-0,3	...
1999 PP	136,9

TAUX (pour 1 000)

Année	Population au 1 ^{er} janvier (en milliers)	Accroissement			Natalité	Mortalité	Immigration	Émigration	Canadiens de retour	Résidents non permanents (solde)	Migration interprovinciale		
		Total	Naturel	Migratoire							Entrants	Sortants	Solde
1972	113,0	11,56	8,43	8,77	17,69	9,26	1,54	0,92	0,56	0,03	37,36	29,81	7,55
1973	114,3	7,96	7,55	6,00	16,44	8,89	2,38	1,11	0,52	0,03	41,96	37,79	4,17
1974	115,2	15,86	7,33	14,05	16,70	9,37	2,68	1,09	0,51	0,01	44,46	32,52	11,94
1975	117,0	10,47	7,40	8,52	16,39	8,98	2,00	0,94	0,49	0,05	39,19	32,27	6,92
1976	118,3	9,33	7,12	4,21	16,34	9,22	1,98	0,85	0,49	-0,01	36,25	33,65	2,60
1977	119,4	14,42	7,68	6,34	16,38	8,70	1,60	0,80	0,43	0,00	32,30	27,20	5,11
1978	121,1	9,57	8,14	1,02	16,31	8,17	1,19	0,82	0,44	0,00	28,62	28,42	0,21
1979	122,3	8,11	7,43	0,29	15,75	8,32	2,35	0,70	0,42	0,05	27,65	29,48	-1,83
1980	123,3	0,49	7,49	-7,40	15,88	8,39	1,53	0,57	0,33	0,08	24,58	33,36	-8,78
1981	123,3	1,74	7,33	-5,29	15,37	8,04	1,04	0,69	0,41	0,30	28,12	34,46	-6,34
1982	123,5	7,52	7,61	0,70	15,52	7,90	1,33	0,76	0,48	-0,30	27,09	27,14	-0,05
1983	124,5	12,87	6,84	6,81	15,22	8,38	0,84	0,89	0,38	0,10	26,17	19,80	6,38
1984	126,1	10,38	6,67	4,48	15,42	8,75	0,86	0,72	0,34	-0,13	24,23	20,10	4,13
1985	127,4	6,70	7,02	0,45	15,71	8,68	0,88	0,67	0,34	0,00	22,13	22,23	-0,10
1986	128,3	1,05	6,29	-2,28	15,02	8,74	1,31	0,56	0,34	0,48	19,45	23,29	-3,84
1987	128,4	5,68	6,52	3,68	15,18	8,67	1,23	0,29	0,19	0,20	23,96	21,62	2,34
1988	129,1	6,71	6,68	4,52	15,26	8,58	1,18	0,49	0,37	0,19	26,86	23,59	3,27
1989	130,0	2,46	6,52	0,41	14,88	8,37	1,22	0,50	0,23	0,25	25,69	26,48	-0,78
1990	130,3	1,30	6,68	-0,92	15,44	8,77	1,35	0,25	0,11	-0,03	21,73	23,82	-2,09
1991	130,5	0,93	5,34	-2,50	14,44	9,10	1,15	0,78	0,32	-0,02	22,12	25,30	-3,18
1992	130,6	8,17	5,61	2,65	14,11	8,49	1,15	0,65	0,27	0,11	21,57	19,80	1,77
1993	131,7	9,76	4,60	5,25	13,26	8,65	1,24	0,53	0,29	0,23	18,57	14,55	4,02
1994	133,0	10,62	4,50	6,21	12,84	8,33	1,20	0,55	0,28	0,10	20,17	14,98	5,19
1995	134,4	8,49	4,45	4,13	13,00	8,54	1,19	0,56	0,28	0,49	18,96	16,23	2,73
1996	135,5	7,32	3,13	4,23	12,45	9,32	1,12	0,55	0,26	0,44	20,05	17,10	2,95
1997 PR	136,5	0,70	4,10	-3,40	11,64	7,54	1,09	0,56	0,27	-0,78	19,26	22,68	-3,41
1998 PR	136,6	1,78	2,96	-1,18	11,44	8,48	0,94	0,53	0,27	0,23	21,61	23,70	-2,09
1999 PP	136,9

Voir notes à la fin du tableau 1.

Tableau A1. Population au 1^{er} janvier et composantes de la croissance démographique des provinces et territoires, 1972-1999
NOUVELLE-ÉCOSSE
NOMBRES (en milliers)

Année	Population au 1 ^{er} janvier	Accroissement			Naissances	Décès	Immigration	Émigration	Canadiens de retour	Résidents non permanents (solde)	Migration interprovinciale			Résidu ¹
		Total	Naturel	Migratoire							Entrants	Sortants	Solde	
1972	800,5	8,1	6,6	4,5	13,5	6,9	1,9	0,6	0,4	0,0	22,7	19,9	2,8	-3,0
1973	808,6	7,7	6,4	4,4	13,3	6,9	2,5	0,7	0,4	0,1	26,3	24,1	2,1	-3,0
1974	816,4	6,7	6,0	3,7	12,9	6,9	2,6	0,7	0,3	-0,1	27,2	25,6	1,6	-3,0
1975	823,1	9,7	6,3	6,4	13,1	6,8	2,1	0,7	0,3	0,1	25,6	21,1	4,5	-3,0
1976	832,8	5,8	5,9	2,0	12,8	7,0	1,9	0,6	0,3	-0,1	23,0	22,6	0,4	-2,0
1977	838,6	4,1	5,4	0,0	12,4	7,0	1,6	0,6	0,3	-0,1	19,9	21,2	-1,3	-1,3
1978	842,6	4,8	5,7	0,5	12,5	6,9	1,0	0,6	0,3	-0,1	19,5	19,6	-0,1	-1,3
1979	847,5	3,6	5,6	-0,6	12,4	6,8	1,3	0,5	0,3	0,1	18,4	20,3	-1,8	-1,3
1980	851,1	3,2	5,4	-0,8	12,4	7,0	1,6	0,4	0,3	0,2	18,5	21,0	-2,5	-1,3
1981	854,3	3,3	5,1	-0,8	12,1	7,0	1,4	0,5	0,3	0,6	19,3	21,7	-2,5	-1,0
1982	857,7	7,3	5,4	2,8	12,3	6,9	1,3	0,4	0,2	0,2	18,8	17,3	1,6	-0,8
1983	865,0	9,2	5,4	4,6	12,4	7,0	0,8	0,5	0,2	0,2	18,3	14,5	3,9	-0,8
1984	874,2	8,5	5,5	3,8	12,4	6,9	1,0	0,4	0,2	0,0	17,3	14,4	3,0	-0,8
1985	882,7	4,6	5,1	0,2	12,5	7,3	1,0	0,5	0,2	-0,2	16,7	16,9	-0,2	-0,8
1986	887,2	4,3	5,1	0,1	12,4	7,3	1,1	0,5	0,2	0,0	17,1	17,8	-0,7	-0,9
1987	891,5	3,1	5,0	-0,9	12,1	7,1	1,2	0,5	0,3	0,3	17,6	19,8	-2,2	-1,0
1988	894,6	5,8	4,8	2,0	12,2	7,4	1,3	0,4	0,2	0,8	19,2	19,1	0,1	-1,0
1989	900,4	6,5	5,0	2,5	12,5	7,5	1,5	0,5	0,2	0,7	20,4	19,8	0,6	-1,0
1990	907,0	5,4	5,5	0,8	12,9	7,4	1,6	0,7	0,2	-0,2	18,6	18,7	-0,1	-1,0
1991	912,3	5,0	4,8	1,6	12,0	7,3	1,5	1,0	0,3	-0,3	19,0	17,9	1,0	-1,4
1992	917,3	4,7	4,3	2,1	11,9	7,5	2,4	0,8	0,4	-0,2	18,1	17,8	0,4	-1,7
1993	922,0	3,5	4,0	1,2	11,6	7,6	3,0	0,8	0,4	-0,2	15,5	16,7	-1,1	-1,7
1994	925,5	1,5	3,3	-0,1	11,1	7,8	3,5	0,8	0,4	-0,4	15,1	17,8	-2,7	-1,7
1995	927,1	2,6	3,0	1,3	10,7	7,7	3,8	0,9	0,4	-0,1	15,4	17,4	-2,0	-1,7
1996	929,6	3,7	2,8	1,6	10,6	7,8	3,2	0,9	0,4	-0,1	16,0	17,1	-1,1	-0,7
1997 PR	933,4	1,4	1,9	-0,5	10,0	8,0	3,1	0,9	0,4	0,3	16,8	20,1	-3,4	...
1998 PR	934,8	0,8	1,6	-0,8	9,8	8,2	2,1	0,9	0,4	0,3	16,8	19,4	-2,7	...
1999 PP	935,6

TAUX (pour 1 000)

Année	Population au 1 ^{er} janvier (en milliers)	Accroissement			Natalité	Mortalité	Immigration	Émigration	Canadiens de retour	Résidents non permanents (solde)	Migration interprovinciale		
		Total	Naturel	Migratoire							Entrants	Sortants	Solde
1972	800,5	10,07	8,24	5,61	16,82	8,58	2,33	0,73	0,44	0,05	28,21	24,67	3,54
1973	808,6	9,52	7,83	5,44	16,36	8,53	3,14	0,90	0,44	0,17	32,31	29,72	2,59
1974	816,4	8,21	7,37	4,55	15,79	8,42	3,17	0,88	0,41	-0,08	33,15	31,23	1,92
1975	823,1	11,69	7,64	7,73	15,85	8,21	2,57	0,79	0,41	0,16	30,88	25,50	5,38
1976	832,8	6,92	7,02	2,35	15,34	8,32	2,32	0,71	0,40	-0,10	27,51	27,08	0,43
1977	838,6	4,84	6,44	-0,02	14,72	8,28	1,89	0,67	0,36	-0,08	23,69	25,21	-1,52
1978	842,6	5,74	6,71	0,60	14,85	8,14	1,16	0,68	0,34	-0,10	23,07	23,20	-0,13
1979	847,5	4,28	6,55	-0,70	14,61	8,06	1,58	0,58	0,32	0,14	21,69	23,86	-2,17
1980	851,1	3,81	6,29	-0,92	14,51	8,21	1,89	0,47	0,30	0,28	21,68	24,61	-2,92
1981	854,3	3,90	5,98	-0,88	14,11	8,13	1,64	0,63	0,29	0,69	22,51	25,39	-2,88
1982	857,7	8,52	6,25	3,21	14,31	8,06	1,46	0,51	0,22	0,20	21,87	20,03	1,85
1983	865,0	10,56	6,16	5,34	14,26	8,10	0,96	0,59	0,28	0,26	21,08	16,64	4,44
1984	874,2	9,63	6,22	4,33	14,09	7,87	1,18	0,50	0,25	0,03	19,71	16,34	3,37
1985	882,7	5,15	5,80	0,27	14,07	8,27	1,10	0,57	0,27	-0,27	18,86	19,13	-0,26
1986	887,2	4,85	5,74	0,12	13,90	8,16	1,23	0,54	0,23	0,03	19,18	20,01	-0,83
1987	891,5	3,48	5,60	-1,04	13,56	7,96	1,37	0,58	0,28	0,33	19,68	22,12	-2,44
1988	894,6	6,43	5,31	2,18	13,57	8,26	1,45	0,48	0,24	0,90	21,38	21,31	0,08
1989	900,4	7,25	5,55	2,75	13,87	8,32	1,63	0,56	0,25	0,80	22,56	21,93	0,63
1990	907,0	5,90	6,03	0,93	14,15	8,12	1,72	0,76	0,26	-0,17	20,43	20,54	-0,12
1991	912,3	5,47	5,20	1,79	13,13	7,93	1,64	1,06	0,37	-0,29	20,73	19,59	1,14
1992	917,3	5,08	4,71	2,23	12,91	8,20	2,57	0,90	0,39	-0,21	19,73	19,34	0,39
1993	922,0	3,79	4,34	1,30	12,52	8,18	3,26	0,87	0,40	-0,27	16,79	18,03	-1,24
1994	925,5	1,66	3,59	-0,09	11,98	8,39	3,74	0,89	0,41	-0,44	16,33	19,24	-2,91
1995	927,1	2,79	3,27	1,35	11,55	8,28	4,06	0,92	0,42	-0,08	16,59	18,72	-2,12
1996	929,6	4,01	3,02	1,75	11,34	8,32	3,46	0,93	0,42	-0,06	17,21	18,35	-1,14
1997 PR	933,4	1,52	2,04	-0,52	10,65	8,61	3,30	0,96	0,43	0,30	17,94	21,53	-3,59
1998 PR	934,8	0,84	1,69	-0,86	10,48	8,79	2,23	0,97	0,44	0,31	17,92	20,79	-2,87
1999 PP	935,6

Voir notes à la fin du tableau 1.

Tableau A1. Population au 1^{er} janvier et composantes de la croissance démographique des provinces et territoires, 1972-1999
NOUVEAU-BRUNSWICK
NOMBRES (en milliers)

Année	Population au 1 ^{er} janvier	Accroissement			Naissances	Décès	Immigration	Émigration	Canadiens de retour	Résidents non permanents (solde)	Migration interprovinciale			Résidu ¹
		Total	Naturel	Migratoire							Entrants	Sortants	Solde	
1972	646,3	6,2	6,8	1,2	11,8	5,0	1,3	1,1	0,6	0,0	18,2	17,9	0,2	-1,8
1973	652,5	8,5	6,3	4,0	11,4	5,1	1,7	1,3	0,7	0,1	22,7	19,9	2,8	-1,8
1974	661,0	10,1	6,2	5,7	11,4	5,2	2,2	1,3	0,6	0,0	22,9	18,7	4,2	-1,8
1975	671,1	14,0	6,6	9,2	11,8	5,2	2,1	1,2	0,6	0,1	24,2	16,6	7,6	-1,8
1976	685,2	8,1	6,6	2,9	11,8	5,2	1,8	1,1	0,6	0,0	18,9	17,3	1,6	-1,4
1977	693,3	5,0	6,3	-0,2	11,5	5,2	1,2	1,0	0,5	0,0	15,5	16,4	-0,9	-1,1
1978	698,3	3,0	5,6	-1,5	10,8	5,2	0,7	1,1	0,5	0,0	14,3	16,0	-1,6	-1,1
1979	701,3	3,2	5,7	-1,4	10,8	5,2	1,1	0,9	0,5	0,1	14,3	16,5	-2,2	-1,1
1980	704,6	1,2	5,3	-3,0	10,6	5,3	1,2	0,7	0,5	0,2	13,2	17,4	-4,2	-1,1
1981	705,8	0,1	5,4	-4,0	10,5	5,1	1,0	1,1	0,5	0,4	13,8	18,6	-4,8	-1,3
1982	705,9	5,9	5,3	2,1	10,5	5,2	0,8	1,0	0,4	-0,2	14,8	12,7	2,2	-1,5
1983	711,8	6,2	5,3	2,4	10,5	5,2	0,6	0,8	0,4	0,0	13,2	10,9	2,3	-1,5
1984	718,0	4,5	5,1	0,9	10,4	5,3	0,6	0,9	0,4	-0,1	12,0	11,2	0,8	-1,5
1985	722,5	1,9	4,9	-1,5	10,1	5,2	0,6	1,0	0,5	0,0	11,5	13,1	-1,6	-1,5
1986	724,4	1,2	4,3	-2,6	9,8	5,5	0,6	0,9	0,4	0,1	11,4	14,3	-2,9	-0,5
1987	725,6	3,0	4,2	-1,4	9,6	5,4	0,6	0,8	0,4	0,1	13,2	15,0	-1,8	0,2
1988	728,6	4,0	4,2	-0,4	9,6	5,5	0,7	0,8	0,4	0,6	13,7	14,9	-1,2	0,2
1989	732,5	4,8	4,2	0,5	9,7	5,5	0,9	0,9	0,4	0,1	15,0	15,0	0,0	0,2
1990	737,4	5,9	4,4	1,3	9,8	5,4	0,8	0,9	0,4	-0,1	14,2	13,2	1,0	0,2
1991	743,2	3,6	4,0	0,1	9,5	5,5	0,7	0,9	0,4	-0,1	12,8	12,9	-0,1	-0,6
1992	746,8	1,7	3,8	-1,0	9,4	5,6	0,8	0,9	0,5	-0,2	12,0	13,1	-1,1	-1,1
1993	748,5	1,8	3,2	-0,4	9,0	5,8	0,7	0,9	0,4	-0,1	11,0	11,5	-0,5	-1,1
1994	750,3	1,4	3,1	-0,6	9,0	5,9	0,6	1,0	0,5	-0,2	10,7	11,2	-0,5	-1,1
1995	751,6	0,7	2,6	-0,8	8,6	5,9	0,6	1,0	0,5	0,0	11,2	12,1	-0,9	-1,1
1996	752,3	1,0	2,3	-0,9	8,2	5,9	0,7	1,0	0,5	-0,1	11,1	12,0	-0,9	-0,5
1997 PR	753,3	0,6	2,0	-1,4	7,9	5,9	0,7	1,0	0,5	0,1	13,3	14,9	-1,7	...
1998 PR	753,9	-1,0	1,6	-2,5	7,7	6,2	0,8	1,1	0,5	0,1	12,2	15,0	-2,8	...
1999 PP	752,9

TAUX (pour 1 000)

Année	Population au 1 ^{er} janvier (en milliers)	Accroissement			Natalité	Mortalité	Immigration	Émigration	Canadiens de retour	Résidents non permanents (solde)	Migration interprovinciale		
		Total	Naturel	Migratoire							Entrants	Sortants	Solde
1972	646,3	9,49	10,51	1,78	18,18	7,67	2,00	1,65	0,99	0,07	28,00	27,63	0,37
1973	652,5	12,97	9,65	6,08	17,40	7,74	2,63	2,02	0,99	0,15	34,56	30,23	4,33
1974	661,0	15,19	9,37	8,55	17,18	7,81	3,31	1,97	0,92	-0,01	34,37	28,07	6,29
1975	671,1	20,67	9,79	13,56	17,38	7,59	3,09	1,75	0,91	0,15	35,63	24,46	11,17
1976	685,2	11,79	9,59	4,21	17,14	7,55	2,54	1,57	0,88	-0,03	27,47	25,09	2,38
1977	693,3	7,25	9,10	-0,31	16,55	7,45	1,66	1,48	0,78	-0,01	22,22	23,50	-1,27
1978	698,3	4,31	8,01	-2,18	15,42	7,41	0,94	1,51	0,76	-0,03	20,48	22,83	-2,35
1979	701,3	4,62	8,07	-1,94	15,43	7,36	1,63	1,29	0,72	0,16	20,29	23,44	-3,16
1980	704,6	1,76	7,57	-4,30	15,08	7,51	1,71	1,05	0,67	0,28	18,76	24,67	-5,91
1981	705,8	0,08	7,60	-5,66	14,88	7,28	1,40	1,50	0,64	0,55	19,61	26,36	-6,75
1982	705,9	8,34	7,47	2,99	14,80	7,33	1,06	1,44	0,56	-0,28	20,93	17,85	3,08
1983	711,8	8,67	7,43	3,33	14,71	7,28	0,77	1,10	0,50	-0,05	18,41	15,20	3,21
1984	718,0	6,21	7,06	1,22	14,38	7,32	0,83	1,19	0,60	-0,15	16,67	15,54	1,13
1985	722,5	2,64	6,76	-2,05	13,99	7,23	0,84	1,33	0,62	-0,04	15,94	18,09	-2,16
1986	724,4	1,67	5,97	-3,59	13,50	7,53	0,88	1,28	0,61	0,20	15,72	19,71	-4,00
1987	725,6	4,07	5,75	-1,91	13,19	7,44	0,88	1,16	0,59	0,20	18,17	20,59	-2,42
1988	728,6	5,45	5,70	-0,49	13,16	7,46	0,93	1,15	0,56	0,83	18,76	20,42	-1,66
1989	732,5	6,57	5,68	0,66	13,15	7,48	1,23	1,20	0,56	0,10	20,44	20,47	-0,03
1990	737,4	7,91	5,94	1,74	13,27	7,33	1,14	1,19	0,56	-0,14	19,13	17,76	1,37
1991	743,2	4,77	5,41	0,12	12,75	7,34	0,92	1,15	0,56	-0,10	17,24	17,35	-0,11
1992	746,8	2,28	5,06	-1,33	12,56	7,50	1,01	1,26	0,61	-0,22	16,10	17,55	-1,45
1993	748,5	2,37	4,33	-0,51	12,08	7,75	0,93	1,24	0,60	-0,15	14,73	15,39	-0,66
1994	750,3	1,83	4,08	-0,80	11,96	7,88	0,83	1,29	0,60	-0,28	14,29	14,97	-0,67
1995	751,6	0,93	3,49	-1,12	11,39	7,90	0,84	1,32	0,62	-0,01	14,90	16,14	-1,24
1996	752,3	1,28	3,03	-1,15	10,86	7,83	0,95	1,33	0,63	-0,18	14,70	15,91	-1,21
1997 PR	753,3	0,73	2,62	-1,89	10,51	7,89	0,93	1,37	0,63	0,17	17,59	19,83	-2,24
1998 PR	753,9	-1,29	2,06	-3,36	10,27	8,21	1,02	1,40	0,66	0,13	16,19	19,95	-3,76
1999 PP	752,9

Voir notes à la fin du tableau 1.

Tableau A1. Population au 1^{er} janvier et composantes de la croissance démographique des provinces et territoires, 1972-1999
QUÉBEC

NOMBRES (en milliers)

Année	Population au 1 ^{er} janvier	Accroissement			Naissances	Décès	Immigration	Émigration	Canadiens de retour	Résidents non permanents (solde)	Migration interprovinciale			Résidu ¹
		Total	Naturel	Migratoire							Entrants	Sortants	Solde	
1972	6 153,4	37,5	41,3	-5,0	83,6	42,3	18,6	11,0	6,6	0,7	36,2	56,0	-19,9	1,2
1973	6 190,9	49,5	41,4	7,0	84,1	42,7	26,9	13,5	6,7	1,7	39,6	54,4	-14,7	1,2
1974	6 240,4	58,3	42,9	14,3	85,6	42,8	33,5	13,3	6,3	-0,3	39,3	51,2	-11,9	1,2
1975	6 298,7	63,1	50,2	11,8	93,6	43,4	28,0	12,0	6,3	1,7	34,5	46,8	-12,3	1,2
1976	6 361,8	52,1	53,3	3,4	96,3	43,0	29,3	10,8	6,2	-0,5	31,6	52,4	-20,8	-4,6
1977	6 413,9	12,7	53,7	-32,3	97,2	43,5	19,2	10,3	5,5	-0,3	24,4	71,0	-46,5	-8,7
1978	6 426,6	18,4	51,8	-24,8	95,4	43,6	14,3	10,5	5,4	-0,5	24,5	57,9	-33,4	-8,7
1979	6 445,0	34,0	55,3	-12,7	98,6	43,3	19,5	9,0	5,1	1,8	23,6	53,7	-30,0	-8,7
1980	6 479,0	44,0	53,9	-1,2	97,4	43,5	22,5	7,4	4,7	3,3	21,9	46,2	-24,3	-8,7
1981	6 523,0	42,3	52,6	-0,2	95,3	42,7	21,2	7,8	4,2	4,8	23,6	46,1	-22,5	-10,1
1982	6 565,3	21,8	47,3	-14,3	90,8	43,5	21,3	9,5	4,8	-2,8	19,9	48,1	-28,2	-11,2
1983	6 587,1	26,5	43,9	-6,2	88,2	44,3	16,4	9,4	4,3	1,6	22,3	41,4	-19,1	-11,2
1984	6 613,6	31,9	43,4	-0,3	87,8	44,4	14,6	8,8	4,3	0,6	25,2	36,2	-10,9	-11,2
1985	6 645,5	39,4	40,6	9,9	86,3	45,7	14,9	7,6	4,1	4,6	25,4	31,4	-6,0	-11,2
1986	6 684,9	60,9	37,7	27,3	84,6	46,9	19,5	7,0	4,0	13,9	26,0	29,0	-3,0	-4,2
1987	6 745,8	61,3	36,2	24,2	83,8	47,6	26,8	5,8	3,5	7,1	26,0	33,4	-7,4	0,9
1988	6 807,1	79,3	38,8	39,6	86,6	47,8	25,8	5,1	3,0	22,9	27,8	34,8	-7,0	0,9
1989	6 886,4	75,3	44,1	30,4	92,4	48,3	34,2	5,5	2,9	7,2	29,5	37,8	-8,4	0,9
1990	6 961,7	71,7	49,6	21,2	98,0	48,4	40,8	5,3	2,6	-7,4	26,9	36,4	-9,6	0,9
1991	7 033,4	49,9	48,2	12,4	97,3	49,1	51,7	6,6	3,1	-22,8	24,5	37,6	-13,0	-10,7
1992	7 083,3	60,5	47,3	32,0	96,1	48,8	48,4	6,1	3,2	-3,6	25,5	35,3	-9,8	-18,9
1993	7 143,7	46,6	40,7	24,8	92,4	51,7	44,9	6,0	3,1	-9,8	24,5	32,0	-7,4	-18,9
1994	7 190,3	34,6	39,2	14,3	90,6	51,4	28,0	6,2	3,1	-0,3	22,7	33,0	-10,3	-18,9
1995	7 224,9	34,1	34,7	18,3	87,4	52,7	26,6	6,4	3,1	5,3	23,1	33,4	-10,2	-18,9
1996	7 259,0	34,6	32,9	9,6	85,2	52,3	29,7	6,5	3,1	-1,3	20,8	36,2	-15,4	-7,9
1997 PR	7 293,7	29,3	25,5	3,8	79,7	54,3	27,4	6,7	3,1	-2,2	23,3	41,1	-17,8	...
1998 PR	7 323,0	27,2	22,2	5,0	75,6	53,4	26,2	6,8	3,2	-1,6	25,5	41,4	-15,9	...
1999 PP	7 350,2

TAUX (pour 1 000)

Année	Population au 1 ^{er} janvier (en milliers)	Accroissement			Natalité	Mortalité	Immigration	Émigration	Canadiens de retour	Résidents non permanents (solde)	Migration interprovinciale		
		Total	Naturel	Migratoire							Entrants	Sortants	Solde
1972	6 153,4	6,07	6,69	-0,81	13,55	6,86	3,01	1,78	1,07	0,12	5,86	9,08	-3,22
1973	6 190,9	7,97	6,66	1,13	13,52	6,86	4,32	2,17	1,07	0,27	6,38	8,75	-2,37
1974	6 240,4	9,30	6,84	2,28	13,66	6,82	5,34	2,12	1,00	-0,04	6,27	8,16	-1,89
1975	6 298,7	9,97	7,93	1,86	14,79	6,86	4,43	1,89	0,99	0,27	5,44	7,39	-1,95
1976	6 361,8	8,16	8,35	0,53	15,08	6,73	4,58	1,70	0,97	-0,07	4,95	8,20	-3,26
1977	6 413,9	1,98	8,37	-5,04	15,14	6,77	3,00	1,60	0,86	-0,04	3,80	11,05	-7,25
1978	6 426,6	2,85	8,05	-3,85	14,82	6,77	2,22	1,63	0,83	-0,07	3,80	9,00	-5,19
1979	6 445,0	5,26	8,56	-1,96	15,27	6,70	3,02	1,40	0,78	0,28	3,66	8,30	-4,65
1980	6 479,0	6,77	8,29	-0,19	14,99	6,69	3,47	1,14	0,72	0,50	3,37	7,11	-3,74
1981	6 523,0	6,46	8,04	-0,03	14,57	6,52	3,24	1,20	0,64	0,73	3,60	7,05	-3,45
1982	6 565,3	3,32	7,19	-2,17	13,81	6,61	3,24	1,44	0,73	-0,42	3,03	7,32	-4,28
1983	6 587,1	4,01	6,65	-0,94	13,36	6,71	2,48	1,42	0,65	0,24	3,39	6,28	-2,89
1984	6 613,6	4,82	6,54	-0,04	13,25	6,70	2,21	1,33	0,64	0,09	3,81	5,46	-1,65
1985	6 645,5	5,91	6,10	1,49	12,95	6,86	2,23	1,15	0,62	0,69	3,81	4,72	-0,90
1986	6 684,9	9,07	5,62	4,07	12,60	6,98	2,90	1,05	0,59	2,08	3,87	4,32	-0,45
1987	6 745,8	9,04	5,34	3,58	12,37	7,03	3,96	0,85	0,51	1,05	3,84	4,94	-1,09
1988	6 807,1	11,58	5,67	5,78	12,65	6,98	3,77	0,75	0,44	3,35	4,07	5,09	-1,02
1989	6 886,4	10,87	6,36	4,39	13,34	6,98	4,94	0,80	0,42	1,04	4,25	5,46	-1,21
1990	6 961,7	10,25	7,09	3,03	14,01	6,92	5,84	0,76	0,38	-1,05	3,84	5,21	-1,37
1991	7 033,4	7,07	6,83	1,75	13,79	6,96	7,33	0,93	0,44	-3,24	3,47	5,32	-1,85
1992	7 083,3	8,50	6,65	4,50	13,52	6,86	6,80	0,86	0,45	-0,51	3,58	4,96	-1,38
1993	7 143,7	6,50	5,68	3,46	12,89	7,22	6,27	0,84	0,43	-1,37	3,42	4,46	-1,04
1994	7 190,3	4,80	5,44	1,98	12,57	7,13	3,89	0,86	0,43	-0,05	3,15	4,57	-1,42
1995	7 224,9	4,71	4,79	2,52	12,07	7,28	3,67	0,88	0,43	0,73	3,19	4,61	-1,42
1996	7 259,0	4,76	4,52	1,32	11,71	7,19	4,08	0,89	0,43	-0,18	2,87	4,98	-2,11
1997 PR	7 293,7	4,01	3,49	0,53	10,91	7,42	3,75	0,92	0,42	-0,30	3,19	5,63	-2,43
1998 PR	7 323,0	3,71	3,03	0,68	10,31	7,28	3,57	0,93	0,44	-0,22	3,48	5,65	-2,17
1999 PP	7 350,2	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**

Voir notes à la fin du tableau 1.

**Tableau A1. Population au 1^{er} janvier et composantes de la croissance démographique des provinces et territoires, 1972-1999
ONTARIO**

NOMBRES (en milliers)

Année	Population au 1 ^{er} janvier	Accroissement			Naissances	Décès	Immigration	Émigration	Canadiens de retour	Résidents non permanents (solde)	Migration interprovinciale			Résidu ¹
		Total	Naturel	Migratoire							Entrants	Sortants	Solde	
1972	7 906,4	107,1	66,2	60,8	125,1	58,9	63,8	30,4	17,7	1,5	97,0	88,8	8,2	-19,9
1973	8 013,5	126,4	63,9	82,4	123,8	59,9	103,2	37,7	18,1	4,1	104,2	109,4	-5,3	-19,9
1974	8 139,9	120,3	63,7	76,6	124,2	60,6	120,1	37,5	17,3	-1,2	89,5	111,7	-22,2	-19,9
1975	8 260,2	106,3	65,2	61,1	125,8	60,6	98,5	33,9	17,5	4,1	80,9	106,0	-25,1	-19,9
1976	8 366,5	91,4	62,1	46,3	122,7	60,6	72,0	30,8	17,3	-1,7	88,7	99,2	-10,5	-17,0
1977	8 457,9	96,6	61,3	50,2	122,8	61,4	56,6	29,2	15,4	-1,2	98,6	90,0	8,6	-15,0
1978	8 554,5	71,0	59,8	26,1	121,0	61,1	42,4	30,1	15,2	-1,7	86,6	86,2	0,4	-15,0
1979	8 625,5	74,4	60,2	29,2	121,7	61,5	52,0	25,9	14,4	4,0	83,5	98,9	-15,3	-15,0
1980	8 699,9	72,4	60,6	26,8	123,3	62,7	62,3	21,2	13,0	7,6	74,2	109,1	-34,9	-15,0
1981	8 772,3	94,1	59,3	41,9	122,2	62,8	55,0	22,9	11,9	17,5	80,6	100,2	-19,7	-7,2
1982	8 866,4	117,8	61,2	58,3	124,9	63,7	53,0	27,7	13,4	-0,1	89,1	69,5	19,6	-1,7
1983	8 984,2	121,0	62,3	60,3	126,8	64,5	40,0	26,5	12,3	1,7	88,2	55,4	32,8	-1,7
1984	9 105,1	128,7	66,6	63,8	131,3	64,7	41,5	24,8	11,9	-1,6	89,1	52,4	36,7	-1,7
1985	9 233,9	129,6	65,5	65,8	132,2	66,7	40,7	24,1	12,4	3,4	88,4	54,9	33,4	-1,7
1986	9 363,5	172,7	66,0	107,0	133,9	67,9	49,6	21,7	11,4	24,7	100,1	57,1	42,9	-0,3
1987	9 536,2	205,8	66,5	138,7	134,6	68,1	84,8	19,4	10,8	22,2	104,7	64,4	40,3	0,6
1988	9 741,9	234,6	67,4	166,6	138,1	70,7	89,0	16,8	9,5	70,0	91,4	76,5	14,9	0,6
1989	9 976,5	218,0	74,4	143,0	145,3	70,9	104,8	17,5	9,3	47,6	87,3	88,5	-1,2	0,6
1990	10 194,5	164,8	80,1	84,1	150,9	70,8	113,4	16,6	8,4	-6,0	75,2	90,3	-15,1	0,6
1991	10 359,2	127,0	78,6	60,6	151,5	72,9	118,8	20,6	9,9	-37,5	71,2	81,2	-10,0	-12,2
1992	10 486,2	144,4	77,4	88,4	150,6	73,2	138,2	18,9	9,9	-27,2	68,0	81,5	-13,5	-21,4
1993	10 630,6	120,2	72,0	69,6	147,8	75,9	134,3	18,9	9,6	-42,6	62,3	75,1	-12,8	-21,4
1994	10 750,8	138,7	69,6	90,6	147,1	77,5	117,3	19,5	9,6	-12,2	66,0	70,5	-4,5	-21,4
1995	10 889,5	139,5	67,8	93,1	146,3	78,5	115,6	20,1	9,7	-10,2	68,5	70,3	-1,8	-21,4
1996	11 029,0	144,1	60,9	92,1	140,0	79,1	119,8	20,4	9,7	-15,3	67,0	68,7	-1,7	-8,9
1997 PR	11 173,1	161,1	53,5	107,6	133,0	79,5	117,4	21,2	9,8	-3,6	76,0	70,9	5,1	...
1998 PR	11 334,2	135,3	50,2	85,1	134,0	83,7	92,6	21,4	10,1	-6,5	83,6	73,4	10,2	...
1999 PP	11 469,4

TAUX (pour 1 000)

Année	Population au 1 ^{er} janvier (en milliers)	Accroissement			Natalité	Mortalité	Immigration	Émigration	Canadiens de retour	Résidents non permanents (solde)	Migration interprovinciale		
		Total	Naturel	Migratoire							Entrants	Sortants	Solde
1972	7 906,4	13,45	8,31	7,64	15,71	7,40	8,02	3,81	2,22	0,18	12,19	11,16	1,03
1973	8 013,5	15,65	7,91	10,20	15,33	7,41	12,78	4,66	2,24	0,51	12,90	13,55	-0,65
1974	8 139,9	14,67	7,76	9,34	15,15	7,38	14,65	4,57	2,11	-0,14	10,91	13,62	-2,70
1975	8 260,2	12,79	7,84	7,34	15,13	7,29	11,84	4,08	2,10	0,49	9,74	12,75	-3,01
1976	8 366,5	10,86	7,38	5,51	14,59	7,21	8,56	3,66	2,05	-0,20	10,54	11,79	-1,25
1977	8 457,9	11,35	7,21	5,90	14,43	7,22	6,65	3,44	1,82	-0,14	11,59	10,58	1,01
1978	8 554,5	8,27	6,97	3,04	14,08	7,11	4,94	3,51	1,77	-0,20	10,08	10,03	0,05
1979	8 625,5	8,59	6,95	3,37	14,04	7,10	6,00	2,99	1,66	0,46	9,64	11,41	-1,77
1980	8 699,9	8,29	6,93	3,07	14,12	7,18	7,13	2,43	1,49	0,87	8,49	12,49	-4,00
1981	8 772,3	10,67	6,73	4,75	13,85	7,13	6,24	2,59	1,35	1,99	9,14	11,37	-2,23
1982	8 866,4	13,20	6,85	6,53	13,99	7,14	5,94	3,10	1,50	-0,01	9,99	7,79	2,20
1983	8 984,2	13,37	6,89	6,67	14,02	7,13	4,43	2,93	1,35	0,19	9,75	6,12	3,63
1984	9 105,1	14,04	7,26	6,96	14,32	7,06	4,53	2,71	1,30	-0,17	9,71	5,71	4,00
1985	9 233,9	13,94	7,04	7,08	14,22	7,18	4,38	2,60	1,33	0,37	9,50	5,91	3,59
1986	9 363,5	18,27	6,99	11,32	14,17	7,18	5,25	2,29	1,21	2,61	10,59	6,05	4,54
1987	9 536,2	21,35	6,90	14,38	13,97	7,07	8,80	2,01	1,12	2,30	10,86	6,68	4,18
1988	9 741,9	23,79	6,83	16,89	14,00	7,17	9,03	1,70	0,96	7,10	9,27	7,76	1,51
1989	9 976,5	21,61	7,38	14,17	14,41	7,03	10,39	1,74	0,92	4,72	8,65	8,77	-0,12
1990	10 194,5	16,03	7,79	8,18	14,69	6,89	11,04	1,62	0,81	-0,58	7,32	8,79	-1,47
1991	10 359,2	12,18	7,54	5,82	14,53	7,00	11,40	1,97	0,95	-3,60	6,83	7,79	-0,96
1992	10 486,2	13,68	7,33	8,38	14,26	6,93	13,09	1,79	0,94	-2,57	6,44	7,72	-1,28
1993	10 630,6	11,24	6,73	6,51	13,83	7,10	12,56	1,77	0,90	-3,99	5,83	7,02	-1,19
1994	10 750,8	12,82	6,43	8,37	13,59	7,16	10,84	1,81	0,89	-1,13	6,10	6,52	-0,42
1995	10 889,5	12,72	6,19	8,49	13,35	7,16	10,54	1,84	0,88	-0,93	6,25	6,41	-0,16
1996	11 029,0	12,98	5,49	8,30	12,61	7,13	10,79	1,84	0,88	-1,38	6,03	6,19	-0,15
1997 PR	11 173,1	14,31	4,75	9,56	11,82	7,07	10,43	1,88	0,87	-0,32	6,76	6,30	0,46
1998 PR	11 334,2	11,87	4,41	7,46	11,75	7,34	8,13	1,88	0,88	-0,57	7,33	6,44	0,90
1999 PP	11 469,4

Voir notes à la fin du tableau 1.

Tableau A1. Population au 1^{er} janvier et composantes de la croissance démographique des provinces et territoires, 1972-1999
MANITOBA
NOMBRES (en milliers)

Année	Population au 1 ^{er} janvier	Accroissement			Naissances	Décès	Immigration	Émigration	Canadiens de retour	Résidents non permanents (solde)	Migration interprovinciale			Résidu ¹
		Total	Naturel	Migratoire							Entrants	Sortants	Solde	
1972	998,9	3,7	9,2	-3,3	17,4	8,2	5,3	2,4	1,4	0,1	26,1	33,8	-7,7	-2,2
1973	1 002,6	9,8	8,8	3,2	17,0	8,2	6,6	2,9	1,4	0,2	33,8	36,0	-2,2	-2,2
1974	1 012,4	7,1	8,9	0,4	17,3	8,4	7,4	2,9	1,4	-0,1	30,2	35,6	-5,4	-2,2
1975	1 019,5	8,6	8,8	2,0	17,1	8,4	7,1	2,6	1,4	0,2	28,4	32,5	-4,1	-2,2
1976	1 028,1	6,3	8,5	0,7	16,7	8,3	5,5	2,3	1,3	-0,1	25,1	28,7	-3,7	-2,9
1977	1 034,5	5,3	8,5	0,2	16,7	8,2	5,1	2,2	1,2	-0,1	21,6	25,3	-3,8	-3,4
1978	1 039,8	-2,5	8,1	-7,2	16,4	8,3	3,6	2,3	1,2	-0,1	18,7	28,2	-9,6	-3,4
1979	1 037,3	-4,9	8,0	-9,5	16,2	8,2	4,9	1,9	1,1	0,2	18,8	32,6	-13,8	-3,4
1980	1 032,4	0,3	7,6	-3,8	16,0	8,4	7,7	1,6	1,0	0,4	19,0	30,4	-11,3	-3,4
1981	1 032,8	7,7	7,4	1,5	16,1	8,6	5,4	2,0	1,0	0,7	22,7	26,3	-3,6	-1,2
1982	1 040,5	13,6	7,6	5,7	16,1	8,5	4,9	1,7	0,8	0,2	20,9	19,4	1,5	0,3
1983	1 054,1	12,7	8,1	4,2	16,6	8,5	4,0	2,1	1,0	0,4	18,5	17,5	1,0	0,3
1984	1 066,7	11,6	8,4	3,0	16,7	8,3	3,9	1,6	0,8	-0,2	17,2	17,2	0,0	0,3
1985	1 078,4	9,4	8,3	0,7	17,1	8,8	3,4	1,8	0,9	-0,1	17,2	19,0	-1,8	0,3
1986	1 087,7	6,9	8,1	-0,1	17,0	8,9	3,7	1,9	0,9	0,2	17,4	20,5	-3,0	-1,1
1987	1 094,6	5,2	8,2	-1,0	17,0	8,7	4,8	2,0	0,9	0,1	18,1	22,9	-4,8	-2,1
1988	1 099,8	1,7	7,9	-4,1	17,0	9,1	5,0	2,0	0,8	0,7	16,1	24,7	-8,6	-2,1
1989	1 101,5	1,3	8,5	-5,1	17,3	8,8	6,1	2,4	1,0	0,2	17,1	27,1	-10,0	-2,1
1990	1 102,8	3,4	8,5	-3,0	17,4	8,9	6,6	2,1	0,9	0,2	16,9	25,5	-8,6	-2,1
1991	1 106,3	4,0	8,3	-3,3	17,3	8,9	5,6	2,2	1,2	-0,4	16,1	23,6	-7,6	-1,0
1992	1 110,3	4,6	7,6	-2,8	16,6	9,0	5,1	2,1	1,1	-0,4	15,9	22,3	-6,4	-0,3
1993	1 114,9	5,2	7,4	-1,9	16,7	9,3	4,9	2,2	1,1	-0,4	14,6	19,8	-5,2	-0,3
1994	1 120,1	5,7	7,3	-1,4	16,5	9,1	4,1	2,3	1,1	-0,2	15,4	19,4	-4,0	-0,3
1995	1 125,8	5,0	6,5	-1,2	16,1	9,7	3,5	2,4	1,1	-0,1	15,5	18,9	-3,3	-0,3
1996	1 130,8	4,5	6,0	-1,4	15,5	9,5	3,9	2,4	1,1	-0,3	14,4	18,1	-3,7	-0,1
1997 PR	1 135,3	0,9	5,1	-4,2	14,7	9,5	3,9	2,5	1,1	0,2	14,3	21,3	-7,0	...
1998 PR	1 136,2	4,0	5,0	-1,0	14,8	9,8	3,0	2,5	1,2	0,0	19,0	21,6	-2,6	...
1999 PP	1 140,2

TAUX (pour 1 000)

Année	Population au 1 ^{er} janvier (en milliers)	Accroissement			Natalité	Mortalité	Immigration	Émigration	Canadiens de retour	Résidents non permanents (solde)	Migration interprovinciale		
		Total	Naturel	Migratoire							Entrants	Sortants	Solde
1972	998,9	3,68	9,17	-3,34	17,38	8,22	5,26	2,37	1,43	0,08	26,09	33,82	-7,73
1973	1 002,6	9,71	8,70	3,15	16,84	8,14	6,57	2,90	1,43	0,23	33,53	35,71	-2,18
1974	1 012,4	7,04	8,74	0,41	17,04	8,30	7,31	2,84	1,34	-0,07	29,72	35,04	-5,32
1975	1 019,5	8,40	8,56	1,95	16,75	8,19	6,97	2,53	1,33	0,22	27,72	31,76	-4,04
1976	1 028,1	6,15	8,21	0,72	16,22	8,01	5,34	2,27	1,30	-0,10	24,30	27,84	-3,54
1977	1 034,5	5,13	8,23	0,16	16,12	7,89	4,88	2,14	1,14	-0,07	20,78	24,43	-3,65
1978	1 039,8	-2,39	7,80	-6,93	15,79	7,99	3,44	2,19	1,12	-0,10	17,97	27,18	-9,20
1979	1 037,3	-4,72	7,75	-9,20	15,69	7,94	4,74	1,87	1,06	0,21	18,14	31,48	-13,34
1980	1 032,4	0,32	7,31	-3,71	15,48	8,17	7,44	1,52	0,94	0,41	18,44	29,43	-10,98
1981	1 032,8	7,44	7,16	1,46	15,51	8,34	5,18	1,90	0,96	0,71	21,87	25,37	-3,49
1982	1 040,5	13,01	7,29	5,41	15,40	8,11	4,71	1,65	0,77	0,15	19,94	18,51	1,43
1983	1 054,1	11,93	7,62	4,01	15,66	8,04	3,75	2,02	0,98	0,40	17,44	16,54	0,90
1984	1 066,7	10,85	7,80	2,75	15,52	7,73	3,64	1,46	0,79	-0,16	16,00	16,05	-0,05
1985	1 078,4	8,63	7,70	0,63	15,79	8,08	3,15	1,65	0,87	-0,12	15,90	17,52	-1,62
1986	1 087,7	6,31	7,42	-0,11	15,59	8,17	3,44	1,73	0,81	0,16	15,97	18,75	-2,79
1987	1 094,6	4,70	7,51	-0,90	15,45	7,94	4,37	1,86	0,84	0,07	16,51	20,84	-4,33
1988	1 099,8	1,58	7,20	-3,72	15,47	8,27	4,55	1,83	0,75	0,61	14,65	22,45	-7,80
1989	1 101,5	1,21	7,71	-4,60	15,72	8,00	5,57	2,20	0,90	0,21	15,48	24,56	-9,08
1990	1 102,8	3,11	7,69	-2,68	15,71	8,02	6,01	1,88	0,86	0,14	15,31	23,11	-7,80
1991	1 106,3	3,61	7,52	-2,99	15,59	8,07	5,09	1,95	1,07	-0,35	14,48	21,32	-6,84
1992	1 110,3	4,12	6,84	-2,48	14,91	8,07	4,57	1,91	0,98	-0,35	14,31	20,08	-5,77
1993	1 114,9	4,68	6,63	-1,72	14,95	8,32	4,36	1,99	0,95	-0,38	13,06	17,72	-4,66
1994	1 120,1	5,09	6,53	-1,21	14,68	8,15	3,67	2,06	0,95	-0,20	13,68	17,25	-3,57
1995	1 125,8	4,41	5,72	-1,08	14,28	8,56	3,14	2,11	0,97	-0,11	13,75	16,71	-2,96
1996	1 130,8	3,97	5,28	-1,22	13,66	8,38	3,47	2,13	0,98	-0,24	12,67	15,97	-3,30
1997 PR	1 135,3	0,80	4,53	-3,73	12,90	8,37	3,43	2,20	1,00	0,22	12,61	18,78	-6,17
1998 PR	1 136,2	3,55	4,41	-0,86	13,01	8,61	2,63	2,21	1,04	-0,02	16,70	19,00	-2,30
1999 PP	1 140,2

Voir notes à la fin du tableau 1.

Tableau A1. Population au 1^{er} janvier et composantes de la croissance démographique des provinces et territoires, 1972-1999
SASKATCHEWAN
NOMBRES (en milliers)

Année	Population au 1 ^{er} janvier	Accroissement			Naissances	Décès	Immigration	Émigration	Canadiens de retour	Résidents non permanents (solde)	Migration interprovinciale			Résidu ¹
		Total	Naturel	Migratoire							Entrants	Sortants	Solde	
1972	923,1	-9,5	7,9	-16,2	15,5	7,6	1,5	1,2	0,8	0,0	19,5	36,8	-17,3	-1,2
1973	913,6	-6,0	7,2	-12,0	14,8	7,6	1,9	1,5	0,7	0,1	26,2	39,4	-13,3	-1,2
1974	907,5	2,7	7,3	-3,3	15,1	7,8	2,2	1,4	0,7	0,0	28,0	32,8	-4,8	-1,2
1975	910,3	15,3	7,6	8,9	15,3	7,7	2,8	1,3	0,7	0,1	30,0	23,4	6,6	-1,2
1976	925,6	13,0	8,2	5,6	16,0	7,8	2,3	1,2	0,7	0,0	26,2	22,4	3,8	-0,8
1977	938,5	10,5	9,0	2,1	16,5	7,6	2,2	1,1	0,6	0,0	22,2	21,8	0,4	-0,5
1978	949,1	5,6	8,8	-2,7	16,6	7,7	1,6	1,1	0,6	0,0	19,3	23,0	-3,7	-0,5
1979	954,7	8,0	9,6	-1,1	16,9	7,4	2,8	1,0	0,5	0,1	21,1	24,6	-3,5	-0,5
1980	962,7	8,1	9,4	-0,8	17,1	7,7	3,6	0,8	0,5	0,2	20,7	25,0	-4,4	-0,5
1981	970,8	11,1	9,7	1,7	17,2	7,5	2,4	1,0	0,5	0,3	23,2	23,7	-0,5	-0,3
1982	981,9	12,6	9,5	3,3	17,7	8,2	2,1	1,1	0,5	0,0	21,0	19,3	1,7	-0,2
1983	994,5	13,8	10,2	3,7	17,8	7,6	1,7	1,2	0,5	0,1	19,5	17,0	2,5	-0,2
1984	1 008,3	12,6	10,3	2,5	18,0	7,7	2,2	1,1	0,5	0,2	17,3	16,6	0,7	-0,2
1985	1 021,0	6,3	10,1	-3,6	18,2	8,0	1,9	1,4	0,6	0,3	15,8	20,8	-5,0	-0,2
1986	1 027,3	2,7	9,5	-5,2	17,5	8,1	1,9	0,8	0,5	0,4	15,9	22,9	-7,0	-1,6
1987	1 030,0	-0,4	9,2	-7,0	17,0	7,8	2,1	1,0	0,5	0,4	15,7	24,7	-9,0	-2,6
1988	1 029,6	-8,1	8,7	-14,2	16,8	8,1	2,2	0,9	0,5	0,4	13,6	30,0	-16,3	-2,6
1989	1 021,4	-10,6	8,7	-16,7	16,7	7,9	2,1	1,0	0,5	0,2	15,3	33,9	-18,6	-2,6
1990	1 010,8	-8,4	8,0	-13,9	16,1	8,0	2,4	0,9	0,5	0,1	16,1	32,0	-15,9	-2,6
1991	1 002,3	-1,2	7,2	-7,9	15,3	8,1	2,5	0,9	0,5	-0,4	17,4	26,9	-9,5	-0,5
1992	1 001,2	2,4	7,2	-5,8	15,0	7,8	2,5	0,9	0,5	-0,1	17,3	25,1	-7,7	1,0
1993	1 003,5	4,2	6,1	-2,9	14,3	8,2	2,4	1,0	0,5	-0,3	16,3	20,8	-4,5	1,0
1994	1 007,7	4,2	5,7	-2,5	14,0	8,3	2,3	1,0	0,5	-0,2	16,9	20,8	-4,0	1,0
1995	1 011,9	4,4	5,0	-1,6	13,5	8,5	1,9	1,0	0,5	0,2	16,9	20,1	-3,2	1,0
1996	1 016,3	4,5	4,5	-0,5	13,3	8,8	1,8	1,0	0,5	0,1	16,8	18,7	-1,9	0,4
1997 PR	1 020,8	2,4	4,2	-1,8	12,9	8,6	1,8	1,1	0,5	0,3	17,8	21,1	-3,3	...
1998 PR	1 023,2	3,7	3,7	0,0	12,8	9,0	1,6	1,1	0,5	0,1	24,1	25,2	-1,1	...
1999 PP	1 026,9

TAUX (pour 1 000)

Année	Population au 1 ^{er} janvier (en milliers)	Accroissement			Natalité	Mortalité	Immigration	Émigration	Canadiens de retour	Résidents non permanents (solde)	Migration interprovinciale		
		Total	Naturel	Migratoire							Entrants	Sortants	Solde
1972	923,1	-10,38	8,58	-17,62	16,85	8,26	1,65	1,30	0,82	0,05	21,22	40,05	-18,83
1973	913,6	-6,64	7,86	-13,16	16,26	8,40	2,05	1,59	0,81	0,14	28,75	43,31	-14,56
1974	907,5	3,00	8,04	-3,68	16,63	8,60	2,47	1,55	0,75	-0,03	30,81	36,13	-5,32
1975	910,3	16,66	8,27	9,73	16,63	8,36	3,09	1,38	0,74	0,14	32,66	25,52	7,14
1976	925,6	13,92	8,75	6,01	17,13	8,38	2,49	1,24	0,71	-0,05	28,15	24,05	4,10
1977	938,5	11,18	9,49	2,19	17,53	8,05	2,36	1,17	0,62	-0,03	23,52	23,11	0,41
1978	949,1	5,87	9,25	-2,88	17,39	8,14	1,64	1,19	0,61	-0,05	20,27	24,16	-3,89
1979	954,7	8,39	9,99	-1,10	17,67	7,69	2,88	1,02	0,57	0,13	22,01	25,68	-3,66
1980	962,7	8,36	9,73	-0,88	17,64	7,91	3,72	0,83	0,52	0,24	21,37	25,91	-4,53
1981	970,8	11,36	9,92	1,74	17,63	7,71	2,46	0,98	0,48	0,31	23,74	24,27	-0,53
1982	981,9	12,77	9,63	3,29	17,93	8,30	2,15	1,09	0,50	-0,03	21,29	19,53	1,76
1983	994,5	13,75	10,22	3,68	17,82	7,60	1,73	1,20	0,55	0,10	19,44	16,94	2,50
1984	1 008,3	12,46	10,16	2,46	17,75	7,60	2,12	1,07	0,49	0,19	17,08	16,36	0,72
1985	1 021,0	6,18	9,89	-3,56	17,73	7,84	1,86	1,41	0,62	0,27	15,39	20,28	-4,90
1986	1 027,3	2,63	9,19	-5,02	17,03	7,84	1,81	0,82	0,47	0,36	15,48	22,30	-6,82
1987	1 030,0	-0,42	8,96	-6,83	16,54	7,58	2,06	0,96	0,50	0,35	15,24	24,03	-8,78
1988	1 029,6	-7,93	8,45	-13,82	16,35	7,90	2,17	0,89	0,45	0,39	13,30	29,23	-15,93
1989	1 021,4	-10,46	8,59	-16,47	16,39	7,79	2,11	0,96	0,47	0,22	15,02	33,31	-18,29
1990	1 010,8	-8,39	7,99	-13,77	15,99	7,99	2,35	0,87	0,47	0,11	15,99	31,81	-15,82
1991	1 002,3	-1,18	7,19	-7,85	15,28	8,08	2,45	0,86	0,45	-0,40	17,38	26,86	-9,48
1992	1 001,2	2,35	7,19	-5,81	14,97	7,77	2,50	0,94	0,47	-0,14	17,30	25,01	-7,71
1993	1 003,5	4,15	6,07	-2,89	14,19	8,12	2,39	0,95	0,47	-0,28	16,20	20,72	-4,52
1994	1 007,7	4,19	5,67	-2,45	13,90	8,23	2,23	1,00	0,47	-0,24	16,72	20,64	-3,92
1995	1 011,9	4,32	4,93	-1,57	13,31	8,38	1,90	1,01	0,48	0,20	16,70	19,84	-3,15
1996	1 016,3	4,38	4,45	-0,47	13,06	8,61	1,79	1,03	0,48	0,12	16,48	18,31	-1,84
1997 PR	1 020,8	2,36	4,13	-1,77	12,58	8,45	1,72	1,06	0,48	0,30	17,38	20,60	-3,22
1998 PR	1 023,2	3,64	3,64	0,00	12,46	8,82	1,55	1,06	0,50	0,12	23,51	24,61	-1,11
1999 PP	1 026,9

Voir notes à la fin du tableau 1.

Tableau A1. Population au 1^{er} janvier et composantes de la croissance démographique des provinces et territoires, 1972-1999
ALBERTA

NOMBRES (en milliers)

Année	Population au 1 ^{er} janvier	Accroissement			Naissances	Décès	Immigration	Émigration	Canadiens de retour	Résidents non permanents (solde)	Migration interprovinciale			Résidu ¹
		Total	Naturel	Migratoire							Entrants	Sortants	Solde	
1972	1 680,0	30,9	18,6	11,9	29,3	10,7	8,4	7,8	4,5	0,3	60,5	54,0	6,5	0,4
1973	1 710,9	29,1	18,5	10,2	29,3	10,8	11,9	9,7	4,6	0,7	70,5	67,8	2,7	0,4
1974	1 739,9	42,6	18,6	23,7	29,8	11,3	14,3	9,7	4,4	-0,1	75,4	60,6	14,8	0,4
1975	1 782,6	56,6	20,2	36,0	31,6	11,4	16,3	8,9	4,5	0,7	76,7	53,2	23,5	0,4
1976	1 839,2	73,5	21,5	45,1	33,1	11,6	14,9	8,3	4,5	-0,2	83,5	49,3	34,2	6,9
1977	1 912,7	75,3	22,8	40,9	34,4	11,6	12,7	8,1	4,1	-0,1	82,8	50,5	32,3	11,6
1978	1 988,0	72,2	23,5	37,1	35,4	11,9	9,8	8,6	4,1	-0,2	82,6	50,6	32,0	11,6
1979	2 060,2	85,6	24,9	49,1	37,0	12,1	12,8	7,6	4,0	0,7	96,1	56,9	39,2	11,6
1980	2 145,7	102,9	27,0	64,3	39,7	12,7	18,8	6,4	3,7	1,2	106,7	59,8	46,9	11,6
1981	2 248,7	89,8	29,8	57,9	42,6	12,8	19,3	7,7	3,6	2,5	107,6	67,3	40,2	2,1
1982	2 338,5	43,8	32,1	16,4	45,0	13,0	17,9	9,2	4,1	-0,4	72,7	68,8	4,0	-4,7
1983	2 382,3	7,6	33,0	-20,7	45,6	12,6	10,7	9,2	4,0	0,0	45,9	72,1	-26,2	-4,7
1984	2 389,9	2,6	31,4	-24,1	44,1	12,7	10,7	8,3	3,9	0,2	39,3	69,9	-30,6	-4,7
1985	2 392,5	22,4	30,6	-3,5	43,8	13,2	9,0	8,5	4,3	1,2	49,9	59,5	-9,6	-4,7
1986	2 414,9	14,5	30,2	-11,8	43,7	13,6	9,7	7,3	3,7	2,5	49,5	69,8	-20,3	-3,9
1987	2 429,4	10,9	28,8	-14,6	42,1	13,3	12,0	7,3	3,8	4,6	45,3	72,9	-27,6	-3,3
1988	2 440,4	35,1	28,2	10,2	42,1	13,9	14,0	6,5	3,6	4,7	54,8	60,3	-5,5	-3,3
1989	2 475,5	44,6	29,5	18,4	43,4	13,9	16,2	6,4	3,3	1,9	64,7	61,3	3,4	-3,3
1990	2 520,1	51,7	28,9	26,1	43,0	14,1	18,9	6,6	3,1	-0,4	67,4	56,3	11,1	-3,3
1991	2 571,8	41,3	28,3	14,4	42,8	14,5	17,0	8,6	3,8	-3,3	61,2	55,7	5,5	-1,4
1992	2 613,1	40,7	27,4	13,5	42,0	14,7	17,7	7,5	3,8	-1,6	57,0	56,0	1,0	-0,1
1993	2 653,9	33,6	25,0	8,7	40,3	15,3	18,6	7,5	3,7	-3,7	49,7	52,0	-2,4	-0,1
1994	2 687,4	33,5	24,2	9,5	39,8	15,6	18,0	7,7	3,8	-1,8	51,0	53,7	-2,7	-0,1
1995	2 721,0	38,5	23,0	15,6	38,9	15,9	14,8	8,0	3,8	0,7	53,8	49,5	4,3	-0,1
1996	2 759,5	46,9	21,5	25,5	37,9	16,4	13,9	8,1	3,8	0,8	61,2	46,1	15,1	-0,1
1997 PR	2 806,4	64,7	20,5	44,2	36,9	16,5	13,2	8,4	3,9	1,7	79,2	45,4	33,8	...
1998 PR	2 871,0	73,6	20,3	53,3	37,8	17,5	11,2	8,5	4,0	0,9	97,9	52,2	45,7	...
1999 PP	2 944,6

TAUX (pour 1 000)

Année	Population au 1 ^{er} janvier (en milliers)	Accroissement			Natalité	Mortalité	Immigration	Émigration	Canadiens de retour	Résidents non permanents (solde)	Migration interprovinciale		
		Total	Naturel	Migratoire							Entrants	Sortants	Solde
1972	1 680,0	18,21	10,96	7,03	17,27	6,31	4,95	4,59	2,66	0,15	35,70	31,85	3,86
1973	1 710,9	16,85	10,74	5,89	16,97	6,24	6,90	5,64	2,68	0,38	40,86	39,29	1,56
1974	1 739,9	24,21	10,54	13,45	16,93	6,39	8,11	5,51	2,52	-0,08	42,82	34,41	8,41
1975	1 782,6	31,26	11,17	19,88	17,46	6,29	8,99	4,92	2,49	0,36	42,35	29,40	12,96
1976	1 839,2	39,19	11,45	24,06	17,62	6,17	7,94	4,41	2,41	-0,12	44,51	26,27	18,24
1977	1 912,7	38,60	11,69	20,97	17,64	5,95	6,51	4,15	2,11	-0,07	42,46	25,88	16,58
1978	1 988,0	35,66	11,59	18,35	17,49	5,90	4,85	4,23	2,03	-0,11	40,79	24,98	15,80
1979	2 060,2	40,69	11,84	23,35	17,60	5,76	6,08	3,59	1,90	0,32	45,71	27,06	18,65
1980	2 145,7	46,84	12,31	29,26	18,09	5,78	8,57	2,92	1,69	0,56	48,56	27,20	21,36
1981	2 248,7	39,17	13,00	25,26	18,59	5,59	8,43	3,36	1,57	1,08	46,91	29,36	17,55
1982	2 338,5	18,55	13,59	6,95	19,08	5,49	7,60	3,88	1,73	-0,18	30,81	29,13	1,68
1983	2 382,3	3,18	13,82	-8,68	19,09	5,28	4,48	3,86	1,69	0,00	19,23	30,23	-11,00
1984	2 389,9	1,09	13,12	-10,08	18,44	5,32	4,46	3,49	1,65	0,09	16,45	29,24	-12,79
1985	2 392,5	9,33	12,72	-1,45	18,23	5,50	3,74	3,52	1,79	0,52	20,77	24,75	-3,98
1986	2 414,9	6,00	12,46	-4,86	18,06	5,60	3,99	3,02	1,53	1,02	20,44	28,82	-8,38
1987	2 429,4	4,50	11,83	-5,98	17,29	5,47	4,92	3,01	1,55	1,90	18,60	29,94	-11,33
1988	2 440,4	14,28	11,46	4,15	17,11	5,65	5,71	2,66	1,45	1,91	22,30	24,55	-2,25
1989	2 475,5	17,85	11,81	7,35	17,36	5,55	6,49	2,58	1,34	0,75	25,89	24,54	1,35
1990	2 520,1	20,32	11,37	10,25	16,89	5,53	7,44	2,59	1,21	-0,16	26,47	22,13	4,34
1991	2 571,8	15,94	10,93	5,57	16,50	5,57	6,55	3,30	1,45	-1,26	23,61	21,49	2,13
1992	2 613,1	15,47	10,39	5,13	15,96	5,57	6,72	2,84	1,45	-0,59	21,65	21,26	0,39
1993	2 653,9	12,57	9,34	3,27	15,09	5,74	6,95	2,80	1,40	-1,40	18,60	19,48	-0,88
1994	2 687,4	12,40	8,94	3,50	14,72	5,77	6,65	2,86	1,39	-0,68	18,86	19,85	-0,99
1995	2 721,0	14,04	8,40	5,69	14,20	5,80	5,41	2,91	1,38	0,26	19,63	18,08	1,55
1996	2 759,5	16,85	7,71	9,16	13,60	5,89	5,00	2,90	1,37	0,28	21,99	16,58	5,41
1997 PR	2 806,4	22,78	7,20	15,58	13,00	5,80	4,66	2,95	1,36	0,59	27,91	15,99	11,92
1998 PR	2 871,0	25,31	6,98	18,33	13,01	6,03	3,85	2,91	1,37	0,30	33,66	17,95	15,72
1999 PP	2 944,6

Voir notes à la fin du tableau 1.

Tableau A1. Population au 1^{er} janvier et composantes de la croissance démographique des provinces et territoires, 1972-1999
COLOMBIE-BRITANNIQUE
NOMBRES (en milliers)

Année	Population au 1 ^{er} janvier	Accroissement			Naissances	Décès	Immigration	Émigration	Canadiens de retour	Résidents non permanents (solde)	Migration interprovinciale			Résidu ¹
		Total	Naturel	Migratoire							Entrants	Sortants	Solde	
1972	2 278,1	60,1	16,5	41,8	34,6	18,0	20,1	8,2	4,7	0,3	72,3	47,4	24,9	1,7
1973	2 338,1	71,8	16,3	53,8	34,4	18,1	27,9	10,3	4,8	0,8	87,1	56,6	30,5	1,7
1974	2 409,9	69,2	16,3	51,2	35,5	19,2	34,5	10,4	4,7	-0,2	84,2	61,5	22,7	1,7
1975	2 479,1	41,3	17,1	22,5	36,3	19,2	29,3	9,5	4,8	0,8	61,1	64,0	-2,9	1,7
1976	2 520,4	31,9	17,1	14,8	35,8	18,8	20,5	8,7	4,8	-0,3	59,3	60,8	-1,5	0,0
1977	2 552,3	43,6	18,1	26,7	36,7	18,6	15,4	8,3	4,3	-0,2	62,8	47,3	15,5	-1,2
1978	2 595,9	45,3	18,2	28,4	37,2	19,1	12,3	8,6	4,3	-0,3	65,4	44,7	20,7	-1,2
1979	2 641,2	65,2	19,2	47,3	38,4	19,2	16,6	7,4	4,1	0,8	76,6	43,4	33,2	-1,2
1980	2 706,4	83,1	20,7	63,6	40,1	19,4	24,4	6,2	3,8	1,5	80,0	39,8	40,2	-1,2
1981	2 789,6	64,7	21,6	43,7	41,5	19,9	22,1	6,6	3,4	3,3	70,4	48,8	21,6	-0,6
1982	2 854,2	34,0	22,0	12,1	42,7	20,7	19,0	8,1	3,9	-0,6	45,9	47,9	-2,0	-0,2
1983	2 888,2	37,5	23,1	14,6	42,9	19,8	14,4	8,1	3,7	0,5	43,9	39,9	4,0	-0,2
1984	2 925,7	35,2	23,2	12,1	43,9	20,7	13,2	8,7	3,8	0,4	42,0	38,5	3,5	-0,2
1985	2 960,9	27,8	21,8	6,2	43,1	21,3	12,2	8,6	3,9	1,8	42,6	45,8	-3,2	-0,2
1986	2 988,7	34,6	20,8	13,7	42,0	21,2	12,6	8,2	4,0	4,5	49,5	48,6	0,9	0,1
1987	3 023,3	59,6	20,0	39,2	41,8	21,8	18,9	6,9	3,7	5,8	60,9	43,3	17,6	0,4
1988	3 082,9	75,9	20,4	55,1	42,9	22,5	23,2	5,7	3,2	8,5	67,5	41,6	25,9	0,4
1989	3 158,8	90,1	20,8	68,9	43,8	23,0	25,3	6,0	3,2	9,0	79,4	42,0	37,4	0,4
1990	3 248,9	89,6	22,0	67,1	45,6	23,6	28,7	6,2	3,1	2,8	78,4	39,7	38,7	0,4
1991	3 338,5	85,6	21,6	59,4	45,6	24,0	32,1	6,9	3,3	-3,6	74,5	39,9	34,6	4,6
1992	3 424,1	101,4	21,5	72,2	46,2	24,6	36,7	6,7	3,4	-0,7	78,6	39,0	39,6	7,6
1993	3 525,5	103,3	20,3	75,4	46,0	25,8	45,7	6,8	3,4	-4,4	75,2	37,6	37,6	7,6
1994	3 628,9	108,7	21,1	80,0	47,0	25,9	49,0	7,1	3,4	0,2	74,5	40,1	34,4	7,6
1995	3 737,6	97,1	20,4	69,0	46,8	26,4	44,3	7,3	3,5	5,1	67,1	43,7	23,4	7,6
1996	3 834,7	90,5	18,6	68,7	46,1	27,5	52,1	7,4	3,5	2,7	62,7	44,9	17,8	3,2
1997 PR	3 925,2	68,3	17,2	51,2	44,6	27,4	47,9	7,7	3,5	1,9	59,3	53,7	5,6	...
1998 PR	3 993,5	27,9	15,5	12,4	44,6	29,1	35,9	7,7	3,6	-0,7	54,8	73,5	-18,8	...
1999 PP	4 021,4

TAUX (pour 1 000)

Année	Population au 1 ^{er} janvier (en milliers)	Accroissement			Natalité	Mortalité	Immigration	Émigration	Canadiens de retour	Résidents non permanents (solde)	Migration interprovinciale		
		Total	Naturel	Migratoire							Entrants	Sortants	Solde
1972	2 278,1	26,02	7,17	18,10	14,97	7,81	8,71	3,56	2,03	0,13	31,34	20,54	10,80
1973	2 338,1	30,23	6,85	22,65	14,47	7,62	11,77	4,36	2,04	0,34	36,69	23,82	12,86
1974	2 409,9	28,30	6,66	20,93	14,50	7,84	14,11	4,27	1,92	-0,09	34,43	25,17	9,27
1975	2 479,1	16,54	6,85	8,99	14,51	7,66	11,71	3,81	1,92	0,32	24,46	25,60	-1,15
1976	2 520,4	12,56	6,73	5,83	14,13	7,41	8,08	3,42	1,89	-0,13	23,37	23,96	-0,59
1977	2 552,3	16,93	7,03	10,38	14,25	7,22	5,98	3,21	1,67	-0,08	24,39	18,36	6,02
1978	2 595,9	17,31	6,94	10,84	14,22	7,28	4,71	3,27	1,63	-0,12	24,98	17,07	7,90
1979	2 641,2	24,40	7,19	17,67	14,37	7,18	6,21	2,78	1,52	0,30	28,66	16,22	12,43
1980	2 706,4	30,24	7,54	23,15	14,59	7,05	8,89	2,27	1,37	0,54	29,09	14,48	14,62
1981	2 789,6	22,92	7,66	15,49	14,70	7,04	7,83	2,33	1,19	1,16	24,94	17,30	7,64
1982	2 854,2	11,83	7,68	4,23	14,89	7,21	6,62	2,81	1,34	-0,23	15,98	16,69	-0,70
1983	2 888,2	12,91	7,94	5,03	14,76	6,82	4,97	2,78	1,27	0,19	15,11	13,73	1,39
1984	2 925,7	11,95	7,89	4,12	14,92	7,03	4,48	2,96	1,28	0,12	14,27	13,08	1,19
1985	2 960,9	9,34	7,34	2,07	14,50	7,16	4,11	2,89	1,32	0,60	14,31	15,38	-1,08
1986	2 988,7	11,52	6,90	4,57	13,96	7,06	4,18	2,73	1,33	1,50	16,47	16,17	0,30
1987	3 023,3	19,53	6,55	12,85	13,70	7,14	6,20	2,26	1,22	1,92	19,95	14,18	5,77
1988	3 082,9	24,32	6,53	17,66	13,76	7,22	7,44	1,82	1,04	2,72	21,63	13,34	8,29
1989	3 158,8	28,11	6,48	21,50	13,66	7,18	7,91	1,88	1,00	2,80	24,77	13,11	11,66
1990	3 248,9	27,19	6,69	20,38	13,85	7,16	8,72	1,88	0,94	0,85	23,80	12,05	11,75
1991	3 338,5	25,33	6,40	17,56	13,49	7,09	9,49	2,05	0,98	-1,07	22,02	11,80	10,22
1992	3 424,1	29,19	6,20	20,79	13,28	7,08	10,56	1,93	0,97	-0,21	22,62	11,23	11,39
1993	3 525,5	28,89	5,66	21,09	12,87	7,20	12,78	1,91	0,94	-1,23	21,03	10,52	10,51
1994	3 628,9	29,51	5,72	21,72	12,76	7,04	13,32	1,92	0,93	0,04	20,23	10,88	9,35
1995	3 737,6	25,64	5,40	18,23	12,37	6,97	11,70	1,92	0,92	1,35	17,72	11,54	6,18
1996	3 834,7	23,33	4,79	17,71	11,89	7,10	13,42	1,90	0,90	0,70	16,17	11,58	4,59
1997 PR	3 925,2	17,26	4,34	12,92	11,26	6,92	12,09	1,93	0,89	0,47	14,97	13,57	1,40
1998 PR	3 993,5	6,95	3,87	3,08	11,12	7,25	8,96	1,93	0,91	-0,17	13,66	18,35	-4,68
1999 PP	4 021,4

Voir notes à la fin du tableau 1.

Tableau A1. Population au 1^{er} janvier et composantes de la croissance démographique des provinces et territoires, 1972-1999
YUKON
NOMBRES (en milliers)

Année	Population au 1 ^{er} janvier	Accroissement			Naissances	Décès	Immigration	Émigration	Canadiens de retour	Résidents non permanents (solde)	Migration interprovinciale			Résidu ¹
		Total	Naturel	Migratoire							Entrants	Sortants	Solde	
1972	19,7	1,1	0,3	0,7	0,5	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	2,8	2,2	0,6	0,1
1973	20,8	0,2	0,3	-0,2	0,4	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	2,3	2,6	-0,3	0,1
1974	21,0	0,6	0,4	0,1	0,5	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	2,8	2,7	0,1	0,1
1975	21,6	0,7	0,3	0,3	0,4	0,1	0,1	0,1	0,1	0,0	2,8	2,5	0,2	0,1
1976	22,3	0,3	0,3	-0,3	0,4	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	2,6	2,9	-0,4	0,3
1977	22,5	0,8	0,3	0,1	0,4	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	2,8	2,7	0,1	0,4
1978	23,4	0,6	0,4	-0,2	0,4	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	2,7	2,8	-0,2	0,4
1979	24,0	0,4	0,4	-0,4	0,5	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	2,4	2,8	-0,4	0,4
1980	24,3	0,4	0,3	-0,3	0,5	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	2,3	2,7	-0,4	0,4
1981	24,8	-0,6	0,4	-1,3	0,5	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	2,7	4,1	-1,4	0,3
1982	24,2	-0,6	0,4	-1,2	0,5	0,1	0,1	0,1	0,1	0,0	1,6	2,8	-1,2	0,3
1983	23,6	-0,1	0,4	-0,8	0,5	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	1,6	2,4	-0,8	0,3
1984	23,6	0,6	0,4	-0,1	0,5	0,1	0,0	0,1	0,0	0,0	1,6	1,7	-0,1	0,3
1985	24,2	0,2	0,3	-0,4	0,5	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	1,6	2,0	-0,4	0,3
1986	24,4	0,8	0,4	0,2	0,5	0,1	0,0	0,1	0,0	0,0	2,2	2,0	0,2	0,2
1987	25,1	0,7	0,4	0,2	0,5	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	2,3	2,2	0,1	0,2
1988	25,9	1,0	0,4	0,4	0,5	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0	2,4	2,1	0,3	0,2
1989	26,8	0,7	0,4	0,1	0,5	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0	2,3	2,3	0,0	0,2
1990	27,5	0,7	0,4	0,0	0,6	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	2,2	2,2	0,0	0,2
1991	28,2	1,2	0,5	0,6	0,6	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	2,4	1,9	0,5	0,2
1992	29,3	0,8	0,4	0,3	0,5	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	2,3	2,1	0,2	0,1
1993	30,2	-0,2	0,4	-0,7	0,5	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	1,6	2,4	-0,8	0,1
1994	30,0	0,3	0,3	-0,2	0,4	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	1,8	2,0	-0,2	0,1
1995	30,3	1,2	0,3	0,7	0,5	0,2	0,1	0,1	0,0	0,0	2,3	1,7	0,7	0,1
1996	31,5	0,6	0,3	0,3	0,4	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	1,9	1,7	0,2	0,1
1997 PR	32,1	0,0	0,4	-0,4	0,5	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	1,8	2,2	-0,4	...
1998 PR	32,1	-1,1	0,3	-1,4	0,4	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	1,7	3,2	-1,5	...
1999 PP	31,0

TAUX (pour 1 000)

Année	Population au 1 ^{er} janvier (en milliers)	Accroissement			Natalité	Mortalité	Immigration	Émigration	Canadiens de retour	Résidents non permanents (solde)	Migration interprovinciale		
		Total	Naturel	Migratoire							Entrants	Sortants	Solde
1972	19,7	53,78	17,17	32,32	22,25	5,08	5,72	4,14	2,22	0,15	138,94	110,57	28,37
1973	20,8	7,61	14,79	-11,34	20,10	5,31	4,31	5,22	2,25	0,19	109,42	122,29	-12,88
1974	21,0	28,53	17,91	6,53	23,27	5,36	4,70	4,98	2,26	0,00	130,67	126,11	4,56
1975	21,6	31,02	13,50	13,50	18,61	5,11	4,43	4,47	2,28	0,23	125,46	114,42	11,04
1976	22,3	12,72	14,51	-14,15	20,00	5,49	3,26	3,97	2,19	0,00	114,32	129,95	-15,62
1977	22,5	35,21	14,29	2,92	18,87	4,58	2,27	3,70	1,87	0,00	122,28	119,79	2,48
1978	23,4	25,49	15,14	-7,10	18,90	3,76	2,41	3,76	1,78	0,00	112,16	119,69	-7,53
1979	24,0	15,82	15,49	-16,81	20,75	5,26	2,86	3,15	1,78	0,21	98,53	117,04	-18,51
1980	24,3	17,11	14,18	-13,89	19,39	5,21	3,91	2,53	1,43	0,37	93,45	110,52	-17,07
1981	24,8	-22,67	16,14	-52,21	21,90	5,76	4,49	3,51	1,67	1,35	110,58	166,79	-56,21
1982	24,2	-23,20	17,01	-51,37	21,94	4,93	2,88	4,60	2,30	-1,46	67,80	118,29	-50,49
1983	23,6	-3,52	18,09	-32,96	22,88	4,79	3,09	2,54	1,10	-0,38	65,96	100,19	-34,23
1984	23,6	24,77	17,23	-3,65	21,75	4,53	1,72	2,10	1,17	0,21	66,60	71,25	-4,65
1985	24,2	8,74	14,06	-16,36	19,13	5,07	1,48	1,77	0,95	1,32	65,37	83,71	-18,34
1986	24,4	31,47	14,95	7,55	19,51	4,56	1,98	2,14	1,37	-0,89	88,50	81,27	7,23
1987	25,1	28,73	14,50	6,82	18,74	4,23	3,14	2,31	1,49	0,59	90,50	86,59	3,92
1988	25,9	36,72	14,60	14,91	19,76	5,16	2,58	1,59	0,72	-0,04	92,90	79,66	13,24
1989	26,8	24,07	14,17	2,94	17,66	3,50	3,68	1,55	0,81	1,10	85,23	86,33	-1,10
1990	27,5	23,47	15,85	0,79	19,98	4,13	2,87	2,01	0,86	0,00	79,89	80,82	-0,93
1991	28,2	41,36	15,79	19,83	19,76	3,97	2,92	2,61	1,25	1,63	81,78	65,15	16,63
1992	29,3	28,42	13,84	9,57	17,77	3,93	4,47	2,52	1,08	-0,67	78,45	71,22	7,22
1993	30,2	-6,41	12,79	-24,13	16,88	4,09	3,42	2,13	1,10	-1,43	54,40	79,49	-25,09
1994	30,0	9,89	10,55	-5,57	14,66	4,11	3,88	2,12	1,06	-0,27	59,35	67,47	-8,13
1995	30,3	38,62	10,13	23,70	15,22	5,08	2,82	2,14	1,04	0,74	74,72	53,48	21,24
1996	31,5	20,34	10,15	8,24	13,93	3,77	2,73	2,04	1,01	-0,22	59,92	53,16	6,76
1997 PR	32,1	-1,46	10,90	-12,36	14,79	3,89	2,65	2,12	1,03	-0,44	54,78	68,26	-13,48
1998 PR	32,1	-35,62	10,15	-45,77	14,12	3,97	1,81	2,03	1,02	0,54	55,35	102,46	-47,10
1999 PP	31,0

Voir notes à la fin du tableau 1.

Tableau A1. Population au 1^{er} janvier et composantes de la croissance démographique des provinces et territoires, 1972-1999
TERRITOIRES DU NORD-OUEST (Nunavut inclus)

NOMBRES (en milliers)

Année	Population au 1 ^{er} janvier	Accroissement			Naissances	Décès	Immigration	Émigration	Canadiens de retour	Résidents non permanents (solde)	Migration interprovinciale			Résidu ¹
		Total	Naturel	Migratoire							Entrants	Sortants	Solde	
1972	37,8	2,2	1,0	1,1	1,2	0,3	0,2	0,0	0,0	0,0	4,4	3,5	0,9	0,1
1973	40,0	0,8	1,0	-0,3	1,2	0,2	0,2	0,0	0,0	0,0	3,6	4,0	-0,4	0,1
1974	40,8	1,3	0,8	0,3	1,0	0,2	0,2	0,0	0,0	0,0	4,3	4,2	0,2	0,1
1975	42,1	1,6	1,0	0,6	1,2	0,2	0,2	0,0	0,0	0,0	4,3	3,9	0,4	0,1
1976	43,8	0,6	1,0	-0,6	1,2	0,2	0,2	0,0	0,0	0,0	4,1	4,9	-0,8	0,3
1977	44,4	0,4	1,0	-0,9	1,2	0,2	0,1	0,0	0,0	0,0	4,4	5,4	-1,0	0,3
1978	44,8	0,5	1,0	-0,9	1,2	0,2	0,1	0,0	0,0	0,0	3,9	4,8	-1,0	0,3
1979	45,2	0,7	1,1	-0,7	1,3	0,2	0,1	0,0	0,0	0,0	3,7	4,6	-0,8	0,3
1980	45,9	0,6	1,1	-0,8	1,3	0,2	0,1	0,0	0,0	0,0	3,4	4,3	-0,9	0,3
1981	46,5	1,8	1,1	0,3	1,3	0,2	0,1	0,0	0,0	0,0	4,2	4,1	0,2	0,3
1982	48,2	2,1	1,1	0,6	1,4	0,2	0,1	0,1	0,0	0,0	3,8	3,2	0,6	0,4
1983	50,4	1,6	1,3	0,0	1,5	0,2	0,1	0,0	0,0	0,0	3,4	3,4	0,0	0,4
1984	52,0	1,7	1,2	0,1	1,4	0,2	0,1	0,0	0,0	0,0	3,5	3,5	0,1	0,4
1985	53,6	1,0	1,2	-0,6	1,4	0,2	0,1	0,1	0,0	0,0	3,4	4,0	-0,6	0,4
1986	54,6	-0,1	1,3	-1,8	1,5	0,2	0,1	0,1	0,0	0,0	3,1	4,9	-1,8	0,4
1987	54,5	0,7	1,3	-1,1	1,5	0,2	0,1	0,1	0,0	0,0	3,5	4,7	-1,2	0,5
1988	55,2	1,2	1,3	-0,7	1,6	0,2	0,1	0,1	0,0	0,1	3,5	4,3	-0,8	0,5
1989	56,4	1,4	1,2	-0,3	1,5	0,2	0,1	0,1	0,0	0,0	3,7	4,1	-0,4	0,5
1990	57,8	1,9	1,4	0,1	1,6	0,2	0,1	0,1	0,0	0,1	3,8	3,8	0,0	0,5
1991	59,7	1,9	1,4	0,2	1,6	0,2	0,1	0,1	0,0	0,0	3,7	3,6	0,1	0,3
1992	61,6	1,2	1,3	-0,3	1,6	0,3	0,1	0,1	0,0	-0,1	3,8	4,1	-0,3	0,2
1993	62,9	1,6	1,3	0,1	1,6	0,3	0,2	0,1	0,0	0,0	3,6	3,6	0,0	0,2
1994	64,4	1,6	1,3	0,0	1,6	0,2	0,1	0,1	0,0	0,0	3,7	3,8	-0,1	0,2
1995	66,0	1,0	1,4	-0,6	1,6	0,2	0,1	0,1	0,0	0,0	3,3	4,0	-0,7	0,2
1996	67,0	0,5	1,3	-0,9	1,6	0,3	0,1	0,1	0,0	0,0	3,3	4,2	-0,9	0,1
1997 PR	67,5	0,0	1,2	-1,2	1,5	0,3	0,1	0,1	0,0	0,0	3,4	4,6	-1,2	...
1998 PR	67,5	0,2	1,2	-1,0	1,4	0,3	0,1	0,1	0,0	0,0	3,7	4,7	-1,0	...
1999 PP	67,7

TAUX (pour 1 000)

Année	Population au 1 ^{er} janvier (en milliers)	Accroissement			Natalité	Mortalité	Immigration	Émigration	Canadiens de retour	Résidents non permanents (solde)	Migration interprovinciale		
		Total	Naturel	Migratoire							Entrants	Sortants	Solde
1972	37,8	55,93	24,84	27,64	31,83	6,99	4,86	0,77	0,46	-0,03	113,20	90,07	23,12
1973	40,0	20,58	23,62	-6,36	29,78	6,16	4,40	0,96	0,47	0,02	88,53	98,82	-10,29
1974	40,8	31,21	20,15	7,83	25,11	4,96	4,82	0,92	0,36	-0,10	104,82	101,15	3,66
1975	42,1	38,36	22,32	12,92	27,35	5,03	4,49	0,84	0,42	0,00	100,13	91,29	8,84
1976	43,8	13,05	22,03	-14,73	26,84	4,81	4,02	0,75	0,45	-0,11	92,98	111,31	-18,33
1977	44,4	9,60	22,25	-20,24	26,74	4,49	2,74	0,72	0,40	-0,11	98,06	120,60	-22,55
1978	44,8	10,13	22,19	-19,55	26,74	4,55	2,53	0,71	0,33	-0,11	85,59	107,18	-21,59
1979	45,2	15,22	23,64	-15,84	28,14	4,50	3,05	0,61	0,33	-0,02	81,24	99,82	-18,58
1980	45,9	12,01	23,02	-18,30	28,17	5,15	2,01	0,50	0,28	0,02	72,96	93,08	-20,12
1981	46,5	36,98	23,35	6,33	27,49	4,14	1,92	0,36	0,17	0,91	89,30	85,60	3,69
1982	48,2	43,06	22,92	13,04	27,62	4,71	2,25	1,62	0,67	0,57	76,92	65,75	11,17
1983	50,4	31,02	24,43	-0,27	29,14	4,71	1,15	0,78	0,31	-0,27	66,41	67,10	-0,68
1984	52,0	31,26	22,87	1,74	27,36	4,49	1,42	0,85	0,36	-0,15	67,14	66,18	0,97
1985	53,6	18,54	22,60	-10,55	26,56	3,96	1,31	1,50	0,52	-0,07	63,17	73,98	-10,81
1986	54,6	-1,72	23,31	-33,01	27,62	4,31	1,23	1,39	0,51	0,04	56,61	90,01	-33,39
1987	54,5	12,70	24,17	-20,52	27,76	3,59	1,31	1,24	0,82	0,07	63,92	85,41	-21,49
1988	55,2	20,77	23,93	-12,04	27,87	3,94	1,36	0,97	0,27	1,24	63,20	77,14	-13,94
1989	56,4	24,57	21,55	-5,68	25,91	4,36	1,75	1,98	0,63	0,39	65,34	71,80	-6,47
1990	57,8	33,04	23,10	1,50	26,96	3,86	1,28	1,67	0,75	1,24	63,90	64,01	-0,10
1991	59,7	31,66	23,02	3,15	26,93	3,91	2,04	0,92	0,73	-0,07	60,19	58,82	1,37
1992	61,6	19,57	20,85	-4,76	24,97	4,11	1,78	1,03	0,58	-1,25	61,71	66,54	-4,84
1993	62,9	24,84	20,41	1,02	24,50	4,09	2,69	1,23	0,58	-0,41	55,98	56,60	-0,61
1994	64,4	23,78	20,53	-0,06	24,23	3,70	2,28	1,30	0,58	-0,64	57,32	58,30	-0,98
1995	66,0	14,68	20,85	-9,42	24,27	3,41	1,44	1,35	0,57	0,06	50,37	60,50	-10,14
1996	67,0	7,81	19,19	-12,72	23,24	4,05	1,37	1,44	0,57	0,04	48,70	61,96	-13,25
1997 PR	67,5	0,65	18,00	-17,35	21,77	3,78	1,39	1,47	0,62	0,34	50,54	68,78	-18,23
1998 PR	67,5	2,53	17,16	-14,63	21,22	4,07	0,89	1,42	0,65	0,49	54,13	69,36	-15,23
1999 PP	67,7

Voir notes à la fin du tableau 1.

Tableau A2. Nuptialité

Année	T.-N.	Î.-P.-É.	N.-É.	N.-B.	QC	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.	Yukon	T.N.-O. ¹	Canada
	Nombre de mariages												
1978	3 841	939	6 560	5 310	45 936	67 491	8 232	7 139	18 277	21 388	194	216	185 523
1979	3 737	893	6 920	5 355	46 341	67 980	7 769	7 272	18 999	22 087	181	277	187 811
1980	3 783	939	6 791	5 321	44 848	68 840	7 869	7 561	20 818	23 830	200	269	191 069
1981	3 758	849	6 632	5 108	41 005	70 281	8 123	7 329	21 781	24 699	235	282	190 082
1982	3 764	855	6 486	4 923	38 354	71 595	8 264	7 491	22 312	23 831	225	260	188 360
1983	3 778	937	6 505	5 260	36 144	70 893	8 261	7 504	21 172	23 692	243	286	184 675
1984	3 567	1 057	6 798	5 294	37 433	71 922	8 393	7 213	20 052	23 397	212	259	185 597
1985	3 220	956	6 807	5 312	37 026	72 891	8 296	7 132	19 750	22 292	185	229	184 096
1986	3 421	970	6 445	4 962	33 083	70 839	7 816	6 820	18 896	21 826	183	257	175 518
1987	3 481	924	6 697	4 924	32 616	76 201	7 994	6 853	18 640	23 395	189	237	182 151
1988	3 686	965	6 894	5 292	33 519	78 533	7 908	6 767	19 272	24 461	209	222	187 728
1989	3 905	1 019	6 828	5 254	33 325	80 377	7 800	6 637	19 888	25 170	214	223	190 640
1990	3 791	996	6 386	5 044	32 060	80 097	7 666	6 229	19 806	25 216	218	228	187 737
1991	3 480	876	5 845	4 521	28 922	72 938	7 032	5 923	18 612	23 691	196	215	172 251
1992	3 254	850	5 623	4 313	25 841	70 079	6 899	5 664	17 871	23 749	221	209	164 573
1993	3 163	885	5 403	4 177	25 021	66 575	6 752	5 638	17 860	23 447	180	216	159 317
1994	3 318	850	5 373	4 219	24 986	66 693	6 585	5 689	18 096	23 739	169	241	159 958
1995	3 404	877	5 329	4 252	24 238	67 583	6 703	5 799	18 044	23 597	207	218	160 251
1996	3 194	924	5 392	4 366	23 968	66 208	6 448	5 671	17 283	22 834	197	206	156 691
1997	3 227	876	5 177	4 089	23 958	64 535	6 261	5 707	17 254	21 845	167	210	153 306

¹ Nunavut inclus.

Source : Statistique Canada, Division des statistiques sur la santé, Section de l'état de santé et de l'état civil.

Tableau A3.1 Taux de primonuptialité (pour 1 000) par âge et année de naissance, 1947-1980, sexe masculin, Canada

Âge	Année de naissance																																		
	1980	1979	1978	1977	1976	1975	1974	1973	1972	1971	1970	1969	1968	1967	1966	1965	1964	1963	1962	1961	1960	1959	1958	1957	1956	1955	1954	1953	1952	1951	1950	1949	1948	1947	
	Année du 17e anniversaire																																		
	1997	1996	1995	1994	1993	1992	1991	1990	1989	1988	1987	1986	1985	1984	1983	1982	1981	1980	1979	1978	1977	1976	1975	1974	1973	1972	1971	1970	1969	1968	1967	1966	1965	1964	
17	0,2	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,56	0,4	0,5	0,5	0,6	0,6	0,6	0,7	0,9	1,1	1,6	1,5	2,0	2,5	3,3	3,8	4,4	4,8	4,6	4,2	4,3	4,0	3,8	3,9	3,9	3,9	4,0	
18		1,4	1,6	1,7	1,7	1,8	2,2	2,3	2,7	2,6	2,7	2,8	3,3	3,6	3,9	4,4	5,9	6,6	8,3	9,3	10,7	12,6	14,6	17,8	19,0	20,0	21,2	18,4	17,9	17,2	16,9	17,8	18,1	18,3	
19			4,2	4,6	5,0	5,1	5,2	5,8	6,5	7,1	7,4	8,0	8,2	9,0	10,0	11,0	13,0	16,0	19,0	21,8	24,2	27,6	31,3	35,2	39,6	42,8	45,9	46,7	42,4	41,7	39,8	41,0	44,2	44,6	
20				8,8	8,9	10,0	10,8	10,5	12,4	13,8	15,1	16,5	16,8	17,0	19,4	21,4	23,8	28,0	33,6	38,6	42,5	47,3	51,2	56,3	59,0	67,7	73,4	77,5	79,7	73,7	73,6	73,4	77,4	82,8	
21					15,0	16,1	18,0	18,7	18,9	21,1	23,1	26,6	29,0	28,7	29,4	32,2	36,7	40,3	45,7	52,2	58,0	64,1	68,1	71,6	75,5	78,2	90,9	94,6	103,6	110,6	110,3	114,0	120,1	127,6	
22						22,9	23,7	26,6	27,7	28,2	30,6	34,9	38,3	40,5	41,2	41,6	45,5	50,4	54,5	59,0	65,7	69,2	75,9	78,4	79,1	81,7	86,0	96,2	104,1	112,1	120,1	118,3	130,3	140,0	
23							31,2	33,7	35,7	36,6	37,7	39,9	45,3	50,6	50,7	51,9	53,1	55,3	60,6	63,7	64,6	69,7	72,7	76,9	76,4	77,6	79,5	81,6	90,6	95,5	104,0	111,9	110,1	130,7	
24								38,9	40,8	43,9	44,8	45,0	48,5	51,6	57,1	57,2	57,9	57,5	59,3	63,4	64,5	65,3	66,2	68,0	69,7	69,2	68,6	69,3	70,6	77,9	82,7	87,5	92,7	92,8	
25									44,8	47,8	48,5	49,7	49,4	51,1	54,5	59,0	60,4	58,5	56,8	57,0	59,6	60,2	57,8	59,0	60,5	60,4	59,1	58,2	59,1	58,6	63,7	65,5	69,1	71,9	
26										47,2	47,2	49,6	49,6	48,9	48,9	51,4	55,0	55,3	53,8	49,5	49,8	52,4	50,1	49,9	50,8	50,0	48,7	47,8	46,4	47,4	46,3	49,1	50,3	53,0	
27											44,2	45,2	45,8	46,1	44,3	44,8	45,8	49,2	48,2	46,6	44,4	42,8	44,2	42,7	40,6	40,8	39,8	38,6	37,3	37,2	36,6	38,2	39,0		
28												40,8	41,3	41,2	40,1	38,6	39,3	39,3	42,5	40,9	39,0	36,3	34,6	35,9	34,5	33,8	33,1	32,4	31,6	30,6	30,2	30,1	28,6	29,5	
29													36,5	35,8	35,7	34,0	33,7	33,1	33,8	35,3	34,2	32,8	30,7	28,8	29,9	28,6	28,0	26,6	26,5	25,4	24,1	22,8	22,8	22,4	
30														30,6	29,9	30,0	28,9	28,3	28,3	27,4	29,1	28,2	26,6	25,0	23,7	23,4	22,7	22,2	21,1	20,3	19,9	18,9	18,3	17,8	
31															25,0	24,5	24,9	23,9	23,1	22,9	22,8	23,3	22,1	21,1	20,0	17,6	18,5	18,0	17,4	16,3	15,7	15,2	14,3	13,9	
32																20,7	20,4	20,3	19,5	19,0	18,2	18,4	18,0	17,5	15,8	14,6	14,9	14,8	13,1	12,9	12,1	11,7	11,0		
33																	16,8	16,6	16,1	15,7	15,6	14,8	15,1	15,0	14,4	13,9	12,9	11,7	11,8	11,3	10,9	10,0	9,5	9,2	
34																		13,7	14,1	13,7	12,9	12,6	12,1	11,9	12,6	11,9	11,6	10,2	9,3	9,5	8,8	8,6	7,9	7,8	
35																			11,8	11,1	10,7	10,0	10,0	9,7	9,9	9,7	9,6	8,6	7,5	7,7	7,4	6,7	6,4		
36																				9,7	8,9	8,9	8,3	8,4	8,2	8,0	7,9	8,0	7,3	7,1	6,5	6,2	5,7	5,5	
37																					7,9	7,4	7,2	6,9	6,5	6,3	6,4	6,6	6,6	6,1	5,4	5,0	4,6	4,4	
38																						6,3	5,9	5,8	5,5	5,3	5,0	5,3	5,1	5,0	4,7	3,9	3,5		
39																						5,2	4,9	4,6	4,5	4,4	4,3	4,0	4,3	4,3	3,7	3,7			
40																						5,0	4,4	4,4	4,2	4,1	3,9	3,5	3,3	3,2	3,4	3,5	3,4	3,3	
41																							4,4	4,2	4,1	3,9	3,5	3,3	3,2	2,9	2,6	2,7	2,4	3,0	2,8
42																								3,2	3,5	3,3	3,0	2,9	2,6	2,7	2,4	2,3	2,2	2,3	2,4
43																									3,0	2,7	2,7	2,5	2,3	2,3	2,2	2,3	2,4		
44																										2,5	2,2	2,1	2,0	1,9	1,8	1,7	1,7	1,7	1,7
45																										1,8	1,9	1,7	1,7	1,5	1,4	1,2	1,3		

Sources : Statistique Canada, Division des statistiques sur la santé, Section de l'état de santé et de l'état civil, Division de la démographie, Section des estimations de population.

Tableau A4. Divortialité

Année	T.-N.	Î.-P.-É	N.-É.	N.-B.	QC	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.	Yukon	T.N-O. ²	Canada
Nombre de divorces													
1981	569	187	2 285	1 334	19 193	21 680	2 399	1 932	8 418	9 533	75	66	67 671
1986	687	199	2 609	1 729	19 026	27 549	2 982	2 479	9 556	11 299	94	95	78 304
1987	1 117	275	2 759	1 995	22 098	39 095	3 923	2 968	9 535	12 184	142	109	96 200
1988	906	269	2 494	1 673	20 340	32 524	3 102	2 501	8 744	10 760	82	112	83 507
1989	1 005	248	2 527	1 649	19 829	31 298	2 912	2 460	8 237	10 658	82	93	80 998
1990	1 016	281	2 419	1 699	20 474	28 977	2 798	2 364	8 489	9 773	81	92	78 463
1991	912	269	2 280	1 652	20 274	27 694	2 790	2 240	8 388	10 368	67	86	77 020
1992	867	227	2 304	1 633	19 695	30 463	2 657	2 325	8 217	10 431	117	98	79 034
1993	930	227	2 376	1 606	19 662	28 903	2 586	2 239	8 612	10 889	94	102	78 226
1994	933	249	2 286	1 570	18 224	30 718	2 746	2 354	8 174	11 437	97	92	78 880
1995	982	260	2 294	1 456	20 133	29 352	2 677	2 320	7 599	10 357	112	94	77 636
1996	1 060	237	2 228	1 450	18 078	25 035	2 603	2 216	7 509	10 898	115	99	71 528
1997	822	243	1 983	1 373	17 478	23 629	2 625	2 198	7 185	9 692	101	79	67 408
Durée moyenne du mariage des personnes divorcées dans l'année ¹													
1981	11,8	12,4	11,3	11,8	11,8	11,9	11,0	10,5	10,5	11,7	11,2	9,0	11,5
1986	11,7	12,5	11,3	11,8	11,5	11,7	11,1	10,7	10,9	12,1	11,8	10,9	11,5
1987	11,3	11,7	11,1	11,7	11,3	11,6	10,5	10,4	10,9	11,8	11,7	11,0	11,4
1988	11,7	12,4	11,0	11,7	11,1	11,5	10,6	10,6	11,0	11,7	11,4	10,4	11,3
1989	11,7	11,5	11,3	11,5	11,0	11,3	10,3	10,8	11,0	11,5	11,5	10,5	11,2
1990	11,3	11,9	11,3	11,1	10,8	11,2	10,5	10,6	11,0	11,5	11,4	10,1	11,1
1991	11,4	12,8	11,0	11,4	11,0	10,9	10,3	10,8	10,8	11,3	11,1	9,0	11,0
1992	10,9	12,0	11,2	11,0	10,7	10,9	10,4	10,6	10,8	11,1	10,7	9,3	10,9
1993	11,7	11,8	10,9	11,5	10,5	10,8	10,4	10,6	10,6	10,9	10,6	10,0	10,7
1994	11,3	12,4	11,0	11,1	10,6	10,6	10,4	10,5	10,6	10,7	10,8	10,7	10,7
1995	11,2	12,1	11,1	11,5	10,4	10,8	10,5	10,6	10,8	10,6	10,1	10,1	10,7
1996	11,3	12,2	11,3	11,5	10,4	11,0	10,5	10,6	10,5	10,6	10,2	10,0	10,8
1997	12,0	11,7	11,4	11,4	10,7	10,9	10,5	10,3	10,7	10,7	11,0	9,4	10,9

¹ Exclut les divorces de mariages d'une durée supérieure à 25 ans.

² Nunavut inclus.

Sources : Statistique Canada, Division des statistiques sur la santé et Division de la démographie, Section des estimations de population.

**Tableau A5. Divorces réduits par durée de mariage (pour 10 000), Canada,
promotions de mariage 1945-1946 à 1996-1997**

Année	Nombre de mariages par année civile	Promotion de mariage	Mariages de la promotion	Durée du mariage (années)																									Année d'observation	I.S.D. ¹																			
				0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24			25																		
				1947	130 400	1946-47	133 899																								48	55	49	46	1972	2 004													
1948	126 118	1947-48	128 259																					47	56	50	50	54	1973	2 231																			
1949	124 087	1948-49	125 103																				50	58	56	52	60	58	1974	2 670																			
1950	125 083	1949-50	124 585																				51	60	55	58	59	68	64	1975	2 932																		
1951	128 408	1950-51	126 746																				51	64	61	59	60	73	69	71	1976	3 072																	
1952	128 474	1951-52	128 441																				53	65	63	62	63	74	74	76	69	1977	3 063																
1953	131 034	1952-53	129 754																				54	69	70	64	67	75	80	76	69	55	1978	3 108															
1954	128 629	1953-54	129 832																				50	74	64	62	71	86	82	78	75	70	62	1979	3 180														
1955	128 029	1954-55	128 329																				57	73	65	68	69	85	85	83	75	70	68	65	1980	3 275													
1956	132 713	1955-56	130 371																				59	83	71	73	77	87	90	90	89	78	74	69	72	1981	3 525												
1957	133 186	1956-57	132 950																				67	82	76	75	78	92	105	96	87	85	84	75	66	1982	3 653												
1958	131 525	1957-58	132 356																				61	79	81	81	83	91	101	97	92	84	82	78	77	72	63	1983	3 518										
1959	132 722	1958-59	132 124																				68	91	82	80	86	96	105	103	92	89	80	77	84	77	68	67	1984	3 304									
1960	130 338	1959-60	131 530																				70	93	95	91	97	111	111	110	100	95	90	84	90	87	76	67	64	1985	3 118								
1961	128 475	1960-61	129 407																				73	97	95	95	97	119	119	116	108	100	95	95	95	94	81	78	64	80	1986	3 908							
1962	129 381	1961-62	128 928																				71	105	99	106	103	121	133	123	115	108	97	96	98	106	88	78	71	83	91	1987	4 788						
1963	131 111	1962-63	130 246																				71	114	113	112	114	131	133	134	124	118	104	99	108	105	91	86	79	88	102	81	1988	4 139					
1964	138 135	1963-64	134 623																				68	106	109	113	124	142	136	140	128	126	114	110	113	109	100	92	83	101	111	93	76	1989	3 996				
1965	145 519	1964-65	141 827																				61	98	112	121	134	150	153	153	139	134	124	117	118	115	104	97	92	104	123	92	83	76	1990	3 841			
1966	155 596	1965-66	150 558																				42	93	112	128	143	156	162	163	148	137	130	123	121	115	113	101	93	108	124	104	91	84	72	1991	3 707		
1967	165 879	1966-67	160 738																				31	68	102	126	139	166	177	171	155	145	136	131	132	128	118	106	94	112	132	114	97	85	78	69	1992	3 786	
1968	171 766	1967-68	168 823																				17	49	75	115	142	162	183	173	165	156	151	137	138	137	117	109	97	116	133	112	108	92	81	81	67	1993	3 768
1969	182 183	1968-69	176 975	3	22	53	83	122	158	182	184	171	165	160	153	148	146	133	112	103	121	139	118	106	98	89	82	73	68	1994	3 800																		
1970	188 428	1969-70	185 306	3	25	55	92	151	177	192	192	176	174	165	163	159	139	127	112	121	147	118	113	100	94	85	76	71	70	1995	3 761																		
1971	191 324	1970-71	189 876	4	28	61	106	161	186	189	191	184	180	173	166	151	132	115	129	151	121	113	101	93	90	84	81	77	62	1996	3 463																		

Année	Nombre de mariages par année civile	Promotion de mariage	Mariages de la promotion	Durée du mariage (années)																									Année d'observation	I.S.D. ¹	
				0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24			25
				1972	200 470	1971-72	195 897	4	33	74	117	174	193	196	197	191	188	186	169	145	126	145	159	131	122	111	98	97			83
1973	199 064	1972-73	199 767	5	36	83	129	181	203	212	211	206	204	180	155	135	152	175	138	126	111	103	99	93	89	83	74	71			
1974	198 824	1973-74	198 944	5	44	94	136	184	213	227	229	218	189	168	146	160	184	149	129	111	106	104	97	87	89	78	70				
1975	198 085	1974-75	198 455	6	52	104	147	199	224	242	233	214	185	163	171	196	150	139	130	110	110	102	93	90	82	77					
1976	193 343	1975-76	195 714	8	59	111	161	217	251	246	227	194	165	195	207	165	152	131	119	113	112	103	98	86	80						
1977	187 344	1976-77	190 344	8	63	116	162	227	250	240	208	180	200	225	181	158	143	125	117	113	105	100	88	82							
1978	185 523	1977-78	186 434	7	65	123	175	235	250	221	200	230	248	196	175	155	135	130	116	107	107	90	80								
1979	187 811	1978-79	186 667	8	58	132	185	226	226	211	252	274	211	185	164	148	140	126	118	114	97	88									
1980	191 069	1979-80	189 440	7	65	135	176	206	210	268	297	227	207	184	165	148	142	131	118	105	92										
1981	190 082	1980-81	190 576	8	71	133	154	190	269	316	250	218	189	179	161	150	134	129	110	105											
1982	188 360	1981-82	189 221	9	65	118	144	260	326	263	232	216	190	177	160	153	135	119	104												
1983	184 675	1982-83	186 518	8	64	109	209	322	273	247	219	197	183	172	158	140	128	111													
1984	185 597	1983-84	185 136	8	63	150	270	263	253	237	209	202	184	171	151	135	117														
1985	184 096	1984-85	184 847	8	72	212	249	260	251	226	219	201	187	170	146	123															
1986	175 518	1985-86	179 807	10	103	217	265	263	246	237	222	203	182	163	143																
1987	182 151	1986-87	178 835	20	106	216	251	255	251	235	218	196	171	149																	
1988	187 728	1987-88	184 940	19	106	214	248	254	243	237	216	175	158																		
1989	190 640	1988-89	189 184	19	109	208	265	268	256	231	193	170																			
1990	187 737	1989-90	189 189	17	113	230	272	270	257	213	181																				
1991	172 251	1990-91	179 994	19	120	232	276	274	232	205																					
1992	164 573	1991-92	168 412	21	121	242	270	246	216																						
1993	159 317	1992-93	161 945	22	132	236	246	228																							
1994	159 958	1993-94	159 638	22	129	222	230																								
1995	160 251	1994-95	160 105	20	113	203																									
1996	156 691	1995-96	158 471	16	106																										
1997	153 306	1996-97	154 999	16																											

¹ Indice synthétique de divortialité.

Sources : Statistique Canada, Division des statistiques sur la santé et Division de la démographie, Section des estimations de population.

Tableau A6. Natalité, fécondité

Année	T.-N.	Î.-P.-É	N.-É.	N.-B.	QC	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.	Yukon	T.N-O. ¹	Canada
Naissances vivantes													
1981	10 130	1 897	12 079	10 503	95 322	122 183	16 073	17 209	42 638	41 474	536	1 302	371 346
1986	8 100	1 925	12 353	9 787	84 604	133 875	17 008	17 513	43 741	41 965	483	1 504	372 858
1987	7 769	1 954	12 104	9 587	83 761	134 613	16 952	17 034	42 105	41 812	478	1 520	369 689
1988	7 487	1 976	12 176	9 616	86 590	138 060	17 030	16 763	42 053	42 930	521	1 553	376 755
1989	7 762	1 937	12 530	9 666	92 354	145 327	17 321	16 651	43 351	43 768	480	1 478	392 625
1990	7 604	2 014	12 864	9 819	98 015	150 909	17 350	16 090	43 002	45 614	556	1 580	405 417
1991	7 166	1 885	12 016	9 497	97 310	151 478	17 282	15 304	42 776	45 612	568	1 634	402 528
1992	6 918	1 850	11 874	9 389	96 146	150 593	16 590	15 004	42 039	46 156	529	1 554	398 642
1993	6 421	1 754	11 568	9 049	92 391	147 848	16 709	14 269	40 292	46 026	508	1 559	388 394
1994	6 339	1 716	11 099	8 978	90 578	147 068	16 480	14 038	39 796	46 998	442	1 580	385 112
1995	5 859	1 754	10 726	8 563	87 417	146 263	16 113	13 499	38 914	46 820	470	1 613	378 011
1996	5 747	1 694	10 573	8 176	85 226	140 012	15 478	13 300	37 851	46 138	443	1 562	366 200
1997	5 416	1 591	9 952	7 922	79 774	133 004	14 655	12 860	36 905	44 577	474	1 468	348 598
Taux de fécondité selon le groupe d'âge (pour 1 000)													
1995: 15-19	23,9	30,3	27,7	31,9	17,0	22,4	42,3	42,5	32,1	22,2	37,3	102,5	24,3
20-24	66,8	80,3	74,6	80,0	73,2	61,7	94,8	102,4	85,7	70,2	95,4	158,1	71,9
25-29	90,6	125,4	102,9	104,8	119,1	109,6	125,3	128,8	118,7	103,6	107,2	141,5	112,5
30-34	58,1	90,6	72,0	64,5	82,8	96,4	91,1	81,1	86,6	86,5	85,0	100,4	88,0
35-39	14,9	26,1	23,0	17,4	26,1	37,4	31,9	24,4	31,1	33,9	31,6	40,9	31,5
40-44	1,4	4,1	2,9	2,3	3,9	5,9	4,7	3,4	4,4	5,7	6,9	8,8	4,9
45-49	0,1	0,2	0,1	0,1	0,1	0,2	0,3	0,2	0,2	0,2	0,0	1,2	0,2
1996: 15-19	23,6	29,8	28,0	26,8	16,3	19,9	40,1	39,5	28,2	19,1	32,7	99,4	22,1
20-24	63,7	79,8	72,1	76,7	72,1	57,8	92,6	96,9	79,2	65,0	87,0	165,0	68,4
25-29	92,0	121,0	100,8	102,4	118,4	104,5	120,5	129,9	115,3	99,2	96,8	134,4	109,1
30-34	63,0	84,2	74,5	65,1	81,7	94,5	89,6	81,3	87,6	85,3	76,9	91,1	87,0
35-39	16,4	29,1	24,6	18,8	27,3	38,4	30,8	26,7	32,5	34,8	33,3	39,8	32,6
40-44	1,9	2,4	3,3	2,3	3,9	6,1	5,4	3,9	5,0	6,1	7,2	10,6	5,1
45-49	0,0	0,6	0,1	0,1	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2	0,3	0,8	0,6	0,2
1997: 15-19	22,6	28,7	23,7	25,4	15,5	17,1	36,1	37,2	25,9	17,4	31,1	89,1	20,0
20-24	59,1	76,8	68,7	76,0	67,0	53,7	85,7	94,9	75,1	59,4	90,7	158,6	64,0
25-29	90,6	111,0	98,5	101,2	111,7	98,6	116,1	124,2	112,3	94,3	115,2	130,1	103,8
30-34	61,5	75,1	71,5	64,9	79,5	91,2	87,2	79,1	85,0	83,1	81,6	85,3	84,4
35-39	17,3	27,6	24,4	17,1	26,5	38,1	33,1	27,0	32,4	35,7	37,3	42,5	32,5
40-44	2,1	6,2	3,1	2,4	3,9	6,3	4,8	4,0	5,6	6,0	7,7	7,8	5,2
45-49	0,2	0,0	0,2	0,0	0,1	0,2	0,3	0,4	0,1	0,3	0,0	0,0	0,2

Année	T.-N.	Î.-P.-É.	N.-É.	N.-B.	QC	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.	Yukon	T.N-O. ¹	Canada
Taux de fécondité selon le rang (pour 1 000 femmes)													
1995: 1	19,8	23,3	22,3	22,7	22,9	24,6	26,6	23,5	24,2	25,0	26,0	33,0	24,0
2	15,4	19,3	17,8	17,8	19,0	20,6	20,0	20,0	20,7	18,5	19,2	26,7	19,6
3	4,9	10,2	6,8	6,1	7,4	8,2	10,3	10,6	9,3	7,1	7,8	17,9	8,0
4	1,4	3,9	2,3	1,7	2,1	2,5	4,1	4,2	3,3	2,2	4,0	9,4	2,5
5 +	0,6	1,7	0,9	0,7	1,0	1,4	3,3	3,3	2,0	1,1	2,1	10,7	1,4
1996: 1	20,1	23,2	22,3	21,6	22,6	23,4	25,7	23,1	22,9	23,5	25,8	31,4	23,1
2	16,0	19,4	17,5	16,8	18,4	19,8	19,4	19,3	20,2	18,1	17,1	26,4	19,0
3	4,7	9,1	7,0	6,4	7,2	7,8	9,7	10,6	9,0	6,9	7,0	15,8	7,7
4	1,3	3,3	1,8	1,6	2,1	2,4	4,0	4,4	3,2	2,2	2,9	9,9	2,5
5 +	0,4	1,4	0,9	0,6	1,0	1,3	3,1	3,2	2,1	1,0	1,5	10,6	1,4
1997: 1	19,7	22,8	21,0	21,4	21,5	21,9	24,1	22,0	22,2	22,1	24,6	29,1	21,9
2	15,0	17,6	16,9	16,7	17,4	18,8	18,9	18,5	19,3	17,7	20,9	24,7	18,2
3	4,5	8,9	6,3	5,8	6,6	7,4	9,1	10,3	8,3	6,4	8,2	14,3	7,2
4	1,1	2,0	1,8	1,6	1,9	2,2	3,7	4,3	3,1	2,0	3,2	9,1	2,3
5 +	0,6	1,4	0,9	0,6	0,9	1,2	3,1	3,2	2,0	1,0	1,4	11,3	1,3
Indice synthétique de fécondité (femmes 15-49 ans) ²													
1981	..	1,88	1,62	1,68	1,57	1,58	1,83	2,12	1,87	1,64	2,07	2,86	1,65
1986	..	1,79	1,59	1,53	1,38	1,60	1,83	2,03	1,86	1,62	1,95	2,85	1,60
1987	1,53	1,83	1,56	1,51	1,37	1,58	1,83	1,99	1,83	1,62	1,90	2,86	1,58
1988	1,48	1,86	1,58	1,53	1,43	1,60	1,85	2,00	1,85	1,65	2,00	2,94	1,61
1989	1,54	1,84	1,63	1,56	1,53	1,64	1,92	2,06	1,92	1,66	1,87	2,73	1,67
1990	1,52	1,94	1,68	1,59	1,64	1,68	1,95	2,08	1,90	1,70	2,19	2,83	1,72
1991	1,44	1,86	1,59	1,55	1,65	1,67	1,97	2,04	1,90	1,69	2,15	2,88	1,71
1992	1,40	1,85	1,59	1,56	1,67	1,69	1,93	2,04	1,88	1,68	1,93	2,70	1,71
1993	1,32	1,76	1,57	1,53	1,64	1,67	1,97	1,98	1,82	1,64	1,89	2,69	1,69
1994	1,34	1,73	1,54	1,55	1,64	1,67	1,97	1,97	1,82	1,64	1,73	2,73	1,69
1995	1,28	1,79	1,52	1,51	1,61	1,67	1,95	1,91	1,79	1,61	1,82	2,77	1,67
1996	1,30	1,73	1,52	1,46	1,60	1,61	1,90	1,89	1,74	1,55	1,67	2,70	1,62
1997	1,27	1,63	1,45	1,44	1,52	1,53	1,82	1,83	1,68	1,48	1,82	2,57	1,55

¹ Nunavut inclus.

² Nombre d'enfant par femme.

Sources : Statistique Canada, Division des statistiques sur la santé, Section de l'état de santé et de l'état civil et Division de la démographie.

**Tableau A7. Taux de fécondité et indices synthétiques par rang de naissance et âge de la mère pour le Québec
et le reste du Canada¹, 1981-1997**

Rang	Année	15-19		20-24		25-29		30-34		35-39		40-44		Indice synthétique			
		Québec	Reste du Canada	Québec	Reste du Canada	Canada											
1	1981	12,89	24,98	55,16	53,22	54,14	47,89	16,32	16,99	3,43	3,64	0,54	0,48	0,7124	0,7360	0,7296	
	1986	13,01	21,16	47,20	46,09	49,85	48,42	17,49	20,57	4,42	5,03	0,50	0,66	0,6624	0,7096	0,6975	
	1988	13,92	20,89	48,52	44,40	54,18	49,81	19,25	22,18	4,71	6,05	0,69	0,77	0,7064	0,7205	0,7172	
	1989	14,86	22,29	51,09	45,59	57,95	50,49	21,45	23,55	5,19	6,29	0,64	0,85	0,7559	0,7453	0,7482	
	1990	15,66	22,94	53,49	45,75	60,65	52,95	23,54	25,20	5,64	6,87	0,66	0,89	0,7981	0,7730	0,7794	
	1991	14,93	23,67	52,62	44,41	61,47	51,22	24,25	24,97	6,20	6,99	0,73	0,93	0,8011	0,7610	0,7709	
	1992	15,08	22,89	49,24	42,46	60,41	51,41	24,80	26,05	6,10	7,31	0,78	0,99	0,7821	0,7555	0,7616	
	1993	14,69	22,31	47,70	41,72	56,78	50,70	24,75	27,02	6,29	7,70	0,86	1,11	0,7553	0,7528	0,7527	
	1994	14,89	22,30	46,99	40,74	54,50	50,84	24,57	27,99	6,55	7,94	0,89	1,19	0,7419	0,7550	0,7510	
	1995	14,29	21,92	45,30	40,07	53,94	49,35	25,42	28,95	6,52	8,37	1,00	1,23	0,7324	0,7495	0,7445	
	1996	13,89	19,72	44,88	37,41	54,54	48,17	25,23	28,70	6,93	8,86	0,87	1,33	0,7317	0,7210	0,7226	
	1997	13,15	17,50	41,38	34,91	51,99	46,19	25,12	28,17	6,96	8,84	0,99	1,38	0,6979	0,6849	0,6874	
	2	1981	1,62	4,51	24,13	31,50	52,90	47,19	27,69	25,24	6,11	5,83	0,58	0,62	0,5652	0,5745	0,5719
		1986	1,66	3,88	18,89	27,32	46,14	47,64	25,15	30,68	5,71	8,16	0,67	0,81	0,4911	0,5924	0,5656
1988		1,78	3,77	19,66	25,57	44,19	45,26	27,17	31,47	6,76	9,27	0,83	1,12	0,5020	0,5823	0,5612	
1989		1,93	4,08	20,75	25,33	45,51	45,00	28,66	32,44	7,05	9,63	0,73	1,10	0,5232	0,5879	0,5711	
1990		2,21	4,16	21,96	24,99	49,14	44,74	31,51	33,89	7,97	10,15	0,91	1,20	0,5684	0,5957	0,5886	
1991		2,10	4,32	22,29	24,48	48,52	43,82	32,14	33,28	7,80	10,40	0,88	1,20	0,5686	0,5875	0,5828	
1992		2,36	4,59	22,23	24,30	49,69	43,77	33,40	34,89	8,69	10,76	0,94	1,41	0,5865	0,5986	0,5956	
1993		2,31	4,52	22,42	23,33	48,47	42,35	33,95	34,19	8,77	11,23	1,11	1,43	0,5852	0,5853	0,5850	
1994		2,28	4,46	22,00	22,90	48,59	41,70	34,86	34,92	9,22	11,67	1,07	1,53	0,5901	0,5859	0,5866	
1995		2,36	4,20	21,30	22,54	45,56	40,07	34,77	35,81	9,64	11,96	1,19	1,59	0,5741	0,5809	0,5788	
1996		2,12	3,65	20,93	21,25	44,22	38,35	34,19	35,82	10,41	12,71	1,26	1,70	0,5656	0,5673	0,5664	
1997		2,09	3,44	19,60	20,04	41,83	36,82	33,48	35,02	10,01	12,95	1,17	1,83	0,5409	0,5505	0,5477	
3		1981	0,16	0,44	4,44	8,39	17,33	19,74	16,62	15,83	4,57	4,80	0,56	0,69	0,2184	0,2494	0,2408
		1986	0,18	0,48	3,39	7,49	13,12	19,28	12,26	17,67	4,30	6,05	0,57	0,74	0,1691	0,2586	0,2347
	1988	0,18	0,48	3,58	7,24	12,43	18,31	12,20	17,88	4,07	6,74	0,52	0,84	0,1649	0,2575	0,2330	
	1989	0,22	0,49	4,30	7,28	13,91	17,81	13,86	18,44	4,61	7,09	0,65	0,96	0,1878	0,2603	0,2413	
	1990	0,17	0,50	4,53	7,19	15,09	17,30	15,14	18,36	5,20	7,25	0,58	0,91	0,2036	0,2576	0,2436	
	1991	0,19	0,51	4,64	7,11	15,13	16,91	15,73	18,54	5,44	7,19	0,68	0,92	0,2090	0,2559	0,2441	
	1992	0,24	0,60	5,01	7,09	15,49	16,46	16,64	17,98	5,63	7,31	0,81	0,94	0,2191	0,2519	0,2438	
	1993	0,25	0,56	5,36	7,00	15,03	15,50	16,07	17,68	5,58	7,16	0,73	0,97	0,2151	0,2444	0,2371	
	1994	0,29	0,57	5,30	7,07	15,57	15,10	16,17	16,96	5,85	7,31	0,82	1,06	0,2200	0,2404	0,2354	
	1995	0,33	0,54	5,31	6,69	14,93	14,53	16,06	16,66	5,97	7,41	0,80	1,09	0,2170	0,2346	0,2303	
	1996	0,24	0,54	5,14	6,46	14,58	13,75	15,82	16,20	6,04	7,47	0,84	1,10	0,2133	0,2276	0,2240	
	1997	0,17	0,44	4,77	6,11	13,33	12,74	14,80	15,36	5,75	7,38	0,74	1,12	0,1978	0,2158	0,2113	

Rang	Année	15-19		20-24		25-29		30-34		35-39		40-44		Indice synthétique			
		Québec	Reste du Canada	Québec	Reste du Canada	Canada											
4	1981	0,01	0,05	0,54	1,59	2,94	5,31	4,48	5,68	2,23	2,64	0,43	0,50	0,0531	0,0788	0,0717	
	1986	0,02	0,03	0,48	1,49	2,40	5,19	3,33	5,97	1,70	2,83	0,37	0,49	0,0415	0,0800	0,0697	
	1988	0,02	0,05	0,55	1,50	2,41	4,97	3,07	5,79	1,69	2,91	0,43	0,49	0,0409	0,0786	0,0686	
	1989	0,01	0,05	0,58	1,59	2,61	4,90	3,65	6,14	1,68	3,07	0,35	0,57	0,0443	0,0816	0,0718	
	1990	0,00	0,04	0,76	1,67	2,80	4,77	3,95	6,03	2,24	3,11	0,35	0,54	0,0505	0,0808	0,0729	
	1991	0,01	0,05	0,82	1,68	3,23	4,73	4,18	6,04	2,11	3,21	0,37	0,49	0,0536	0,0810	0,0741	
	1992	0,03	0,06	0,92	1,71	3,15	4,61	4,37	5,89	2,20	3,03	0,42	0,53	0,0554	0,0791	0,0732	
	1993	0,02	0,05	0,83	1,61	3,11	4,41	4,54	5,74	2,24	3,17	0,45	0,56	0,0559	0,0777	0,0723	
	1994	0,02	0,06	1,14	1,64	3,51	4,40	4,81	5,58	2,52	3,05	0,49	0,57	0,0625	0,0765	0,0731	
	1995	0,03	0,06	1,06	1,64	3,56	4,43	4,65	5,30	2,38	3,18	0,48	0,56	0,0607	0,0758	0,0722	
	1996	0,02	0,07	0,97	1,64	3,86	4,03	4,52	5,18	2,45	3,08	0,40	0,64	0,0611	0,0732	0,0703	
	1997	0,04	0,04	1,02	1,55	3,23	3,88	4,26	4,71	2,36	3,00	0,50	0,59	0,0570	0,0688	0,0660	
	5 +	1981	0,00	0,01	0,12	0,35	0,77	1,83	1,54	3,17	1,54	2,60	0,57	0,93	0,0227	0,0444	0,0383
		1986	0,00	0,00	0,09	0,37	0,68	1,82	1,29	2,84	1,07	2,08	0,36	0,65	0,0175	0,0388	0,0330
		1988	0,00	0,00	0,09	0,38	0,63	1,72	1,31	2,98	1,18	2,11	0,40	0,68	0,0180	0,0394	0,0337
1989		0,00	0,00	0,13	0,41	0,77	1,77	1,60	2,88	1,30	2,15	0,35	0,63	0,0207	0,0392	0,0343	
1990		0,01	0,01	0,15	0,44	0,77	1,92	1,51	2,92	1,30	2,27	0,39	0,67	0,0206	0,0412	0,0358	
1991		0,00	0,00	0,14	0,44	0,81	1,96	1,62	3,00	1,38	2,26	0,37	0,64	0,0216	0,0416	0,0365	
1992		0,00	0,02	0,21	0,44	0,97	2,02	1,69	2,99	1,32	2,30	0,38	0,69	0,0228	0,0423	0,0374	
1993		0,00	0,02	0,17	0,48	0,95	1,99	1,80	2,96	1,48	2,23	0,47	0,65	0,0244	0,0417	0,0374	
1994		0,00	0,04	0,19	0,55	1,16	2,09	1,81	2,97	1,39	2,23	0,46	0,68	0,0250	0,0428	0,0384	
1995		0,00	0,02	0,20	0,52	1,08	2,11	1,91	2,88	1,63	2,35	0,47	0,70	0,0264	0,0429	0,0389	
1996		0,00	0,02	0,21	0,53	1,23	2,02	1,94	2,79	1,50	2,23	0,57	0,71	0,0272	0,0415	0,0381	
1997	0,00	0,01	0,21	0,44	1,30	1,87	1,85	2,67	1,43	2,31	0,48	0,71	0,0263	0,0401	0,0368		
Tous rangs	1981	14,69	29,99	84,40	95,06	128,08	121,96	66,65	66,90	17,88	19,51	2,67	3,22	1,5718	1,6832	1,6523	
	1986	14,86	25,56	70,05	82,75	112,18	122,34	59,52	77,74	17,20	24,16	2,48	3,36	1,3814	1,6795	1,6005	
	1988	15,90	25,19	72,39	79,08	113,84	120,07	63,00	80,31	18,41	27,08	2,87	3,90	1,4321	1,6782	1,6136	
	1989	17,03	26,91	76,85	80,20	120,75	119,96	69,22	83,46	19,82	28,23	2,72	4,11	1,5320	1,7144	1,6668	
	1990	18,06	27,66	80,88	80,04	128,43	121,68	75,65	86,41	22,35	29,65	2,89	4,21	1,6413	1,7483	1,7204	
	1991	17,22	28,56	80,52	78,12	129,16	118,64	77,91	85,84	22,93	30,06	3,03	4,19	1,6538	1,7270	1,7083	
	1992	17,72	28,15	77,60	76,01	129,71	118,26	80,89	87,81	23,94	30,71	3,33	4,56	1,6660	1,7275	1,7116	
	1993	17,26	27,46	76,48	74,15	124,34	114,96	81,12	87,58	24,36	31,50	3,63	4,73	1,6360	1,7018	1,6846	
	1994	17,46	27,43	75,61	72,91	123,34	114,13	82,21	88,43	25,52	32,19	3,73	5,02	1,6394	1,7006	1,6844	
	1995	17,01	26,75	73,17	71,46	119,06	110,48	82,81	89,61	26,14	33,27	3,94	5,17	1,6106	1,6837	1,6647	
	1996	16,27	24,01	72,13	67,29	118,42	106,32	81,69	88,68	27,33	34,35	3,94	5,47	1,5989	1,6306	1,6215	
1997	15,45	21,42	66,99	63,07	111,67	101,50	79,50	85,93	26,51	34,47	3,88	5,63	1,5200	1,5601	1,5492		

¹ Sans Terre-Neuve avant 1991.

Sources : Statistique Canada, Division des statistiques sur la santé, Section de l'état de santé et de l'état civil et Division de la démographie, Section des estimations de population.

Tableau A8. Décès

Année	T.-N.	Î.-P.-É.	N.-É.	N.-B.	QC	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.	Yukon	T.N.-O. ¹	Canada
Décès													
1981	3 230	992	6 958	5 139	42 684	62 838	8 648	7 523	12 823	19 857	141	196	171 029
1986	3 540	1 121	7 255	5 458	46 892	67 865	8 911	8 061	13 560	21 213	113	235	184 224
1987	3 629	1 115	7 112	5 408	47 616	68 119	8 710	7 808	13 316	21 814	108	197	184 952
1988	3 591	1 112	7 412	5 450	47 771	70 679	9 100	8 100	13 894	22 546	136	220	190 011
1989	3 718	1 089	7 516	5 496	48 305	70 907	8 819	7 920	13 854	22 997	95	249	190 965
1990	3 884	1 143	7 388	5 426	48 420	70 818	8 863	8 044	14 068	23 577	115	227	191 973
1991	3 798	1 188	7 255	5 469	49 121	72 917	8 943	8 098	14 451	23 977	114	237	195 568
1992	3 798	1 114	7 544	5 609	48 824	73 206	8 980	7 793	14 679	24 615	117	256	196 535
1993	3 890	1 145	7 559	5 806	51 711	75 853	9 299	8 164	15 338	25 764	123	260	204 912
1994	4 050	1 114	7 770	5 917	51 366	77 487	9 148	8 308	15 613	25 939	124	241	207 077
1995	3 935	1 153	7 687	5 938	52 734	78 479	9 658	8 495	15 895	26 375	157	227	210 733
1996	3 928	1 268	7 751	5 896	52 336	79 099	9 497	8 765	16 391	27 536	120	272	212 859
1997	4 318	1 030	8 044	5 944	54 399	79 541	9 511	8 637	16 452	27 412	123	258	215 669
Décès d'enfants de moins d'un an													
1981	98	25	139	114	807	1 073	191	203	452	424	8	28	3 562
1986	65	13	104	81	604	969	157	157	393	355	12	28	2 938
1987	59	13	90	67	594	888	142	155	315	359	5	19	2 706
1988	70	14	79	69	563	910	132	140	347	362	3	16	2 705
1989	64	12	73	69	632	985	115	134	325	360	2	24	2 795
1990	70	12	81	71	612	946	138	123	346	344	4	19	2 766
1991	56	13	69	58	578	953	111	126	285	298	6	20	2 573
1992	49	3	71	59	522	886	113	110	304	286	2	26	2 431
1993	50	16	82	65	529	922	118	115	268	264	4	15	2 448
1994	52	11	67	48	506	878	115	125	294	297	1	23	2 417
1995	46	8	52	41	477	870	123	123	274	280	6	21	2 321
1996	38	8	59	40	396	802	104	112	236	237	0	19	2 051
1997	28	7	44	45	444	728	110	114	178	210	4	16	1 928

¹ Nunavut inclus.

Source : Statistique Canada, Division des statistiques sur la santé, Section de l'état de santé et de l'état civil.

Tableau A9. Espérance de vie à divers âges (tables triennales), Canada, 1971 à 1997

Année	Hommes								
	1971	1976	1981	1986	1991	1995	1996	1997 ¹	
0	69,58	70,47	72,03	73,29	74,61	75,21	75,45	75,78	
1	70,00	70,49	71,82	72,92	74,14	74,71	74,92	75,22	
5	66,25	66,71	67,99	69,05	70,25	70,80	71,01	71,31	
10	61,43	61,86	63,10	64,14	65,32	65,86	66,07	66,37	
15	56,58	56,99	58,22	59,23	60,40	60,93	61,14	61,44	
20	51,97	52,39	53,57	54,52	55,66	56,16	56,36	56,66	
25	47,40	47,83	48,95	49,85	50,96	51,43	51,63	51,93	
30	42,72	43,15	44,26	45,12	46,24	46,70	46,88	47,16	
35	38,04	38,46	39,53	40,40	41,53	41,98	42,16	42,42	
40	33,42	33,83	34,85	35,69	36,86	37,31	37,47	37,71	
45	28,96	29,34	30,28	31,07	32,22	32,70	32,84	33,07	
50	24,71	25,08	25,92	26,62	27,73	28,17	28,31	28,52	
55	20,75	21,10	21,83	22,42	23,43	23,84	23,96	24,15	
60	17,11	17,45	18,06	18,54	19,44	19,75	19,86	20,03	
65	13,87	14,17	14,65	15,01	15,81	16,02	16,09	16,25	
70	11,05	11,26	11,66	11,90	12,55	12,69	12,73	12,87	
75	8,67	8,78	9,07	9,22	9,71	9,77	9,79	9,92	
80	6,59	6,72	6,92	6,99	7,36	7,33	7,31	7,38	
85	5,04	5,17	5,22	5,20	5,53	5,41	5,36	5,45	
90	3,92	4,30	3,95	3,82	4,28	4,07	3,94	4,00	
	Femmes								
0	76,58	77,79	79,16	79,99	80,96	81,12	81,21	81,39	
1	76,77	77,71	78,83	79,54	80,43	80,55	80,62	80,79	
5	73,00	73,89	74,97	75,66	76,52	76,63	76,70	76,87	
10	68,13	69,00	70,06	70,72	71,58	71,69	71,76	71,92	
15	63,23	64,09	65,13	65,79	66,64	66,74	66,81	66,98	
20	58,40	59,25	60,27	60,91	61,75	61,85	61,92	62,08	
25	53,55	54,40	55,40	56,02	56,86	56,95	57,01	57,18	
30	48,71	49,54	50,54	51,14	51,97	52,05	52,12	52,28	
35	43,91	44,71	45,69	46,27	47,11	47,18	47,25	47,40	
40	39,19	39,96	40,90	41,45	42,29	42,35	42,41	42,57	
45	34,56	35,30	36,21	36,72	37,52	37,60	37,66	37,81	
50	30,06	30,80	31,64	32,12	32,89	32,94	32,99	33,14	
55	25,72	26,43	27,24	27,67	28,39	28,42	28,46	28,58	
60	21,58	22,25	23,02	23,40	24,07	24,09	24,11	24,21	
65	17,66	18,30	19,02	19,35	19,97	19,95	19,96	20,07	
70	14,04	14,64	15,31	15,57	16,13	16,08	16,08	16,17	
75	10,81	11,36	11,95	12,13	12,60	12,53	12,51	12,60	
80	8,07	8,54	9,01	9,15	9,52	9,41	9,36	9,43	
85	5,93	6,36	6,66	6,68	6,98	6,82	6,77	6,84	
90	4,45	4,95	4,95	4,86	5,07	4,90	4,82	4,86	

¹ Calculée en utilisant, pour établir une moyenne, les décès de 1996 et deux fois ceux de 1997.

Sources : Statistique Canada, Division des statistiques sur la santé, Section de l'état de santé et de l'état civil, Division de la démographie, Section des estimations de population et Section de la recherche et de l'analyse.

Tableau A10. Immigrants reçus au Canada selon le pays de naissance, 1981-1998

	1981	1986	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
ASIE	50 894	42 486	95 098	115 294	123 463	143 087	149 883	143 272	130 590	145 509	139 738	101 902
Chine	9 789	4 190	8 981	14 483	20 982	22 407	19 731	23 348	20 981	24 986	24 750	22 622
Corée du Sud	1 504	1 206	3 004	2 085	2 606	3 787	3 817	3 014	3 508	3 251	4 110	4 875
Hong Kong ¹	4 040	4 316	15 728	23 741	16 589	28 266	27 320	33 728	24 883	24 143	17 805	6 343
Inde	9 427	7 479	10 700	12 601	14 309	14 304	21 762	18 567	18 277	23 388	21 711	16 814
Iran	1 409	2 149	4 264	3 986	6 689	7 105	4 174	3 010	4 075	6 260	7 884	6 996
Iraq	305	316	1 115	815	996	2 177	3 319	2 254	2 416	2 771	2 574	1 862
Liban	1 043	2 451	6 870	12 978	12 225	6 662	4 806	2 725	2 164	1 895	1 470	1 342
Pakistan	823	630	2 042	2 150	2 780	3 751	4 509	4 406	4 662	8 556	12 179	8 396
Philippines	5 986	4 215	11 888	12 608	12 741	13 805	20 551	19 499	15 825	13 626	11 414	8 499
Sri Lanka	368	1 839	2 716	3 458	7 158	12 947	9 477	7 088	9 363	6 443	5 342	3 535
Taiwan	705	643	3 162	3 592	4 299	7 079	9 382	7 007	7 429	12 754	12 784	6 930
Viêt-nam	8 241	6 240	9 537	9 323	8 901	7 867	8 400	6 505	4 180	2 706	1 998	1 821
Autres	7 254	6 812	15 091	13 474	13 188	12 930	12 635	12 121	12 827	14 730	15 717	11 867
EUROPE	44 817	22 534	50 751	51 165	46 921	43 675	45 719	38 080	40 314	39 207	37 952	37 128
Allemagne	2 075	1 349	2 015	1 611	1 576	1 412	1 659	1 364	1 590	1 760	1 562	1 647
Bosnie-Herzégovine	0	0	0	0	0	347	2 747	4 723	4 194	2 466	2 204	2 469
France	1 681	1 124	2 127	2 004	2 631	3 117	3 351	2 522	3 035	2 438	2 313	2 986
Grande-Bretagne	18 920	4 610	7 365	7 074	6 444	5 919	5 954	4 771	4 564	4 381	3 923	3 260
Grèce	927	553	794	609	626	597	540	341	245	239	209	143
Irlande	851	477	1 303	800	639	490	417	317	228	259	226	173
Italie	2 058	787	1 197	1 073	782	672	696	533	506	489	466	369
Pologne	4 094	5 286	16 013	16 807	15 812	11 971	6 945	3 572	2 453	2 167	1 793	1 507
Portugal	3 292	2 456	7 935	7 754	5 861	2 749	1 706	819	816	711	697	431
Roumanie	1 004	1 003	2 205	2 976	2 600	3 314	3 787	3 596	4 342	3 952	4 045	3 058
Russie	0	0	0	0	1	161	891	1 414	2 087	3 181	4 236	4 715
Ukraine	0	0	2	2	5	113	870	1 436	1 828	2 680	2 648	2 731
Autres	9 915	4 889	9 795	10 455	9 944	12 813	16 156	12 672	14 426	14 484	13 630	13 639

Tableau A10. Immigrants reçus au Canada selon le pays de naissance, 1981-1998 - fin

	1981	1986	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
AFRIQUE	5 915	5 200	12 428	13 911	16 656	20 265	17 576	14 216	15 506	15 847	15 316	14 418
Afrique du Sud	1 238	797	1 416	1 005	947	1 139	1 668	2 465	1 478	1 351	1 767	1 403
Algérie	128	114	465	508	913	853	751	649	1 111	2 042	1 798	2 239
Egypte	767	631	1 749	2 522	1 942	1 641	1 661	2 321	2 716	2 375	2 043	1 297
Ethiopie	152	993	2 275	2 430	2 577	2 282	1 925	1 273	952	1 043	810	654
Somalie	9	58	448	1 160	3 276	5 561	3 657	1 729	2 078	1 424	1 159	1 383
Autres	3 621	2 607	6 075	6 286	7 001	8 789	7 914	5 779	7 171	7 612	7 739	7 442
AMÉRIQUE DU NORD et AMÉRIQUE CENTRALE	10 183	12 419	11 890	13 146	19 100	18 843	14 428	8 774	7 270	8 550	7 927	6 848
États-Unis	8 695	6 100	5 817	5 135	5 323	5 980	6 480	5 154	4 331	5 051	4 402	4 140
Mexique	397	675	1 030	1 205	1 150	1 200	1 154	786	764	1 247	1 690	1 381
Autres	1 091	5 644	5 043	6 806	12 627	11 663	6 794	2 834	2 175	2 252	1 835	1 327
ANTILLES ET BERMUDES	8 805	8 951	10 945	11 840	13 119	15 242	16 755	10 071	10 101	9 396	8 234	6 378
Haïti	3 704	1 765	2 380	2 389	2 852	2 433	3 687	2 124	2 044	1 976	1 656	1 310
Jamaïque	2 688	4 694	4 002	5 035	5 135	6 062	6 118	3 953	3 644	3 309	2 870	2 252
Trinité-et-Tobago	949	927	3 012	2 831	2 983	4 351	4 216	2 342	2 585	2 205	1 760	1 196
Autres	1 464	1 565	1 551	1 585	2 149	2 396	2 734	1 652	1 828	1 906	1 948	1 620
AMÉRIQUE DU SUD	6 126	6 557	8 578	8 631	10 517	10 314	9 559	7 956	7 521	6 019	5 590	4 878
Guyana	3 024	3 991	3 370	2 895	3 371	3 059	3 553	4 272	3 978	2 392	1 841	1 272
Autres	3 102	2 566	5 208	5 736	7 146	7 255	6 006	3 684	3 543	3 627	3 749	3 606
AUSTRALASIE	1 024	451	637	728	743	931	1 018	742	676	695	626	514
OCÉANIE	726	387	751	1 190	1 626	1 780	1 335	1 048	681	636	472	391
AUTRES ET NON DÉCLARÉS	303	354	427	513	618	708	486	219	197	191	190	1 686
TOTAL	128 793	99 339	191 505	216 418	232 763	254 845	256 759	224 378	212 856	226 050	216 045	174 143

¹ Inclut Hong Kong RAS (Région administrative spéciale) depuis 1^{er} juillet 1997.

Nota : Les données sont provisoires en date du 12 juillet 1999.

Source : Citoyenneté et Immigration Canada, données non publiées.

**Tableau A11. Population canadienne au 1^{er} juillet 1996, 1997 et 1998
selon l'âge et le sexe (en milliers)**

Âge	Hommes			Femmes		
	1996	1997	1998	1996	1997	1998
0	194,8	183,1	178,8	186,2	173,3	169,4
1	198,3	196,3	184,5	187,9	188,2	175,1
2	200,2	199,9	197,7	190,1	189,6	189,6
3	204,4	201,7	201,3	194,1	191,5	190,8
4	209,4	205,9	203,0	200,0	195,6	192,8
5	212,1	211,2	207,3	201,8	201,6	197,0
6	213,2	214,2	212,7	202,9	203,5	203,1
7	205,8	214,9	215,6	195,8	204,4	204,8
8	200,0	207,5	216,2	190,8	197,4	205,7
9	202,1	201,7	208,9	192,7	192,4	198,8
10	206,2	203,8	203,2	195,5	194,2	193,6
11	207,7	207,9	205,1	196,1	196,8	195,3
12	206,3	209,5	209,3	196,0	197,7	198,2
13	205,6	208,0	210,9	195,3	197,4	198,8
14	205,6	207,5	209,5	195,0	196,7	198,8
15	208,5	207,3	209,0	197,9	196,6	198,0
16	208,9	210,3	209,0	197,3	199,7	198,2
17	206,6	210,7	211,8	194,6	199,4	201,6
18	204,7	206,3	212,2	192,7	196,5	201,0
19	206,3	208,5	209,9	195,5	195,0	198,6
20	206,7	207,5	207,4	196,8	197,7	196,9
21	206,5	208,4	208,9	198,2	199,7	200,1
22	200,9	208,3	209,8	194,2	200,3	201,5
23	202,9	202,8	209,6	196,5	196,3	202,2
24	206,9	204,9	204,2	201,0	198,6	198,1
25	216,3	208,4	206,0	211,1	203,3	200,4
26	218,7	218,1	209,7	212,5	213,4	205,2
27	216,5	220,4	219,5	211,9	214,6	215,1
28	217,3	218,6	222,1	213,7	214,3	216,6
29	224,9	219,5	220,4	220,6	216,2	216,3
30	239,4	227,2	221,7	233,9	222,9	218,4
31	258,2	241,5	228,8	252,1	236,3	224,8
32	268,3	260,2	243,0	261,3	254,4	238,1
33	272,3	270,4	261,6	266,0	263,8	256,2
34	268,0	274,1	271,6	262,9	268,3	265,4
35	270,6	269,5	275,4	267,1	265,0	270,2
36	267,8	272,0	270,6	265,2	269,3	266,7
37	262,1	269,1	273,0	261,5	267,1	270,6
38	261,2	263,6	270,3	259,2	263,3	268,5
39	256,1	262,6	264,5	255,5	260,8	264,5
40	248,5	257,3	263,4	248,8	257,1	262,0
41	247,0	249,8	258,2	247,7	250,1	257,9
42	238,7	247,9	250,3	248,4	248,7	250,8
43	228,7	239,5	248,4	231,1	242,0	249,4
44	221,7	229,4	239,9	222,2	232,0	242,6
45	217,9	222,3	229,8	218,2	222,8	232,3
46	214,2	218,3	222,5	214,2	218,6	223,0

Voir notes à la fin du tableau.

**Tableau A11. Population canadienne au 1^{er} juillet 1996, 1997 et 1998
selon l'âge et le sexe (en milliers) - fin**

Âge	Hommes			Femmes		
	1996	1997	1998	1996	1997	1998
47	210,7	214,5	218,3	211,5	214,6	218,8
48	211,4	210,8	214,5	211,5	211,7	214,6
49	210,9	211,3	210,5	211,5	211,6	211,6
50	181,6	210,6	210,8	182,2	211,6	211,5
51	169,5	181,2	210,1	169,8	182,3	211,6
52	165,2	168,9	180,5	166,3	169,7	182,1
53	160,4	164,7	168,3	161,4	166,3	169,6
54	149,0	159,7	163,9	150,6	161,3	166,0
55	143,0	148,3	158,9	145,2	150,4	161,1
56	135,2	142,3	147,6	137,5	145,1	150,2
57	131,6	134,5	141,5	134,3	137,3	144,7
58	127,1	130,9	133,7	129,6	134,0	137,0
59	122,4	126,2	129,9	125,4	129,4	133,7
60	122,2	121,5	125,2	125,7	125,1	128,9
61	119,0	121,1	120,2	123,0	125,3	124,6
62	116,5	117,7	119,8	120,1	122,5	124,7
63	117,8	115,1	116,1	122,6	119,6	121,9
64	118,1	116,3	113,4	122,8	121,9	118,7
65	115,7	116,2	114,3	123,2	121,9	120,9
66	111,6	113,6	114,1	120,8	122,2	120,8
67	105,5	109,4	111,3	116,7	119,7	121,0
68	102,8	103,1	106,9	115,9	115,3	118,3
69	97,6	100,3	100,5	113,5	114,5	113,7
70	94,3	94,8	97,4	113,6	111,8	112,8
71	90,0	91,3	91,7	111,3	109,9	109,9
72	85,1	87,0	88,1	108,5	109,5	109,9
73	80,2	81,9	83,7	104,5	106,4	107,3
74	76,7	76,9	78,5	102,8	102,2	103,9
75	70,9	73,2	73,4	97,1	100,4	99,6
76	64,5	67,4	69,6	90,5	94,5	97,7
77	53,5	61,5	64,3	78,3	88,1	92,0
78	48,6	50,4	58,3	72,0	75,6	85,4
79	44,9	45,3	47,0	69,1	69,2	72,7
80	41,6	41,6	41,9	65,7	66,0	66,1
81	39,3	38,1	37,9	64,1	62,4	62,5
82	34,5	35,9	34,6	58,7	60,7	58,9
83	30,0	31,3	32,6	52,5	55,1	57,0
84	24,9	26,8	28,2	46,4	48,9	51,4
85	21,0	22,1	24,0	41,2	42,9	45,3
86	17,8	18,5	19,5	35,9	37,7	39,3
87	14,5	15,5	16,1	31,2	32,6	34,4
88	11,9	12,4	13,3	26,9	27,9	29,2
89	9,4	10,0	10,5	22,6	23,8	24,8
90+	28,5	29,8	31,6	83,9	88,0	92,9
Total	14 691,8	14 857,7	14 998,9	14 980,1	15 153,3	15 302,3

1996 : Estimations postcensitaires définitives en date du 22 mars 1999.

1997 : Estimations postcensitaires mises à jour en date du 22 mars 1999.

1998 : Estimations postcensitaires mises à jour en date du 22 mars 1999.

Source : Statistique Canada, Division de la démographie, Section des estimations de population.

GLOSSAIRE¹

Accroissement : Variation de l'effectif d'une population durant une période. Il peut être positif ou négatif.

Accroissement naturel : Variation de l'effectif d'une population durant une période résultant de la différence entre le nombre des naissances et celui des décès.

Âge : Âge atteint au dernier anniversaire en années révolues.

Âge médian : L'âge médian est l'âge « x » tel qu'il divise une population en deux groupes d'effectifs égaux, l'un composé uniquement des individus d'âge supérieur à « x », l'autre des individus d'âge inférieur à « x ».

Âge moyen : L'âge moyen d'une population est la moyenne des âges de ses membres.

Calendrier : Répartition dans le temps, au sein d'une cohorte, des événements démographiques correspondant au phénomène étudié.

Canadiens de retour : Citoyens canadiens et immigrants reçus qui ont émigré du pays et qui reviennent s'installer de façon permanente au Canada.

Célibat définitif : Mesure de l'intensité de la nuptialité des célibataires, on lui substitue fréquemment la fréquence du célibat à un âge à partir duquel les premiers mariages sont rares, généralement 50 ans.

Cohorte : Ensemble des personnes touchées par un phénomène démographique particulier pour une période donnée pouvant être une année. La cohorte des mariés de 1996 désigne donc l'ensemble des personnes qui se sont mariées en 1996. La cohorte, dans le cas des naissances, porte le nom de génération.

Cohorte (fictive) : Cohorte « artificielle » constituée des fractions de cohortes réelles présentes, aux différents âges successifs, une même année.

Complétude du recensement

Sous-dénombrement : Nombre de personnes qui n'ont pas été recensées (mais qui étaient visées par le recensement).

¹ Pour plus d'informations, consultez les documents suivants : Union internationale pour l'étude scientifique de la population (1981). *Dictionnaire démographique multilingue*, Liège, Ordina éditions et Roland Pressat (1979). *Dictionnaire de démographie*, Paris, Presses Universitaires de France.

Sous-dénombrement net : Différence entre le sous-dénombrement et le surdénombrement.

Surdénombrement : Nombre de personnes qui n'auraient pas dû être recensées ou qui l'ont été plus d'une fois.

Composantes de l'accroissement démographique : Chacune des classes d'événements générateurs des mouvements ou des variations de population. Ainsi les naissances, les décès, les migrations, les mariages, les divorces et les entrées en veuvage sont des composantes, car elles altèrent soit l'effectif de la population totale, soit sa composition selon l'âge, le sexe et l'état matrimonial.

Erreur en fin de période : Différence entre la population donnée par un recensement rajusté pour le sous-dénombrement net et l'estimation postcensitaire à la date du recensement.

Espérance de vie : Selon une table de mortalité, nombre moyen d'années restant à vivre à une personne atteignant l'âge x, si celle-ci connaît les taux de mortalité à chaque âge prévalant une année donnée.

Estimation de la population :

Postcensitaire provisoire, mise à jour et définitive : Estimation de l'effectif de la population obtenue en utilisant les résultats du dernier recensement disponible rajustés pour le sous-dénombrement net et l'estimation de l'accroissement démographique survenu depuis la date de ce dernier recensement.

Intercensitaire : Estimation de l'effectif de la population obtenue en utilisant les estimations postcensitaires et les résultats rajustés pour le sous-dénombrement net des deux recensements encadrant l'année considérée.

État matrimonial légal : Indique la situation conjugale. On ne considère que quatre possibilités :

Célibataire : Comprend les personnes qui n'ont jamais été mariées et toutes les personnes de moins de 15 ans.

Marié(e) : Comprend les personnes légalement mariées et les personnes légalement mariées et séparées.

Veuf(ve) : Comprend les personnes dont le conjoint est décédé et qui ne sont pas remariées.

Divorcé(e) : Comprend les personnes qui ont obtenues le divorce légal et qui ne sont pas remariées.

Fécondité : Phénomène en rapport avec les naissances vivantes considérées du point de vue de la femme, du couple et très exceptionnellement de l'homme.

Fécondité de rang : Mesure de fécondité qui a pour objet les naissances de rang x.

Génération : Désigne ici, sauf indication contraire, l'ensemble des personnes nées durant la période de 12 mois, comprise entre le 1^{er} janvier et le 31 décembre d'une année.

Indice du moment : Indice construit à partir des mesures concernant des phénomènes démographiques et effectuées sur la base de manifestations de ces phénomènes durant une période (généralement l'année). Par exemple, l'espérance de vie de 1996 est un indice du moment en ce qu'elle exprime le nombre moyen d'années que vivrait une personne si tout au cours de sa vie elle rencontrait les conditions de 1996.

Indice synthétique : Somme des taux par âge durant une période. C'est un des indices du moment fréquemment utilisés. Il traduit le comportement des membres de la cohorte fictive.

Indice synthétique de divortialité : Proportion de mariages qui se termineraient par un divorce avant le vingt-cinquième anniversaire selon les conditions de divortialité d'une année donnée. Il résulte de la sommation des taux de divortialité selon la durée du mariage exprimé en pour 10 000.

Indice synthétique de fécondité : nombre moyen d'enfants par femme selon les conditions de fécondité d'une année donnée. Il résulte de la sommation des taux de fécondité par âge.

Indice synthétique de primo-nuptialité : proportion d'hommes ou de femmes qui se marieraient avant leur cinquantième anniversaire selon les conditions de nuptialité d'une année donnée. Il résulte de la sommation des taux de nuptialité des célibataires par âge exprimé en pour 1 000.

Intensité : Fréquence d'apparition au sein d'une cohorte des événements caractéristiques du phénomène en cause.

Intercensitaire : Se dit d'une période comprise entre deux recensements.

Migration internationale : Ensemble des déplacements entre le Canada et l'étranger, accompagnés d'un changement de résidence. On distingue à cet égard les *immigrants reçus*, les *Canadiens de retour*, qui viennent s'établir au Canada, les *émigrants* ainsi que le solde des *résidents non permanents*.

Migration interprovinciale : Ensemble des déplacements d'une province vers une autre, accompagnés d'un changement permanent de résidence. Un individu qui effectue un tel déplacement sera un *sortant* pour sa province d'origine et un *entrant* pour sa province de destination.

Migration nette : Pour un territoire et une période donnés, différence entre l'immigration et l'émigration.

Mortalité infantile : Mortalité des enfants de moins d'un an.

Mortalité néonatale : Mortalité durant le premier mois. Une composante de la mortalité infantile.

Mortalité postnéonatale : Mortalité après le premier mois et avant le premier anniversaire.

Mouvement de la population : Changement progressif de l'état de la population au cours d'une période sous l'effet des événements démographiques survenus durant la période. Mouvement, dans ce cas, n'est pas synonyme de déplacement.

Population : La population estimée répond à la même définition que celle du recensement. Il s'agit donc du nombre de Canadiens qui ont leur lieu habituel de résidence, sans égard au lieu où ils se trouvaient le jour du recensement. Sont également comptés les Canadiens séjournant dans un logement de la région en cause le jour du recensement et n'ayant pas de lieu habituel de résidence ailleurs au Canada, de même que ceux qui sont considérés comme des résidents non permanents.

Prévalence : Nombre de cas présentant une certaine caractéristique à un moment donné.

Probabilité de survie : Probabilité pour une personne vivante à l'âge exact x de survivre au moins jusqu'à l'âge exact $(x + a)$. Elle se note ${}_a p_x$. C'est le complément à l'unité du quotient de mortalité $(1 - {}_a q_x)$.

Projection démographique : La projection diffère de l'estimation en ce qu'elle vise à établir ce que sera l'évolution future d'une population donnée, taille, distribution spatiale et caractéristiques démographiques, dans telles ou telles hypothèses. On ne parle de prévision que lorsque les hypothèses formulées apparaissent très probables. En général, les prévisions démographiques se restreignent au court terme.

Quotient : Rapport des événements survenus pendant une période aux individus présents au début de la période. Le quotient a une valeur de probabilité.

Rapport de dépendance : On a coutume de répartir la population en trois grands groupes d'âges : 0-14 ans (enfants), 15-64 ans (adultes) et 65 ans et plus (personnes âgées), ce qui permet le calcul des rapports suivants :

- (a) le rapport de dépendance des enfants, égal au nombre d'enfants par adulte (15-64) ;
- (b) le rapport de dépendance des personnes âgées qui représente le nombre de personnes âgées par adulte (15-64) ;
- (c) le rapport global de dépendance qui est la somme des rapports de dépendance des enfants et des personnes âgées.

Rapport de masculinité : Rapport de l'effectif du sexe masculin à l'effectif du sexe féminin. Le rapport de masculinité à la naissance désigne le rapport des naissances masculines aux naissances féminines. On exprime généralement ce rapport comme un indice, où l'effectif du sexe féminin sert de base 100.

Région métropolitaine de recensement (RMR) : Le concept général de région métropolitaine de recensement (RMR) s'applique à un grand *noyau urbain* ainsi qu'aux *régions urbaines* et *rurales* adjacentes dont le degré d'intégration économique et sociale avec ce noyau urbain est très élevé.

Une RMR est délimitée à partir d'un *noyau urbanisé* lorsque ce dernier compte au moins **100 000 habitants**, (*d'après les résultats du recensement précédent*). Lorsqu'une région devient une RMR, elle continue de faire partie du programme même si, ultérieurement, elle subit une baisse de population.

Chaque RMR est constituée *d'une subdivision de recensement (SDR)* ou plus répondant à au moins un des critères suivants :

- (1) la SDR se trouve entièrement ou en partie dans le noyau urbanisé ;
- (2) au moins 50 % de la population active occupée *demeurant* dans la SDR *travaille* dans le noyau urbanisé ;
- (3) au moins 25 % de la population active occupée *travaillant* dans la SDR *demeure* dans le noyau urbanisé (*Dictionnaire du recensement de 1996*, n° 92-351-XPF au catalogue, page 224).

Résidents non permanents : Les cinq groupes suivants constituent ce qu'on définit comme résidents non permanents :

- les personnes résidant au Canada qui demandent le statut de réfugié ;
- les personnes résidant au Canada qui détiennent un permis de séjour pour étudiants (les étudiants étrangers, les titulaires d'un visa pour étudiants) ;

- les personnes résidant au Canada qui détiennent un permis de travail (les travailleurs étrangers, les titulaires d'un permis de travail) ;
- les personnes résidant au Canada qui détiennent un permis ministériel ;
- toutes les personnes à charge des revendicateurs du statut de réfugié, des titulaires d'un permis de séjour pour étudiants, d'un permis de travail ou d'un permis ministériel qui sont nées à l'extérieur du Canada et résident au Canada.

Résidu : Différence entre l'accroissement démographique à partir des effectifs de la population de deux années consécutives et celui obtenu par la somme des composantes. Cette différence résulte de la répartition de l'erreur en fin de période entre les différentes années de la période quinquennale concernée.

Standardisation : Procédé par lequel les taux sont corrigés de l'influence des structures de la population étudiée afin de permettre la comparaison avec d'autres populations.

Statistiques de l'état civil : Elles couvrent l'ensemble des événements démographiques (i.e. les naissances, les décès, les mariages et les divorces) pour lesquels il existe une obligation légale d'aviser le bureau du registraire de la province ou du territoire.

Structure : Composition d'une population selon diverses caractéristiques spécifiquement démographiques comme l'âge, le sexe, l'état matrimonial, etc.

Taux :

Accroissement démographique : rapport de l'accroissement de la population entre l'année t et $t+1$ à la population moyenne de ces deux années (exprimé en pour 1 000).

Divorce : nombre de divorce pour 1 000 habitants.

Fécondité par âge : rapport à l'effectif des femmes d'un âge donné, des naissances observées dans ce groupe (exprimé en pour 1 000).

Mortalité : fréquence relative des décès au sein d'une population ou d'une sous-population ou rapport à un effectif donné des décès survenus dans ce groupe (exprimé en pour 1 000).

Natalité : rapport du nombre des naissances observées dans une population à l'effectif total de cette population (exprimé en pour 1 000).

Primo-nuptialité : rapport du nombre des premiers mariages observés dans une population à l'effectif de cette population sans distinction d'état matrimonial. Il peut se calculer par sexe et par âge pour un état matrimonial donné (exprimé en pour 1 000).

Union consensuelle ou union libre : Union formée d'un homme et d'une femme demeurant ensemble comme époux-épouse, sans être légalement mariés.

Vieillesse démographique : Évolution caractérisée par une augmentation de la proportion des personnes âgées au sein d'une population.

Partie II

REVENU RELATIF, COÛT D'OPPORTUNITÉ ET VARIATIONS DE LA FÉCONDITÉ AU CANADA

par Laurent Martel et Alain Bélanger

UNE ANALYSE DE L'ÉVOLUTION DE L'ESPÉRANCE DE VIE SANS DÉPENDANCE AU CANADA ENTRE 1986 ET 1996

par Laurent Martel et Alain Bélanger

MOBILITÉ ETHNIQUE ET CROISSANCE DÉMOGRAPHIQUE DES POPULATIONS AUTOCHTONES DU CANADA DE 1986 À 1996

par Éric Guimond

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



REVENU RELATIF, COÛT D'OPPORTUNITÉ ET VARIATIONS DE LA FÉCONDITÉ AU CANADA

par Laurent Martel et Alain Bélanger

Il y a maintenant 15 ans, A. Romaniuc publiait dans cette collection une étude exhaustive de l'évolution au cours du siècle de la fécondité au Canada (Romaniuc, 1984). On y décrivait, la croissance phénoménale de la fécondité d'après-guerre qui fut à l'origine des baby-boomers – les générations les plus nombreuses qu'ait connues le Canada – qui, par leur seul nombre, auront eu, à chaque étape de leur cycle de vie, un impact significatif sur la structure sociale, économique et politique du pays.

Paradoxalement, les premières générations du baby-boom sont aussi les premières à ne pas s'être remplacées. Déjà en 1984, l'étude de Romaniuc mesurait l'importance de ce fait nouveau en plaçant l'accent sur le brusque déclin des différents indicateurs de fécondité au cours des années 1970. Son premier paragraphe demeure, encore aujourd'hui, d'actualité, bien que certaines incertitudes de l'époque quant au remplacement des générations ou à l'accroissement du nombre de couples inféconds soient désormais devenues des réalités mesurables :

La fécondité au Canada connaît aujourd'hui une telle baisse, que le remplacement des générations actuelles n'est plus guère assuré. Non seulement les Canadiens ont moins d'enfants, mais encore ils les ont souvent bien plus tard dans leur vie. Il semble que le nombre de ceux qui décident de ne pas en avoir du tout augmente. La croissance démographique, la structure par âge ainsi que la formation des familles et des ménages ont subi des changements d'une ampleur sans précédent. C'est à la fécondité que revient avant tout la responsabilité de ces changements. Ni la mortalité, ni la migration – les deux autres composantes de la croissance démographique – n'ont eu une aussi forte incidence.

(Romaniuc, 1984 : 9)

Depuis maintenant près de 30 ans, l'indice synthétique de fécondité au Canada se situe à un niveau si bas qu'il n'assure plus le simple remplacement des générations, c'est-à-dire le renouvellement de la population. Si le Canada maintient une croissance démographique relativement forte lorsque comparée à celle des autres pays de l'OCDE, surtout européens, c'est en raison de l'immigration qui prend un rôle de plus en plus important dans l'accroissement total de la population. Mais les démographes ont clairement montré que l'impact des migrations sur la structure par âge d'une population est marginal lorsque comparé à celui de la fécondité.

L'indice synthétique de fécondité du pays a atteint, en 1997, un niveau plancher historique, soit 1,55 enfants par femme. Jamais auparavant il n'avait été aussi bas. Le Canada n'est cependant pas le seul dans cette situation puisque la baisse de la fécondité a été observée dans l'ensemble des pays développés. L'Europe affiche actuellement les niveaux les plus faibles jamais enregistrés. Ainsi, l'indice synthétique de fécondité atteignait en 1997 1,36 enfants par femme en Allemagne, 1,15 en Espagne et 1,22 en Italie (Monnier, 1998). Ces moyennes nationales cachent des niveaux parfois encore plus faibles pour de grandes régions : ainsi l'Allemagne de l'Est se situait à 0,77 enfant par femme en 1994! De tels niveaux de fécondité ont des effets rapides sur la croissance de la population : ainsi, une quinzaine de pays européens présentent déjà un taux d'accroissement naturel négatif. Cette situation devrait toucher le Canada d'ici environ 30 ans.

Par conséquent, de nombreux scientifiques – démographes, économistes, sociologues, anthropologues – ont cherché à mieux connaître les facteurs responsables de l'évolution à la hausse ou à la baisse, comme c'est le cas ici, de la fécondité. Jusqu'ici, aucune théorie ou explication n'a pu permettre de trancher ce débat universel et toujours d'actualité. Des démographes tels que K. Davis et J. Blake (1956) ont certes distingué un ensemble de onze variables intermédiaires – classées en trois rubriques : risques d'exposition aux rapports sexuels, risques de conception et risques de naissance vivante – à travers desquelles la fécondité s'exprime. Si le rôle de ces variables, dont certaines font appel à la biologie, ne saurait être remis en question, elles ne permettent toutefois pas d'expliquer les niveaux et les comportements observés en matière de fécondité dans les sociétés industrialisées comme le Canada. Une des pistes les plus populaires et des plus exploitées à ce sujet est issue de l'analyse économique : les théories économiques de la fécondité. Elles sont essentiellement au nombre de trois, soit le modèle du revenu relatif élaboré par Easterlin, la « *New Home Economics* » développée à l'origine par Becker et le modèle des flux intergénérationnels de Caldwell. Cette dernière portant davantage sur la situation des pays en voie de développement, seules les deux premières seront considérées. Le but de cet article n'est pas de prendre position vis-à-vis l'une ou l'autre de ces théories, mais plutôt de montrer si elles s'appliquent dans le contexte canadien, ce qui est d'intérêt scientifique.

Les postulats de base de ces théories

L'idée qu'il existe un lien entre population et économie ne date pas d'hier : on retrouve plusieurs réflexions portant sur la relation entre la puissance – à l'époque économique mais surtout militaire – des États et le nombre de ses sujets chez les Mercantilistes, les Physiocrates et les Classiques. Mais ce n'est vraiment qu'à partir de la fin des années 1950 que des chercheurs ont entrepris d'expliquer les comportements de reproduction en fonction de variables socio-économiques sous le postulat, inhérent à la loi de l'offre et de la demande,

que les choix des consommateurs sont rationnels. L'un des premiers à poser le problème en ces termes fut H. Leibenstein, en 1957, lors de l'élaboration de sa théorie de la *Transition Démographique*. Cherchant à expliquer les causes de la baisse de la fécondité – deuxième phase de la Transition Démographique – il montre que les couples choisissent la venue d'un enfant additionnel suite à une analyse coût – bénéfice.

La reproduction est en effet devenue une affaire de choix grâce à une révolution majeure dans l'histoire des populations humaines, celle de la maîtrise de la fécondité au moyen de la contraception. L'avènement de moyens efficaces de limitation des naissances a en effet permis aux couples de choisir relativement précisément le nombre maximal d'enfants qu'ils désirent et le moment où ils les ont, leur permettant d'exercer un contrôle sur leur fécondité. Seule l'infertilité demeure aujourd'hui encore un facteur pouvant empêcher les couples d'atteindre la descendance souhaitée. Une hypothèse « démographique » est donc discrètement posée, celle que la fécondité atteinte par un couple correspond à la fécondité désirée. La maîtrise de la fécondité s'inscrit par conséquent comme une condition nécessaire à ces modèles.

L'enfant devient alors un *bien de consommation* durable au même titre que les autres ; il s'agit du deuxième postulat de base. Cette analogie enfants – biens de consommation a soulevé de nombreuses critiques, notamment de la part de sociologues qui y voient le paroxysme ou l'aboutissement de l'*homo-economicus* (Blake, 1968). Il faut cependant faire ici une nuance importante, à savoir que les approches économiques de la fécondité n'attribuent pas aux enfants *la même valeur* qu'aux biens matériels mais plutôt *le même processus décisionnel* de la part des ménages ou des couples.

À partir de ces quelques postulats, on considère que chaque ménage essaie de maximiser une fonction d'utilité¹ compte tenu de deux éléments, ses goûts – ou ses préférences, ses aspirations – d'une part ainsi que ses ressources qui sont limitées d'autre part. Il existe donc, pour chaque ménage, une contrainte de revenu qui le force à faire des choix à partir de décisions qu'on suppose, rappelons-le, rationnelles. Comme la demande d'un bien, en économie, ne peut varier qu'en fonction de son prix et du revenu des particuliers, toute la démarche de ces théories sera d'envisager comment la demande d'enfants varie en fonction de ces deux paramètres. L'enfant étant considéré comme un bien supérieur, toute hausse du revenu du ménage devrait entraîner une hausse de la demande d'enfants. Ces modèles suggèrent donc tous, au départ, qu'une relation positive lie le revenu à la fécondité. À l'inverse, une hausse du coût des enfants aura comme corollaire une diminution du nombre d'enfants désirés.

¹ La fonction d'utilité d'un ménage peut être vue comme la satisfaction qu'il retire de la consommation de biens compte tenu de leurs coûts.

Le modèle du « *revenu relatif* » ou de l'école de Pennsylvanie

Issu principalement des travaux d'Easterlin (1961, 1973, 1975, 1978) ainsi que, dans une moindre mesure, de ceux de Pollack et de Wachter (1975), le modèle du revenu relatif cherche à expliquer les variations de la fécondité au cours du temps et non les différences entre les ménages à un moment précis. L'approche est donc macroéconomique et fait appel à de grands agrégats qui portent sur des périodes assez longues, par exemple un demi-siècle. Les données longitudinales nécessaires à la vérification empirique de ces modèles sont donc rares, difficiles à obtenir ou parfois même totalement inexistantes.

Au contraire de la « *New Home Economics* », l'autre théorie dans le domaine, l'approche élaborée par Easterlin s'intéresse au revenu relatif des ménages et non au revenu absolu. Non sans rappeler Durkheim et son concept de « *socialisation* », Easterlin (1997) postule qu'il existe un processus de « *socialisation économique* » par lequel les individus définissent leurs goûts et leurs aspirations, notamment matériels, en fonction du milieu duquel ils sont issus ou, autrement dit, en fonction des conditions socio-économiques de leurs parents. Le plus souvent, un fossé existe entre ces aspirations matérielles et les ressources économiques des ménages, les obligeant à effectuer des choix compte tenu de leurs préférences. Le revenu est donc relatif puisqu'il dépend aussi du contexte dans lequel évoluent les individus et de leurs aspirations à atteindre un certain niveau de vie équivalent à celui qu'ils ont déjà connu chez leurs parents².

Selon Easterlin, il est possible que la fécondité varie même si les prix et les salaires demeurent constants d'une période à l'autre en raison des aspirations matérielles des couples fixées, d'une certaine façon, par leur origine sociale. Selon lui, les parents des baby-boomers, dont la plupart vécurent, jeunes, les effets de la crise économique de 1929, grandirent dans un contexte économique difficile leur ayant inculqué un certain comportement de consommation plus « réservé ». Intégrant, pour beaucoup, le marché du travail durant la guerre ou aussitôt après, lors de la période de prospérité économique qui a suivi, leurs revenus ont pu satisfaire facilement leurs aspirations matérielles relativement modestes, laissant place à la venue d'enfants. À l'opposé, les parents des enfants nées au cours des deux dernières décennies furent élevés dans des familles relativement bien nanties. Se heurtant, à leur arrivée sur le marché du travail, à des conditions plus difficiles voire au

² Soulignons ici que Leibenstein intégra, en 1975, cette dimension à la « *New Home Economics* » qui sera présentée en deuxième partie. Les similitudes avec l'approche d'Easterlin publiée un an avant laisse croire que Leibenstein s'inspira, en grande partie, du modèle du revenu relatif. Cet auteur ajouta cependant un élément intéressant, celui d'une possible mobilité sociale d'une génération à l'autre : selon lui, il n'est pas impossible qu'une amélioration des conditions économiques d'un ménage puisse avoir comme effet de changer son statut social et, de ce fait, ses aspirations en matière de biens matériels et de fécondité.

chômage, ils n'ont pas pu satisfaire aussi facilement leurs aspirations matérielles plus élevées que celles de leurs parents au même âge. Ils ont donc dû, pour tenter d'y parvenir, retarder ou limiter leur descendance.

La fécondité des ménages dépendrait, selon Easterlin, de l'écart entre aspirations matérielles et les ressources disponibles pour les satisfaire : plus il est grand, plus la fécondité sera réduite. Il n'est donc pas impossible que l'effet positif attendu de la croissance du revenu sur la fécondité puisse être annulé par les aspirations matérielles toujours grandissantes des ménages.

Il existe très peu de vérifications microéconomiques du modèle du « *revenu relatif* », celui-ci se prêtant mieux à l'analyse macroéconomique. Le plus souvent, cette analyse est constituée de la superposition, sur une même figure, de deux courbes, l'une représentant l'évolution d'un indice de fécondité, l'autre d'un indice du revenu relatif ou d'un proxy de celui-ci. En effet, Easterlin s'est rapidement heurté à la difficulté d'obtenir des statistiques sur le revenu satisfaisantes et portant sur une période assez longue afin de vérifier empiriquement sa théorie. Il suggéra alors d'utiliser, comme proxy du revenu relatif, la taille d'une cohorte par rapport à une autre, généralement celle dont elle est issue. Dans un premier temps, on se servira donc de cette hypothèse d'Easterlin qui fait appel à des indicateurs démographiques pour éprouver sa théorie aux données canadiennes. La richesse de ces données permettant d'obtenir des séries longues d'indicateurs économiques, notamment de salaires et de revenus, on s'attachera, dans un deuxième temps, à les comparer directement à la fécondité. Il faut enfin rappeler que la méthode utilisée dans cet article ne permet pas d'établir de liens de causalité entre les variables analysées mais plutôt une corrélation qui sera quantifiée à l'aide du coefficient de corrélation³.

La mesure de la fécondité

L'indice utilisé afin de représenter l'évolution de la fécondité canadienne est le taux net de reproduction (TNR). Cet indice reflète le nombre de filles qu'aura engendrées une mère au cours de sa vie reproductive compte tenu des conditions de mortalité et de fécondité du moment.

À la figure 1, l'évolution du taux net de reproduction à partir de 1921 est illustrée pour le Canada. Relativement élevé au début du siècle, il a progressivement décru durant les trente premières années pour atteindre son plus faible niveau au cours de la décennie qui suivit la crise économique de 1929. À ce moment, il atteint 1,25 filles pour une mère, assurant ainsi tout de même le remplacement des générations. Sitôt les années de crise passées, soit au début des années 1940, le taux net augmenta fortement pour atteindre

³ Rappelons simplement ici que le coefficient de corrélation utilisé (Pearson) est une mesure de relation linéaire.

Le taux net de reproduction et l'indice synthétique de fécondité

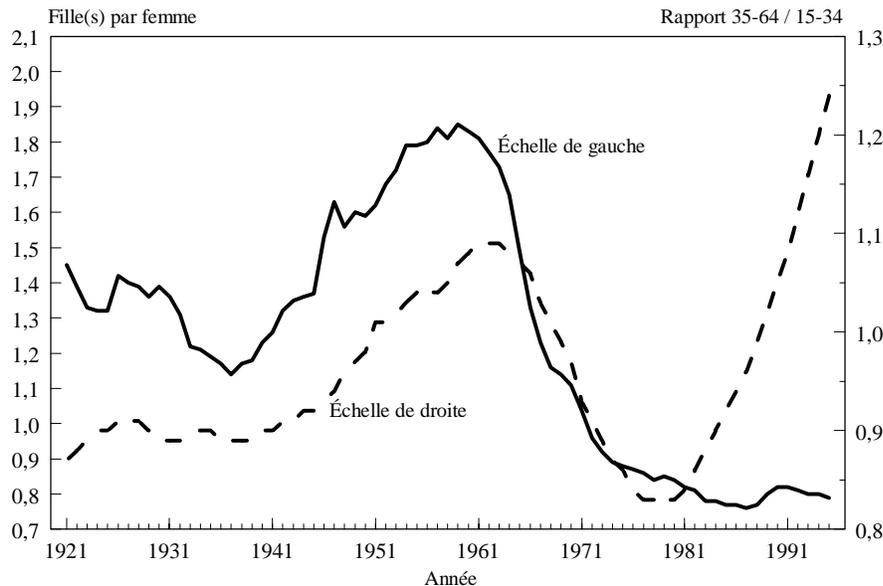
L'indicateur le plus populaire pour rendre compte du niveau de la fécondité est l'indice synthétique de fécondité (ISF) qui témoigne du nombre d'enfants qu'aurait une génération de femmes au cours de son existence si elles avaient les taux de fécondité par âge observés une année donnée. Pourtant, il demeure difficile à interpréter : pourquoi, par exemple, le seuil de remplacement des générations est-il fixé actuellement à 2,1 enfants par femme?

En fait, cela renvoie en premier lieu à une notion biologique : pour qu'un couple composé d'un homme et d'une femme se remplace, il faut en moyenne 2,05 naissances (soit l'inverse de la proportion de naissances féminines qui est, pour la race humaine, de 0,488). Il faut ensuite tenir compte de la mortalité qui surviendra entre la naissance et le moment où ces nouveau-nés pourront à leur tour se reproduire, approximé par l'âge moyen à la maternité. La mortalité infantile ayant atteint un très faible niveau au Canada, peu de naissances (à peine 2 %) succomberont avant cet âge. Il faut donc $2,05 / 0,98 = 2,1$ enfants par femme pour qu'un couple soit remplacé compte tenu du facteur biologique et du régime de mortalité prévalant au sein de la population. Dans les civilisations anciennes, où la mortalité infantile et juvénile étaient fortes, il n'était pas rare que le seuil de remplacement des générations atteigne 4 enfants par femme.

Le taux net de reproduction (TNR) constitue une mesure plus facile à interpréter puisqu'il s'agit de l'ISF qu'on multiplie par la proportion de naissances féminines ainsi que par la probabilité de survie des femmes jusqu'à l'âge moyen de la maternité. Chaque mère devant être remplacée par une fille, le TNR doit par conséquent être au moins égal à l'unité. S'il tombe en deçà, les générations ne se remplacent plus. De ce fait, il intègre directement la mortalité qui, au début du siècle au Canada, n'était pas négligeable. Mesure transversale comme l'ISF, le TNR demeure sensible aux événements particuliers tels que les guerres ou les crises économiques qui peuvent affecter l'intensité et le calendrier de la fécondité. Cette caractéristique apparaît ici souhaitable puisque les indicateurs économiques utilisés dans cet article sont également sensibles à ces événements.

1,8 à la fin des années 1950. Cela signifie que chaque femme durant cette période a été remplacée par 1,8 filles, assurant une croissance relativement forte de la population. Cette période correspond bien entendu à celle du baby-boom, phénomène particulièrement important au Canada.

Figure 1. Comparaison de l'évolution du taux net de reproduction et du rapport des individus âgés de 35-64 / 15-34, Canada, 1921-1995



Sources : Statistique Canada, Division de la démographie, Section des estimations de population et Section de la recherche et de l'analyse.

Depuis le milieu des années 1960, le taux net de reproduction a considérablement faibli, d'abord rapidement durant les années 1970 puis plus doucement à partir des années 1980. C'est au début de la décennie 1970 qu'il franchit le seuil n'assurant plus le renouvellement de la population. Sans l'immigration, la population canadienne serait donc appelée à décroître plus ou moins rapidement d'ici peu de temps, une fois l'effet d'inertie démographique⁴ consommé.

Les indicateurs démographiques

S'inspirant probablement des travaux de Grauman (1960) mais surtout de ceux de Kuznets⁵, Easterlin (1973) propose qu'une relation négative existe entre la taille d'une cohorte et sa fécondité par un contrôle qu'on pourrait qualifier de néo-malthusien. Faisant passer la demande de travail au premier plan, Easterlin soutient qu'une cohorte nombreuse arrivant sur le marché du travail va forcément en faire baisser le prix en raison de l'abondance de main-

⁴ L'effet d'inertie démographique peut se résumer à l'élan acquis par une population.

⁵ Prix Nobel en économie, S. Kuznets est connu pour avoir élaboré une théorie des cycles de la croissance économique qui dure environ 20 ans et où il intègre notamment la variable « croissance démographique ».

d'œuvre qu'elle engendre. Par conséquent, les jeunes auront de plus en plus de mal à réaliser leurs aspirations matérielles et réduiront par conséquent la taille de leur famille pour y parvenir. Les enfants peu nombreux de ces familles arrivés à leur tour à l'âge adulte trouveront une situation plus favorable sur le marché de l'emploi, poussant à la hausse les salaires, entraînant un effet positif sur leur fécondité, et ainsi de suite... donnant naissance à un mouvement cyclique de la fécondité connue sous le nom de la « théorie des cycles ».

À la figure 1, le rapport démographique classique utilisé par Easterlin a été reproduit à l'aide des données canadiennes. Il s'agit de l'effectif des 35-64 ans par rapport à celui des 15-34 ans qui se veut un reflet de la taille de la cohorte des parents par rapport à la taille de la cohorte de leurs présumés enfants. L'évolution de ce rapport, depuis 1921, illustre bien l'histoire démographique canadienne récente. Relativement stable jusqu'à la fin de la Deuxième Guerre Mondiale, il cru rapidement au cours de la décennie 1950 en raison de l'entrée dans le groupe d'âge 15-34 ans des générations peu nombreuses des années difficiles qui suivirent la crise économique de 1929. L'arrivée à 15 ans des premiers baby-boomers conjuguée au passage des générations creuses de la crise dans le groupe d'âge 35-64 ans a radicalement inversé cette tendance au début des années 1960. Quelques années plus tard, soit entre 1975 et 1980, période où le rapport démographique atteint son plancher historique, le groupe d'âge des 15-34 ans était environ 25 % plus nombreux que celui des 35-64! La nouvelle hausse impressionnante du rapport depuis le début des années 1980 est bien entendu attribuable à l'entrée progressive dans le groupe d'âge le plus vieux des baby-boomers qui, de surcroît, sont remplacés, dans le groupe des 15-34 ans, par les générations peu nombreuses qu'ils ont engendrées.

Il faut donc conclure que sur la période observée, le mouvement dans le temps de ce rapport démographique s'apparente bel et bien à un mouvement cyclique. Il est cependant peu probable que celui-ci perdure au XXI^e siècle si les tendances récentes en matière de fécondité se maintiennent. Il devrait continuer de croître pendant encore quelques années, le temps que les derniers-nés du baby-boom parviennent à 35 ans (en l'an 2000), mais devrait par la suite se stabiliser autour de 1,6. C'est alors que l'effet à la baisse de la sortie des baby-boomers du groupe des 35-64 ans sur le rapport démographique sera annulé par la réduction progressive des effectifs parvenant à 15 ans.

L'adéquation de ce rapport avec le TNR n'est pas évidente. C'est ainsi que le coefficient de corrélation sur l'ensemble de la période n'est que de 0,27, suggérant une relation linéaire très faible. En fait, aux deux extrémités la courbe du rapport semble s'écarter fortement de celle du TNR alors que vers le centre elle s'y superpose mieux. Pris séparément, le coefficient de corrélation pour

la période 1940-1980 augmente à 0,83, laissant croire que l'hypothèse d'Easterlin se prête relativement bien à la période du baby-boom et au début du baby-bust, mais peu avant et après.

Entre 1921 et 1945, la valeur du rapport démographique montre que les cohortes de jeunes étaient plus nombreuses que les plus vieilles, notamment en raison de vagues d'immigration importantes au Canada au cours des vingt premières années du siècle qui s'achève. S'ils ont trouvé des situations d'emploi favorables durant les années 1920, ce ne fut certainement pas le cas durant la décennie suivante. Conjugué aux difficultés économiques engendrées par la crise, le nombre important de jeunes à cette époque a pu exercer une pression négative sur le taux net de reproduction qui chuta, entre 1927 et 1938, de 1,4 à 1,1.

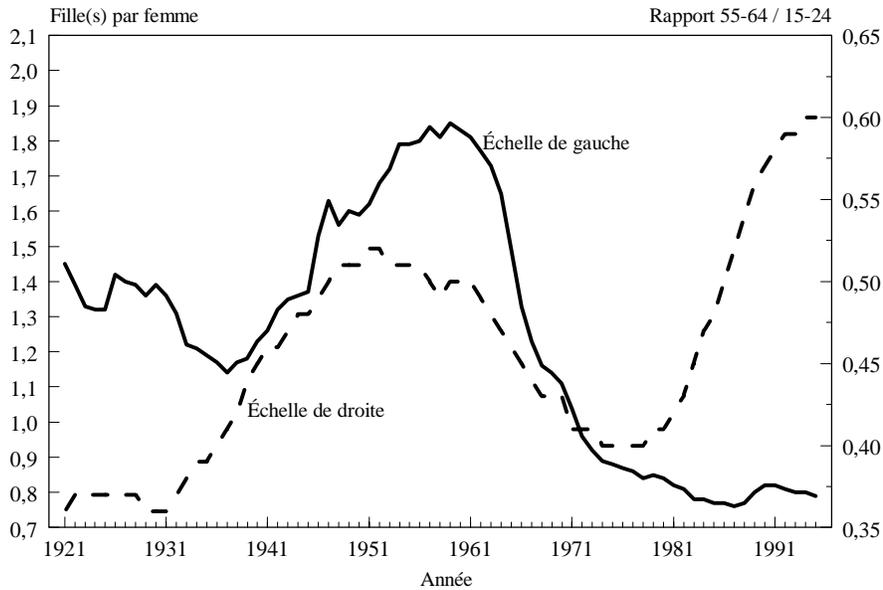
Mais la correspondance la plus forte – et la plus étonnante – est celle qui est survenue durant la période du baby-boom au Canada qui, rappelons-le, s'est étendu de 1946 à 1965. À partir de 1940 environ, le rapport démographique (35-64 / 15-34) se mit à croître, suggérant que les effectifs des jeunes cohortes âgées de 15 à 34 ans étaient peu nombreuses à entrer sur le marché du travail. Ce faisant, l'offre de travail a probablement excédé la demande, faisant grimper les salaires et les revenus des familles. Les figures 3 et 4, retrouvées plus loin dans cet article, illustrent d'ailleurs bien la croissance soutenue de ces deux facteurs au cours de cette période.

L'allure générale des deux courbes laisse supposer une corrélation entre la fécondité et la taille des cohortes arrivant sur le marché du travail pour la période s'étalant de 1940 à 1980 environ. Pendant toute la période de décroissance, soit du milieu des années 1960 au début des années 1980, les deux indicateurs ont été fortement liés positivement. L'entrée massive des baby-boomers dans la population active a pu accroître l'offre de main-d'œuvre, accroître également le chômage (voir figure 6) et par conséquent dégrader la situation économique des jeunes ménages.

Depuis le début des années 1980, les deux indicateurs évoluent distinctement, suggérant que le cycle amorcé au début des années 1940 s'est rompu. Conformément à la théorie de l'école de Pennsylvanie, la fécondité aurait dû s'accroître de nouveau depuis deux décennies puisque les cohortes intégrant le marché du travail sont désormais relativement moins nombreuses qu'au cours des deux décennies précédentes.

En fait, la forte augmentation du rapport démographique depuis le début des années 1980 est davantage attribuable à la croissance soutenue du groupe d'âge des 35-64 qu'à la diminution des effectifs des plus jeunes. Le nombre d'individus se présentant à 15 ans oscille entre 350 000 et 400 000, impliquant que la concurrence demeure relativement constante pour les plus jeunes sur le marché du travail. L'entrée progressive des cohortes pléthoriques du baby-boom dans le groupe d'âge des 35-64 ans explique davantage, et ce jusqu'en

Figure 2. Comparaison de l'évolution du taux net de reproduction et du rapport 55-64 / 15-24, Canada, 1921-1995



Sources : Statistique Canada, Division de la démographie, Section des estimations de population et Section de la recherche et de l'analyse.

l'an 2000, la croissance rapide du rapport démographique. Plus encore donc qu'un indice de la situation des 15-34 ans, il apparaît que le rapport démographique de la figure 1 reflète avant tout l'effet de vieillissement de la population active canadienne.

Il apparaît donc difficile de conclure, à partir d'une étude des données canadiennes, à la présence de « cycles easterliniens » basés sur des rapports d'effectifs de cohortes. En fait, il n'est pas impossible que plus encore que la taille des cohortes, ce soient les flux d'entrée et de sortie sur le marché du travail qui aient un impact sur la fécondité.

La figure 2 illustre mieux cette hypothèse puisqu'on y présente un nouveau rapport démographique – inspiré d'un article de Leridon (1978) – visant à décrire ces flux entrée – sortie du marché du travail. Ce faisant, on cherche à illustrer le rythme de renouvellement de la population active. Ainsi, le groupe d'âge des 55-64 ans est constitué d'individus quittant progressivement le marché du travail. L'âge de la retraite étant en constante baisse au Canada depuis 20 ans (Gower, 1997), l'intervalle de 10 ans utilisé ici permet de mieux saisir cette réalité. À l'autre extrémité, le groupe d'âge des 15-24 ans se veut

un reflet du flux d'entrée sur le marché du travail. La différence entre les deux groupes d'âge, plus importante que dans la figure précédente, implique par conséquent qu'il ne s'agit plus d'une comparaison de la taille des cohortes-parents par rapport aux cohortes-enfants.

L'allure générale des deux courbes s'apparente beaucoup à celle de la figure 1, mais reflètent peut-être encore davantage les tendances de convergence au centre et de divergence dans les extrémités. Le coefficient de corrélation pour l'ensemble de la période est de 0,0009, soit nul. Par contre, en isolant la période 1940-1980, on retrouve un coefficient extrêmement élevé de 0,93. Encore une fois, il s'agit d'un indice que l'hypothèse des cycles d'Easterlin ne s'applique qu'à la période du baby-boom et du baby-bust au Canada.

À la lumière de ces résultats, les liens entre la structure par âge de la population active et l'aisance économique des ménages semblent complexes et inconstants, suggérant à ce titre que la conjoncture économique joue un rôle probablement plus déterminant ou, du moins, perturbateur. Les rapports démographiques calculés dans cette section ne permettent pas de confirmer la théorie cyclique d'Easterlin sur l'ensemble de la période. Au Canada, seule la période comprise entre 1940 et 1980 la vérifie. La conjoncture économique favorable de l'époque, les effectifs moins nombreux arrivant sur le marché du travail, les aspirations de la part des couples probablement modestes en terme de biens matériels puisqu'ils auront dû, plus jeunes, traverser la période de la crise économique des années 1930 et les revenus relatifs des hommes plus confortables que jamais se sont conjugués pour contribuer à l'avènement du baby-boom au Canada.

En guise de conclusion à cette partie, il faut souligner que de tels résultats sont retrouvés dans la littérature. Utilisant des données canadiennes, Abeyasinghe (1991) observe une étroite corrélation entre un indicateur démographique similaire (30-64 / 15-29) et l'indice synthétique de fécondité au cours de la période 1940-1976 seulement. Après avoir travaillé sur plusieurs pays développés, Chesnais (1986), par exemple, souligne que les hypothèses démographiques d'Easterlin s'appliquent beaucoup mieux aux pays anglo-saxons qu'aux pays européens en général tels que la France. Le Canada, les États-Unis et l'Australie sont également ceux qui, curieusement, ont connu le plus fort baby-boom d'après-guerre. Doit-on conclure que le modèle du revenu relatif, lorsqu'approximé par les variables démographiques, ne peut être généralisé en théorie des cycles comme Easterlin l'a suggéré, même si l'idée d'une « loi » ou d'un « principe » - comme il en existe en sciences pures et appliquées - en sciences sociales était séduisante? À la vue de nos résultats, c'est une conclusion qui s'impose même si une relation entre revenus et fécondité apparaît toujours possible.

En fait, c'est plutôt la relation entre revenu et taille des générations qui semble ici ne pas se confirmer à long terme. Pampel et Peters (1995) avancent

des hypothèses qui pourraient expliquer l'absence d'un mouvement cyclique de la fécondité après 1980. Ils citent entre autres :

- 1) l'importance grandissante des cycles économiques sur la demande de main d'oeuvre ;
- 2) l'accroissement de l'immigration au cours des deux dernières décennies qui aurait accru la concurrence sur le marché du travail (cette hypothèse ne semble toutefois pas s'appliquer au cas canadien) ;
- 3) les changements survenus au niveau de la division sexuelle du travail (en particulier, l'augmentation de la participation des femmes sur le marché du travail) ;
- 4) et, finalement, la taille exceptionnelle de la génération des baby-boomers qui aurait eu des effets à long terme sur le marché de l'emploi.

Il apparaît donc intéressant de poursuivre l'analyse en utilisant directement les variables économiques proposées dans la théorie d'Easterlin.

Les indicateurs économiques

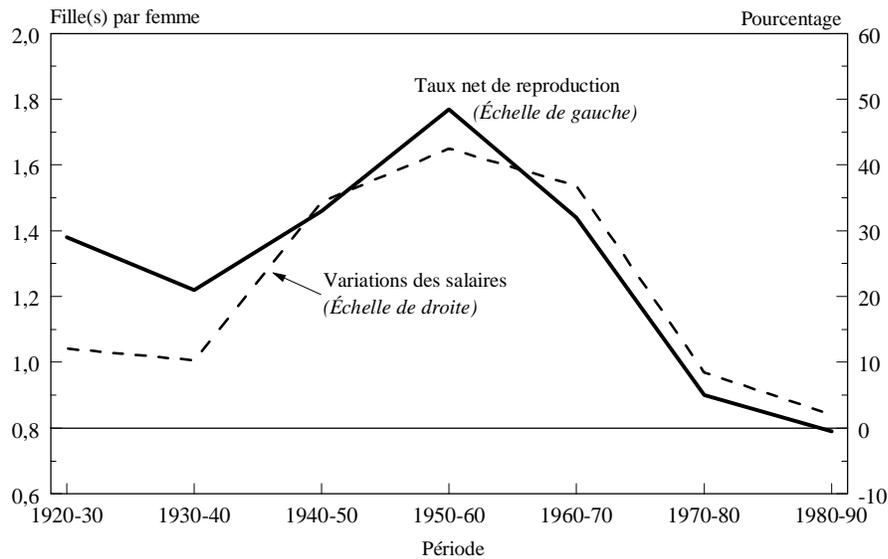
Les données de Statistique Canada permettent de vérifier directement si ce lien entre le revenu relatif des jeunes et la fécondité existe réellement puisqu'on dispose, au pays, de séries longues portant sur les salaires et les revenus (voir encadré « Sources des données utilisées sur les revenus et méthodologie »).

À la figure 3 apparaissent les courbes traduisant l'évolution de la variation sur dix ans des salaires annuels moyens au Canada⁶. Ces résultats ont été obtenus en tenant compte de l'évolution des prix (donc de l'inflation) au cours du siècle de sorte qu'il s'agit d'un indicateur reflétant une variation réelle pouvant être comparée au pouvoir d'achat des salariés. Cet indicateur peut donner une première idée de l'aisance économique des ménages selon les périodes au pays, voire de leur confiance dans l'avenir.

On remarque une claire superposition des tracés, suggérant une possible relation entre la croissance des salaires et la fécondité. L'allure des courbes selon le sexe (non présentées) est semblable à celle de la courbe pour les deux

⁶ L'allure de la courbe du TNR peut varier très légèrement d'une figure à l'autre, par exemple entre la figure 3 et la figure 4. L'explication de cette « anomalie » réside dans la méthode de calcul du TNR présenté : il s'agit de moyennes mobiles s'étalant sur des périodes variables tenant compte de celles de l'indice économique qu'on lui compare. À la figure 3, par exemple, les données utilisées pour calculer les variations des salaires portaient sur la période 1920-1930. Nous avons donc calculé la moyenne des TNR pour la période équivalente. Par contre, la figure 4 présente des TNR obtenus en faisant la moyenne de la période entourant le recensement, par exemple 1946-1955 pour le recensement de 1951.

Figure 3. Variation (en %) sur 10 ans des salaires annuels moyens, Canada, 1920-1990



Nota : Les variations sont calculées à partir de données exprimées en dollars constants de 1990. Elles tiennent par conséquent compte de l'évolution des prix au cours du siècle.

Sources : Données sur le salaire : Rashid, A. (1993). Données sur la fécondité : Statistique Canada, Division de la démographie, Section de la recherche et de l'analyse.

sexes réunis qui est présentée ici. Les coefficients de corrélation entre les deux indicateurs sont élevés, soit de 0,58 pour les femmes et surtout de 0,84 pour les hommes. De telles valeurs témoignent de la force de la relation linéaire existant entre les diverses courbes, même si elle n'est basée que sur quelques observations.

Jusqu'au début des années 1940, la variation des salaires annuels a été faible au Canada et même négative chez les femmes entre 1930 et 1940. L'absence relative d'une croissance du revenu, attribuable essentiellement à la crise économique de 1929 et aux années difficiles qui s'en suivirent, a certainement eu un impact négatif sur la fécondité du moment qui a décliné durant la même période. Sitôt la décennie 1940, on note une forte reprise de la croissance des salaires au pays, attribuable sans conteste à la relance de la production lors de la Deuxième Guerre Mondiale. Parallèlement, la fécondité a repris au même moment, suggérant que les ménages ont profité de cette augmentation de revenu non seulement pour accroître leur consommation mais aussi leur descendance. Les deux indices culminent à peu près au même moment, soit au cours de la décennie 1950.

Sources des données utilisées sur les revenus et méthodologie

Le recours à des séries chronologiques restreint l'éventail quant aux sources de données pouvant être utilisées. Très souvent, les enquêtes de Statistique Canada, par exemple l'Enquête sur les dépenses des familles (EDF), sont relativement récentes (1953 dans le cas de l'EDF) et ne permettent pas d'établir de très longues séries d'une variable. Les recensements, dont le Canada a une longue tradition, ont donc été utilisés afin de construire les séries de données chronologiques nécessaires à la vérification des hypothèses économiques d'Easterlin.

Cependant, plusieurs problèmes apparaissent, le plus important étant la modification, d'un recensement à l'autre, des concepts. De 1921 à 1961, par exemple, les recensements fournissent des informations sur les gains moyens – ou salaires – des employés à gages au cours des 12 mois précédents la date du recensement. Depuis 1971, les données publiées portent plutôt sur les revenus des individus au cours de l'année civile précédant le recensement (en 1970 pour le recensement de 1971 par exemple). On dispose donc, dans un cas, des gains des employés et dans l'autre des revenus des individus, qui plus est pour des périodes différentes.

S'il est, sur le plan théorique, difficile de comparer ces deux concepts qui recouvrent des réalités bien distinctes, Bourcier de Carbon (1997) montrait récemment, pour les États-Unis, que salaires et revenus étaient pratiquement équivalents avant les années 1970. La même hypothèse est ici posée. Le seul ajustement effectué sur les données à partir de 1971 fut, par conséquent, d'établir les moyennes uniquement pour les personnes ayant déclaré avoir un revenu et non sur l'ensemble de la population active. Comme il s'agit, avant 1971 comme après, de salaires ou de revenus annuels, aucune correction n'a été apportée pour ajuster la période de référence. Enfin, les données antérieures à 1951 ne comprennent pas Terre-Neuve, le Yukon ainsi que les Territoires du Nord-Ouest.

La valeur du dollar variant considérablement dans le temps, notamment en raison de l'évolution des prix, il est donc nécessaire de convertir salaires ou revenus courants en dollars constants qui permettent la comparaison. Pour ce faire, l'indice des prix à la consommation (IPC) a été utilisé (Matrice M9957 dans CANSIM portant sur les IPC annuels) pour exprimer l'ensemble des données en dollars constants de 1992.

Enfin, l'amorce de la décroissance, autant des salaires que de la fécondité, se fait à peu près simultanément et l'évolution est parallèle au cours des deux dernières décennies. La similitude entre les courbes suggère que les ménages pourraient avoir adopté la limitation de leur descendance comme stratégie pour maintenir leur niveau de vie.

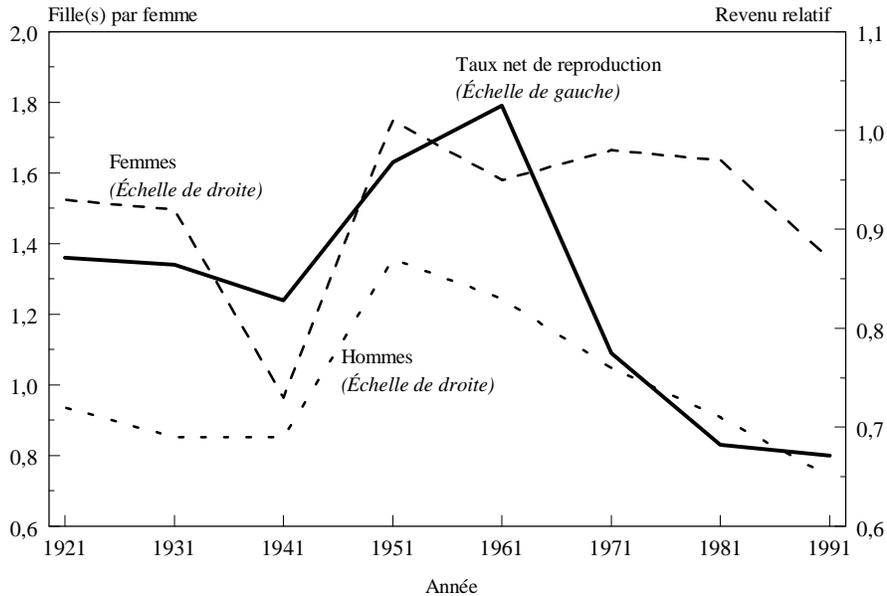
Au total, Rashid (1993) montre que les salaires réels ont été multipliés par 3,6 au cours de la période 1921-1991. Pourtant, force est de reconnaître que malgré ce pouvoir d'achat supplémentaire, les couples ont aujourd'hui moins d'enfants qu'au début du siècle. Il s'agit d'une première évidence allant dans le sens des hypothèses avancées par Easterlin : en effet, il est probable que le revenu supplémentaire disponible soit affecté au comblement de besoins matériels plus grands qu'auparavant, comme par exemple à l'achat d'une deuxième télévision ou, davantage encore, à l'achat d'une deuxième voiture au sein du ménage, plutôt qu'à l'avènement d'un nouvel enfant. En fait, tout ceci suggère que ce n'est peut-être pas tant le niveau de revenu mais bien ses variations qui ont un effet sur la fécondité des couples.

La croissance des salaires est certes un indicateur très dépendant de la conjoncture économique d'un pays : il n'existe pas de périodes, au cours du XX^e siècle, où cette croissance fut soutenue en dépit d'une situation économique défavorable. Si une telle situation s'était produite, la comparaison de la fécondité du moment avec la croissance des revenus aurait permis d'avoir une idée plus précise de la sensibilité des couples à la croissance de leur salaire *sans* l'effet perturbateur de la conjoncture économique. Par conséquent, il est difficile d'aller plus loin dans l'explication des liens unissant fécondité et croissance du revenu. Malgré cela, la figure 3 laisse néanmoins apparaître une relation positive forte entre ces deux éléments, confirmant, en quelque sorte, l'hypothèse des modèles économiques de la fécondité, à savoir que celle-ci varie positivement avec le revenu (les salaires). Jusqu'ici, aucune différence n'est apparue selon le sexe.

Afin d'éprouver l'hypothèse d'Easterlin quant à la situation relative des jeunes ménages, il est nécessaire de calculer un indicateur reflétant un rapport entre le salaire – ou le revenu – des jeunes âgés entre 20 et 34 ans et ceux de leurs aînés, les 45-64 ans. Parce que le salaire ou le revenu croît généralement avec l'expérience, ce rapport est généralement inférieur à l'unité. Plus ce rapport se rapproche de cette valeur, plus la situation des jeunes est économiquement favorable comparée à celle des vieux, leur permettant ainsi de retrouver plus facilement le niveau de vie de leurs parents. À l'inverse, un rapport faible signifie que la situation économique des jeunes est difficile et que leurs moyens de satisfaire leurs aspirations sont plus limités.

La figure 4 présente ce rapport en distinguant les sexes, chose relativement rare dans la littérature sur le sujet. Somme toute, on peut dire que le revenu relatif des jeunes hommes en 1991 n'était pas foncièrement différent de celui

Figure 4. Revenu relatif des jeunes adultes de 20 à 34 ans et taux net de reproduction au Canada, 1921-1991



Nota : Le rapport présenté a été calculé à partir de salaires et de revenus exprimés en dollars constants de 1992.

Source : Statistique Canada, divers recensements du Canada et Division de la démographie, Section de la recherche et de l'analyse.

de 1921 (autour de 0,7). Entre ces deux dates par contre, le rapport a atteint plus de 0,85 au recensement de 1951, suggérant qu'à ce moment, les jeunes travailleurs disposaient en moyenne de 85 % du revenu des travailleurs âgés. Dans ce contexte, il est clair que les jeunes ménages étaient alors avantagés économiquement par rapport à ceux les précédant ou les suivant. Il est intéressant de souligner qu'après ce sommet, la décroissance du rapport a été continue, témoignant de la dégradation ininterrompue des revenus relatifs des jeunes depuis trois décennies.

L'allure de la courbe des femmes se distingue de celle des hommes après 1961. Juste auparavant, soit en 1951, il est également intéressant de remarquer que le rapport a été supérieur à l'unité, ce qui signifie qu'à ce moment, les jeunes femmes disposaient d'un revenu plus important que celui des plus âgées. Une telle situation, qu'on peut qualifier d'exceptionnelle, s'explique probablement par l'abondant besoin de main-d'œuvre au Canada durant cette période. Relativement absentes du marché du travail, on a pu attirer les jeunes femmes sur celui-ci par des salaires relativement plus attrayants, bien qu'inférieurs à ceux des hommes. Une autre explication pourrait être reliée

à une différence quant au nombre d'heures travaillées par les jeunes femmes - plus susceptibles d'être célibataires – par rapport au nombre d'heures travaillées par les femmes plus âgées, plus souvent mariées. À partir de 1961, la courbe des femmes varie moins que celle des hommes et demeure beaucoup plus proche de l'unité. Trois éléments inter-reliés sont probablement à l'origine de ce phénomène : l'accroissement plus rapide du niveau d'éducation moyen des femmes a permis aux plus jeunes d'entre elles d'accéder constamment à de meilleurs emplois, plus rémunérateurs, que ceux de leurs mères ; elles furent également plus nombreuses à travailler à temps plein ; enfin, d'importants changements dans la composition du marché du travail des femmes sont survenus à ce moment. Tous ces facteurs compensent, en quelque sorte, la chute des revenus relatifs observables chez les hommes.

Lorsque l'on rapproche ces rapports au taux net de reproduction, on remarque d'abord la bonne adéquation de ce dernier avec la courbe des hommes : les points d'inflexion correspondent fréquemment, les segments de croissance ou de décroissance aussi. Le coefficient de corrélation de ces deux courbes est d'ailleurs de 0,76, ce qui témoigne de la force de la relation linéaire. Ainsi, lorsque les salaires relatifs des jeunes hommes se détériorent, la fécondité stagne ou régresse ; lorsqu'ils s'améliorent, comme c'est le cas sur la période 1941-1951, la fécondité augmente sensiblement. Il n'y a qu'entre 1951 et 1961 que le revenu relatif des hommes et la fécondité n'ont pas évolué dans le même sens, le premier régressant, la seconde étant toujours à la hausse. Cette situation insolite à la vue de l'ensemble des deux courbes n'est probablement pas significative puisque la différence entre la valeur du rapport en 1951 et en 1961 n'est que de 0,05. Il est probable que la situation économique des jeunes à ce moment était tout de même plus favorable que celle de leurs parents qui vécurent les années difficiles suivant la crise économique de 1929.

Ces résultats obtenus à partir de données extraites des recensements décennaux du Canada permettent de confirmer les hypothèses économiques d'Easterlin, à savoir qu'une relation positive existe entre le revenu relatif des jeunes hommes et la fécondité. Les couples ont limité leur descendance à partir du moment où ils ont senti que les revenus des jeunes hommes se dégradaient par rapport à celui de leurs pères. Ne pouvant plus combler leurs aspirations matérielles, ne pouvant plus atteindre le niveau de vie souhaité, ils ont réévalué leurs projets de descendance à la baisse.

L'une des critiques les plus importantes du modèle d'Easterlin dans la littérature est l'absence de la prise en compte du revenu de la femme dans l'explication du comportement reproducteur (Oppenheimer, 1976). Aucune distinction n'est généralement apportée quant à l'impact du revenu relatif de la femme sur la fécondité d'un couple. En fait, pour Easterlin, la femme ne participe à la main-d'œuvre que si le revenu de l'homme est insuffisant pour répondre aux aspirations matérielles du couple, aggravant de ce fait la

concurrence sur le marché du travail. Dans le cas contraire, elle se consacre aux activités domestiques, suggérant que ce modèle souscrit à l'idée d'une certaine division sexuelle du travail.

Or, les données canadiennes permettent de distinguer les sexes et cette différenciation révèle des éléments très intéressants à la figure 4. Le coefficient de corrélation des revenus relatifs féminins au TNR n'est que de 0,23, suggérant une très faible relation entre les deux courbes. Deux périodes semblent toutefois se dégager, soit avant et après la décennie 1951-1961 pendant laquelle le sens de la relation s'inverse.

Au cours de la période 1921-1951, le revenu relatif des femmes évolue, à peu de choses près, de la même façon que celui des hommes, ce qui sous-entend une relation similaire avec le TNR. Le coefficient de corrélation, calculé uniquement sur la période 1921-1951, grimpe d'ailleurs à 0,84! À cette époque, peu de femmes participaient à la main-d'œuvre au Canada et leurs revenus étaient généralement faibles comparés à ceux des hommes. Dans ce contexte, on peut penser que peu d'incitatifs pour gagner le monde du travail existaient pour ces dernières, même si l'écart entre les revenus des jeunes femmes et des plus âgées était visiblement plus faible que chez les hommes. Le coût d'opportunité, en terme de manque à gagner, d'un enfant était alors relativement faible au Canada et on peut penser que la nécessité était probablement un des motifs les plus courants au travail rémunéré des femmes.

Durant la décennie 1950, cœur de la période des « *Trente Glorieuses* » en raison de la prospérité économique sans précédent qu'a connue le Canada à cette période, les revenus relatifs des femmes, comme celui des hommes, ont atteint des sommets. Les jeunes couples d'alors, essentiellement les parents des baby-boomers, jouissaient par conséquent de revenus très intéressants. Nul doute qu'il faut y voir un élément important de l'explication du baby-boom canadien.

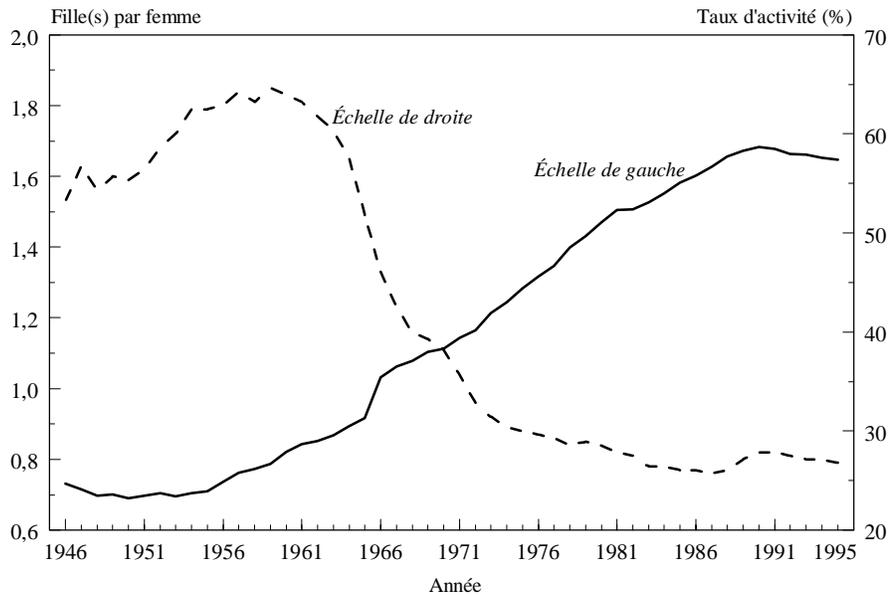
À partir de 1961, le graphique montre que la relation entre le revenu relatif des femmes et le TNR devient nulle. L'explication de ce phénomène intéressant tient probablement en bonne partie à la forte augmentation du coût d'opportunité des enfants. Devant le ralentissement de la croissance des salaires, devant la montée progressive du chômage, devant les possibilités d'obtenir des salaires intéressants grâce à une meilleure éducation et grâce à des programmes d'équité en matière d'emploi de plus en plus répandus, devant des aspirations matérielles plus grandes issues de l'aisance économique des familles dont elles sont issues, les femmes ont intégré massivement le marché du travail au cours des années 1970. Ce faisant, le coût d'opportunité des enfants a considérablement augmenté au moment même où le revenu relatif des hommes diminuait, induisant une pression négative sur la fécondité.

Au cours de cette période, le revenu des femmes soit devenu un élément important du budget des couples et que ces derniers ont eu tendance à limiter leur descendance afin de permettre à la femme de maintenir une activité professionnelle souvent perçue comme nécessaire dans le contexte économique actuel. Ces résultats vont également dans le sens des travaux de Butz et Ward (1979a et b) qui proposent un modèle qui distingue les couples dans lesquelles la femme exerce une activité rémunérée sur le marché du travail de ceux où elle n'en exerce pas. Selon eux, la fécondité serait une fonction positive du revenu de l'homme dans les couples où la femme ne travaille pas. Dans ceux où elle travaille, la fécondité serait toujours une fonction positive du revenu de l'homme mais négative du revenu de la femme, le coût d'opportunité surpassant les effets positifs associés au revenu additionnel que procure leur travail. Pour Butz et Ward, la fécondité a augmenté fortement au lendemain de la Deuxième Guerre Mondiale en raison de la forte augmentation du salaire des hommes et de la faible participation des femmes au marché du travail à ce moment. À mesure que ces dernières intégrèrent le marché du travail, le coût d'opportunité théorique des enfants a augmenté plus rapidement que le salaire des hommes, entraînant une pression négative sur la fécondité des ménages.

Il a été question, dans l'analyse de la figure 4, de l'activité féminine au cours du siècle. Il existe, en démographie comme en économie, un débat sur le sens de la relation entre la participation des femmes au marché du travail et la fécondité. Est-ce la baisse de cette dernière qui, en dégageant du temps libre aux femmes, a permis à celles-ci de joindre la main-d'œuvre, ou, à l'inverse, est-ce la préférence pour le travail rémunéré qui a incité les femmes à limiter leur descendance? Récemment, Blanchet et Pennec (1996) montraient, à l'aide de modèles économétriques, que cette deuxième hypothèse était vraisemblablement la bonne. Les femmes participent désormais au marché du travail pour des raisons de choix ou de nécessité. Si le type d'analyse présenté ne permet pas d'établir de liens de causalité comme c'est le cas dans l'étude ci haut mentionnée, la figure 5 montre néanmoins la corrélation négative existant entre le TNR et l'activité féminine, du moins avant 1981.

Au cours de la période, une faible participation des femmes à la main-d'œuvre s'est accompagnée d'une fécondité beaucoup plus élevée que lorsqu'elles travaillaient contre salaire. Au Canada, l'essentiel de la transition est survenue au cours de la période 1965-1980 environ, ce qui coïncide avec le ralentissement de la croissance économique. On peut voir dans cette coïncidence une relation qui irait dans le sens de la théorie d'Easterlin, c'est-à-dire que les femmes ont progressivement intégré le marché du travail pour des raisons de nécessité, le revenu de leur conjoint ne suffisant plus à combler les aspirations matérielles du couple. Un cycle s'est peut-être également installé, comme l'a déjà évoqué Easterlin : en participant davantage à la main-d'œuvre, les femmes ont pu accroître la concurrence pour l'emploi, aggravant

Figure 5. Comparaison des taux d'activité féminins avec le taux net de reproduction, Canada, 1921-1991



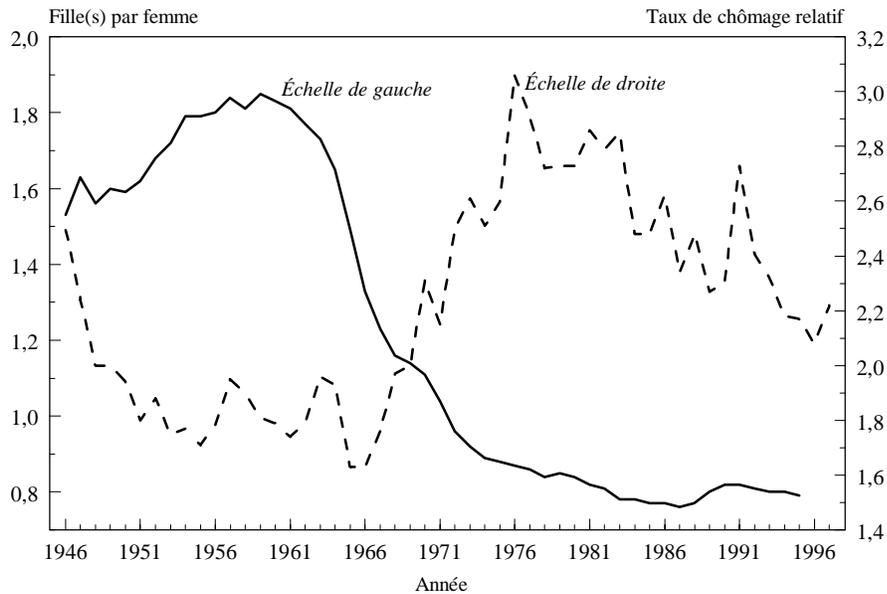
Sources : Statistique Canada, divers recensements du Canada et Division de la démographie, Section de la recherche et de l'analyse.

de ce fait même la situation économique de leur conjoint. Cela pourrait être un élément expliquant la stabilité des indices de fécondité entre le milieu des années 1970 et le milieu des années 1990.

On peut enfin recourir à d'autres indicateurs socio-économiques tels que le taux de chômage pour illustrer les liens entre la fécondité et l'économie. La figure 6 présente une comparaison entre un rapport mesurant l'importance du niveau de chômage vécu par les jeunes adultes âgés de 20-24 ans comparé à celui des 45-54 ans, les générations de leurs parents, au cours d'une même période et le taux net de reproduction depuis 1946. Il s'agit d'un indicateur de la difficulté d'insertion des jeunes sur le marché du travail, sachant que l'emploi rémunéré est souvent considéré comme un préalable à la fondation d'une famille.

On peut y remarquer, par exemple, l'effet des trois plus récentes crises économiques, survenues en 1973, en 1981 et au début des années 1990. Les jeunes ont été particulièrement touchés par ces crises, en partie en raison de leur vulnérabilité due à leurs faibles ancienneté et expérience en milieu de

Figure 6. Comparaison du taux net de reproduction avec le rapport des taux de chômage des 20-24 / 45-54 ans, Canada, 1921-1991



Sources : Statistique Canada, Enquête sur la population active (EPA) et Division de la démographie, Section de la recherche et de l'analyse.

travail. Tout comme pour l'activité des femmes, l'allure générale des deux courbes laisse clairement apparaître une relation négative entre fécondité et chômage. Néanmoins, la prudence est ici de mise puisque la fécondité a commencé à décroître avant que le chômage relatif des jeunes n'augmente. Difficile de dire, à la lumière de la figure, si le chômage relatif induit une pression à la baisse sur la fécondité ou s'il est plutôt une conséquence du nombre important de naissances durant le baby-boom. Si cette dernière hypothèse était la bonne, force est de reconnaître qu'il s'agirait, dès lors, d'un élément allant dans le sens de l'hypothèse « démographique » d'Easterlin, à savoir que la taille d'une cohorte influe sur l'emploi, du moins au cours de cette période.

Depuis deux décennies, la tendance est clairement à la baisse concernant le chômage relatif des jeunes alors que la fécondité, elle, est demeurée relativement stable à un niveau bas. En fait, il peut s'agir d'une autre preuve de l'existence d'un lien entre fécondité et marché du travail. Les générations nées depuis la fin du baby-boom, qu'on pourraient associer aux « enfants des baby-boomers » arrivent maintenant sur le marché du travail. Moins

nombreuses, elles exercent une pression moins forte sur ce dernier, faisant progressivement diminuer – mais trop lentement pour avoir un effet sur la fécondité – le chômage relatif des jeunes et ce, en dépit de la conjoncture économique.

En conclusion, les résultats obtenus à partir des données canadiennes supportent l'hypothèse démographique d'Easterlin seulement pour une période bien précise, celle du baby-boom et des années 1970. Par contre, l'examen des indicateurs économiques montre l'existence d'un lien entre le revenu relatif des jeunes hommes et femmes et leur fécondité. L'ensemble de ces résultats vont dans le même sens que ceux obtenus, au niveau macroéconomique, par Kyriasis (1990) pour les provinces du Québec et de l'Ontario. Entre 1980 et 1995, le revenu moyen des Canadiens a chuté d'environ 8 % (Statistique Canada, 1998b), ce qui n'a pas favorisé la fécondité.

Toutefois, le lien entre ces variables économiques et la fécondité est complexe. Avant de passer à une analyse plus détaillée de ce lien pour une période récente, la section suivante présente l'autre grande théorie économique de la fécondité, la « *New Home Economics* ». Celle-ci suscite peut-être davantage d'attention aujourd'hui que la théorie du revenu relatif car elle intègre de façon explicite la participation des femmes sur le marché du travail ainsi que l'effet de leur revenu sur la fécondité et introduit la possibilité de variations temporelles du coût d'opportunité associé à l'éducation des enfants.

La théorie de la « *New Home Economics* »

La « *New Home Economics* », parfois plus connue sous le nom de l'approche de « *l'école de Chicago* » et sous laquelle se regroupent notamment des chercheurs comme Willis, Simon, Leibenstein, DeTray, Schultz ou Mincer, doit à G.S. Becker son origine au début des années 1960. Le but de cette approche n'est plus de mettre en relation de grandes tendances mais plutôt d'approcher les déterminants socio-économiques de la fécondité des couples à partir d'une analyse économétrique. Il s'agit donc, à certains égards, d'une théorie plus complète que celle d'Easterlin mais qui pose un certain nombre de problèmes.

Au départ, la démarche de Becker fut d'essayer de comprendre comment réagissent les ménages face à leur fécondité lorsque les deux paramètres essentiels de la théorie économique – soit les prix et les revenus – évoluent à la hausse ou à la baisse. S'il est relativement facile d'estimer le sens de l'évolution du revenu des ménages (voir figure 1 par exemple), il en va autrement du « coût » des enfants. Ce sujet, parmi les plus débattus de la « *New Home Economics* », a suscité l'intérêt au sein de la communauté scientifique et est à l'origine d'une imposante littérature en démographie, en économie ou en sociologie. Cet aspect distingue également les deux théories : alors que

les aspirations matérielles sont au cœur du modèle du revenu relatif, la « *New Home Economics* » met l'accent sur le coût des enfants pour comprendre le comportement reproducteur. On peut donc dire que l'approche d'Easterlin comporte davantage une dimension « sociale ».

Becker, dans son article fondateur de 1960, se limite, dans son évaluation du coût des enfants, aux frais encourus pour les mettre au monde et les élever jusqu'à l'âge adulte. On pense ici aux dépenses d'alimentation, d'habillement, de logement, de transport, d'éducation, de santé, de loisirs, etc. Selon lui et conformément à la théorie micro-économique, la relation entre le revenu du ménage et les dépenses consacrées à l'enfant est positive : plus le revenu s'accroît, plus les dépenses consacrées à l'enfant augmentent. C'est que les couples établissent dès lors un arbitrage entre le désir d'avoir un plus grand nombre d'enfant (la quantité) et celui d'augmenter la « qualité » de ceux qu'ils ont déjà (en leur allouant plus de ressources). Comme l'élasticité revenu / quantité est inférieure à l'élasticité revenu / qualité, l'originalité de Becker à l'époque consistait à montrer qu'il est possible que le nombre d'enfants demeure constant même si le revenu du ménage s'accroît. On choisira, par exemple, de privilégier l'école privée plutôt que publique pour les deux premiers enfants au lieu d'en mettre au monde un troisième.

Ce premier article de Becker eut un retentissement considérable au sein de la communauté scientifique s'intéressant aux facteurs associés à la reproduction humaine. Très rapidement, de nombreux autres chercheurs, s'inspirant de cette idée nouvelle, publièrent des travaux complémentaires. L'apport le plus notable fut probablement celui de Mincer (1963) qui, avec la publication de la part de Becker d'une « mise à jour » de sa théorie en 1965, donna réellement naissance à la « *New Home Economics* ».

Véritable théorie moderne de la consommation des ménages, la « *New Home Economics* » postule que ces derniers génèrent, à partir de leurs ressources en temps et en biens mais aussi de leurs goûts, des « produits » desquels se dégage une utilité plus ou moins grande selon les qualités ou les attributs qu'ils offrent. Il faut rappeler ici qu'initialement, pour Becker, l'utilité d'un ménage était obtenue directement de la consommation de biens qui, désormais, sont plutôt perçus comme des « inputs » permettant de dégager des « produits » ou « externalités ». C'est ainsi que l'utilité – ou la satisfaction – d'un couple lors de l'arrivée d'un enfant, par exemple, va être fonction de ses attributs – ou qualités – et non de son simple avènement.

Pour les tenants de la « *New Home Economics* », le coût des enfants ne se limite dès lors plus aux seules dépenses qu'on leur consacre. Il faut y ajouter le prix du temps – appelé coût d'opportunité – relatif à la production domestique ou, autrement dit, à générer et consommer des « produits ». Pour Mincer (1963) par exemple, ce prix constitue le manque à gagner que représente un nouvel enfant en terme de salaire de la femme si celle-ci demeure à la maison

plutôt que sur le marché du travail. Il suggère que cet élément du coût des enfants a une plus grande incidence sur la fécondité que les dépenses qui leur sont consacrées à ces derniers puisque celles engendrées par l'alimentation, l'habillement, etc. ne varient pas beaucoup à travers le temps lorsque mesurées en terme de proportion du revenu familial. Pour cet auteur, le coût d'opportunité constitue donc l'élément influant le plus sur le coût total des enfants, surtout dans les sociétés modernes où la femme participe au marché du travail, ce qui était plus rarement le cas dans les sociétés dites traditionnelles.

Si la théorie de la « *New Home Economics* » considère toujours la fécondité comme une fonction positive du revenu des ménages, Mincer comme Becker, peu de temps après, y introduisent l'idée que le revenu des femmes peut être relié négativement à la fécondité du ménage, contrairement au seul revenu des hommes qui lui, s'il augmente, a une influence positive sur la demande d'enfants⁷. C'est que les femmes sont traditionnellement celles qui se sont occupées de l'éducation des enfants. La naissance d'un enfant augmente donc la charge de travail (non-rémunéré) des femmes. Comme le nombre d'heures de travail est limité, elles doivent compenser en réduisant les heures travaillées à l'extérieur, ce qui réduit ainsi le revenu familial. C'est le coût d'opportunité. Selon la « *New Home Economics* », l'effet du coût d'opportunité est plus grand que l'effet du revenu ce qui se traduit par un effet négatif du revenu féminin sur la fécondité. Cet élément, qui représente l'apport le plus original de la « *New Home Economics* » à l'étude des comportements reproducteurs, constitue la deuxième raison pour laquelle la fécondité peut demeurer inchangée voire même diminuer en dépit d'un accroissement du revenu des ménages.

Les données canadiennes présentées à la première section de cet article ne contredisent pas cette analyse. La figure 4, par exemple, témoigne de façon éloquente de l'effet du coût d'opportunité des enfants exprimé en terme de salaire relatif des femmes. En fait, la théorie de la « *New Home Economics* » s'applique également bien à la période de l'après guerre au Canada puisque les revenus comme la fécondité augmentèrent fortement au cours de cette période (voir figure 3). Par conséquent, durant la deuxième partie des années 1960 et pendant toute la décennie qui suivit, de très nombreux travaux furent publiés sous cette école. On pense notamment à ceux de Simon (1969) sur le rôle de l'éducation de la femme, de Willis (1974) sur le concept de qualité des enfants ainsi que ceux de Schultz (1974).

Beaucoup d'auteurs ont critiqué l'approche de l'école de Chicago en raison de la difficulté de mesurer l'utilité ou le coût d'un enfant pour un ménage. Par exemple, le sexe de l'enfant selon le rang qu'il occupe peut augmenter ou réduire son utilité auprès de ses parents. La maximisation de la fonction d'utilité est donc toute relative et varie d'un couple à l'autre en fonction d'un contexte qu'a tendance à négliger la théorie de Becker.

⁷ Plus tard, d'autres auteurs suggéreront plutôt qu'il existe un effet positif du revenu de l'homme sur les deux premiers enfants seulement mais négatif pour les suivants (Seiver in Simon, 1978).

D'autre part, la baisse de la fécondité pourrait bien être davantage la résultante d'une baisse de l'utilité sociale des enfants plutôt que de considérations économiques. Il n'apparaît en effet plus nécessaire, grâce à l'État-providence, de mettre au monde des enfants pour assurer ses vieux jours tant économiquement que sur le plan du soutien social ou par souci de main-d'œuvre, des fonctions attribuées aux enfants dans les sociétés traditionnelles. Si Becker s'est au départ servi de cet argument pour associer les enfants à des biens de consommation durables dans les sociétés modernes, il n'y voyait pas une raison directe ou suffisante de la baisse de la fécondité. Pourtant, l'acquisition d'autres biens peut paraître pour certains couples plus « rentable » ou « rationnelle » que la production d'enfants, peu importe leur niveau de revenu. Pour plusieurs auteurs, le nombre sans cesse croissant de couples inféconds témoignerait de ce choix.

Il existe une littérature abondante sur la mesure du coût d'un enfant, que ce soit sur les dépenses qu'on lui consacre ou sur son coût marginal. D'aucuns soulignent la difficulté de l'exercice et force est d'admettre qu'il n'existe, encore aujourd'hui, aucun consensus à propos de la méthodologie à utiliser. Comment dès lors affirmer avec certitude que le coût d'un enfant a augmenté ou diminué durant une certaine période de temps? La mesure de la qualité de celui-ci se heurte aux mêmes problèmes. Et pourquoi, comme le prétend la « *New Home Economics* », les couples miseraient davantage maintenant sur la qualité de leurs enfants plutôt que sur leur nombre? Les tenants de cette école suggèrent certes que l'utilité d'un enfant de « grande qualité » est plus importante mais d'autres éléments – parfois hors de contrôle des parents comme la santé – interviennent sans contredit à ce sujet.

Enfin, la théorie néo-classique de l'école de Chicago n'a pas résisté à la confrontation empirique, surtout depuis deux décennies. Les chercheurs éprouvent beaucoup de difficultés à comprendre le maintien de la fécondité à des niveaux n'assurant plus le renouvellement des générations grâce à ces modèles. Par exemple, certains affirment que le coût d'opportunité des enfants a récemment diminué, sans effet apparent sur la fécondité des couples. Pour l'instant dans ce domaine, il faut conclure à des résultats souvent contradictoires et qui varient en fonction de la méthode employée.

Une intégration des deux modèles économiques de la fécondité

Malgré l'intérêt, du moins théorique, de cette école de pensée, la « *New Home Economics* » a soulevé de très nombreuses critiques qui souvent s'appliquent aussi à la théorie d'Easterlin. Encore aujourd'hui, la plus importante de ces critiques est l'association – réductrice pour certains – faite entre enfants et biens de consommation durables. Les sociologues ont probablement été les plus virulents à critiquer cette hypothèse initiale de Becker, suggérant par exemple que l'approche économique ne permet pas de tenir compte du caractère non-rationnel de la décision d'avoir des enfants (Blake,

1968). Selon cet auteur, d'autres variables interviennent dans la décision d'avoir des enfants ou dans les choix relatifs à leur qualité : des facteurs non-économiques tels les valeurs, le milieu culturel ou les normes sociales, par exemple, ne sont pas pris en compte par l'approche économique et jouent pourtant un rôle important. Comme Robinson (1997) l'a récemment rappelé, beaucoup de couples décident de fonder une famille sans pour autant recourir à une analyse économique poussée de leur situation. La décision d'avoir des enfants comporte donc une part non-négligeable d'irrationnel qui échappe à la théorie élaborée dans la « *New Home Economics* ». L'hypothèse de cette école de pensée selon laquelle les ménages prennent, en matière de fécondité comme pour d'autres aspects de leur vie, des décisions rationnelles paraît donc, à plusieurs égards, téméraire.

Outre cet aspect réducteur, les critiques des modèles économiques de la fécondité ne manquent pas de souligner que ces deux théories, aussi attrayantes qu'elles soient, ont failli à leur principal objectif : anticiper l'évolution de la fécondité au cours des années 1980 et 1990. Selon le modèle cyclique d'Easterlin, on aurait dû assister à un renversement de tendance et voir la fécondité augmenter au cours des années 1990 à mesure que les « baby-busters », moins nombreux, arrivaient sur le marché du travail. Au contraire, les tenants de la théorie de Becker prédisaient un déclin continu de la fécondité reflétant l'augmentation du coût d'opportunité associée à l'augmentation du revenu féminin découlant elle-même de l'augmentation de l'expérience moyenne des femmes sur le marché du travail, de l'augmentation de leur niveau de scolarité et des changements de la structure des emplois qu'elles occupent. Pourtant, on le sait, la fécondité s'est maintenue à des niveaux relativement stables au cours des deux dernières décennies aux États-Unis comme au Canada.

Peut-être, justement, parce qu'ils supposent des évolutions différentes de la fécondité, ces deux modèles sont souvent mis en opposition. Plusieurs auteurs ont tenté d'évaluer lequel des deux réussissait le mieux le test de l'évaluation empirique. Une recension des écrits sur le sujet conclut que le modèle d'Easterlin ne permet de bien expliquer les variations de la fécondité que pour la période 1945-1980 aux États-Unis (Pampel et Peters, 1995). De même, les résultats d'études portant sur le modèle de la « *New Home Economics* » se sont avérés inconstants voire souvent contradictoires.

Très peu d'auteurs ont tenté d'intégrer les aspects théoriques des deux modèles en un seul. Parmi ceux-ci, Abeysinghe, dans un article publié en 1993 utilisant des données canadiennes, propose un modèle où les variations de la fécondité sont expliquées par celles du revenu des jeunes hommes chefs de famille, celui des chefs de familles masculins âgés de 45 à 54 ans ainsi que du salaire hebdomadaire féminin. Plus récemment, Macunovich (1996) propose une nouvelle formulation qui combine les principaux arguments des deux théories et tente de pallier leurs limitations respectives. L'hypothèse

d'une évolution à la hausse, d'une génération à la suivante, des aspirations matérielles, postulée par Easterlin, est conservée par la mesure relative du revenu des jeunes hommes. Celle de l'effet négatif sur la fécondité (coût d'opportunité) du revenu des femmes est intégrée au même modèle grâce à une variable prenant en compte les variations dans le salaire des femmes. La construction d'un tel modèle permet également – et surtout – de vérifier si une interaction existe entre ces variables : il est possible que prises indépendamment, ces variables échouent la vérification empirique parce qu'elles sont liées. L'effet du salaire des femmes sur la fécondité pourrait, par exemple, changer à la suite d'une baisse importante du revenu relatif des jeunes hommes.

Le modèle élaboré par Macunovich (1996) a produit des résultats intéressants pour les États-Unis au cours de la période 1969-1993. Les variables utilisées expliquent la presque totalité des variations de la fécondité au cours de la période à l'étude ($R^2 = 99\%$). De plus, les coefficients du revenu relatif (RY) et du salaire des femmes (W) vont dans le sens attendu, c'est-à-dire une hausse du revenu relatif des jeunes hommes entraîne une hausse de la fécondité et, à l'inverse, une hausse du salaire des femmes exerce une pression négative sur celle-ci.

Mais l'aspect le plus original de l'étude se retrouve certainement dans les résultats obtenus quant à la variable mesurant l'interaction entre RY et W. Cette interaction montre que l'effet du salaire des femmes sur la fécondité varie selon que le revenu relatif des hommes est à la hausse ou à la baisse. Elle suggère qu'en période où le revenu relatif des hommes est élevé, le coût d'opportunité, mesuré en terme de salaire de la femme, est plus important que l'effet de revenu et se traduirait donc par une relation négative entre le salaire des femmes et la fécondité (Macunovich, 1996 : 239). Dans cette situation, si la femme décide d'exercer une activité professionnelle, ce sera davantage l'affaire d'un choix qui peut impliquer que le couple limite volontairement sa descendance.

D'une façon similaire, lorsque le revenu relatif des jeunes hommes est faible, une hausse du salaire des femmes entraînera une hausse importante du revenu des couples, leur permettant ainsi éventuellement d'avoir les enfants qu'ils désirent. L'effet « revenu » du salaire féminin s'accroît relativement à l'effet « coût » pouvant même renverser la situation et devenir positivement lié à la fécondité. Dans cette situation, les couples accordent plus d'importance à ce revenu supplémentaire dans leur décision d'avoir ou non un enfant et toute baisse du salaire féminin aura pour effet de créer une pression négative sur la fécondité, la somme des revenus de l'homme et de la femme ne suffisant plus à leur procurer le niveau de vie ou la descendance souhaité.

Le modèle élaboré par Macunovich constitue probablement la première indication que les théories d'Easterlin et de Becker sont, en fait, bien plus

complémentaires qu'opposées. L'auteur est parvenue à reproduire presque parfaitement la courbe reflétant l'évolution de la fécondité aux États-Unis entre 1969 et 1993 à l'aide de ce modèle faisant intervenir à la fois le revenu relatif des hommes et le salaire des femmes. Fait particulier autant qu'étonnant, son modèle a été sensible à la légère reprise de la fécondité à la fin des années 1980. Même la rétro-projection jusqu'en 1955 s'est avérée d'une précision surprenante. On peut donc penser qu'un tel modèle, s'il s'avère juste, peut aider à comprendre les évolutions possibles de la fécondité dans un proche avenir au sein des pays développés.

Le Canada et les États-Unis ont beaucoup de choses en commun. Les variations de l'économie canadienne ont tendance à être intimement liées à celles de l'économie américaine. Les deux pays partagent également des histoires semblables quant à l'évolution de leur fécondité : déclin séculaire, choc de la crise économique, période du baby-boom marquée, baby-bust et même court regain de ce phénomène à la fin des années 1980, bien que les niveaux soient assez différents. Le type de données statistiques recueillies par les deux pays est aussi sur bien des points semblable : statistiques de l'état civil, recensements, Enquête sur la population active, Enquête sur les finances des consommateurs, etc. ont tous leur pendant américain. Par contre, États-Unis et Canada diffèrent en certains domaines, notamment en ce qui a trait à la protection sociale (assurance-emploi, assurance-santé, Bien-Être social, allocations familiales, etc.). L'éducation supérieure, une variable importante dans le modèle proposé par Macunovich, est possiblement plus accessible au Canada. Dans ce contexte, il est tentant d'examiner si le modèle proposé par Macunovich s'avère aussi performant lorsqu'il est éprouvé sur des données canadiennes.

Le modèle

Le modèle proposé par Macunovich (1996) met en relation deux variables macroéconomiques complexes observées sur une longue période de temps. Le modèle original suggère que la fécondité des femmes âgées de 20 à 24 ans est fonction, essentiellement, de trois paramètres : le revenu relatif des jeunes hommes, le salaire des jeunes femmes (un proxy pour le coût en temps que représente la venue d'un enfant, aussi appelé « coût d'opportunité ») ainsi que le taux de chômage des femmes.

Conformément aux postulats de base du modèle d'Easterlin, il est attendu que le revenu relatif des jeunes hommes sera lié positivement avec la fécondité, c'est-à-dire qu'une hausse relative de leurs revenus aura pour conséquence une fécondité accrue. Le salaire des jeunes femmes sert de proxy pour la mesure du coût d'opportunité relié à la naissance et à l'éducation des enfants. Plus celui-ci sera élevé, plus une pression à la baisse sera exercée sur la fécondité. On suppose, dans un premier temps et conformément à la théorie de Becker, que l'effet négatif sur la fécondité de ce coût d'opportunité est supérieur à

Le modèle de Macunovich

Le modèle élaboré par Macunovich (1996) prend la forme suivante :

$$\Lambda(f_{20-24}^t) = \beta_0 + \beta_1 \log RY_{(t-1)} + \beta_2 \log W_{(t-1)} + \beta_3 (\log RY_{(t-1)} * \log W_{(t-1)}) + \beta_4 U_{(t-1)}$$

où la variable dépendante $\Lambda(f_{20-24}^t)$ est une transformation logistique⁸ du taux de fécondité des femmes âgées de 20 à 24 ans. Le coefficient β_0 représente la constante du modèle et les suivants, soit β_1 , β_2 , β_3 et β_4 , les valeurs des paramètres estimés relatifs à chaque variable RY (le revenu relatif des jeunes hommes), W (le salaire des jeunes femmes) et U (le taux de chômage des jeunes femmes). Le terme d'interaction (RY * W), quant à lui, permet de prendre en considération la possibilité d'une variation de l'effet de W lorsque RY évolue à la hausse ou à la baisse. L'estimation des paramètres est obtenue grâce à la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO).

l'effet positif qu'engendre le revenu supplémentaire associé au travail de la femme. On suppose aussi une possible interaction entre les deux premières variables tel que mentionné. Enfin, la variable « taux de chômage » utilisée dans le modèle sert à contrôler l'impact de chocs conjoncturels de l'économie sur la fécondité du moment.

Définition des variables utilisées dans la présente étude

Il s'avère généralement difficile de reproduire exactement le modèle original, notamment parce que les données utilisées ne sont pas identiques. Pour les fins de la présente étude, un certain nombre de modifications ont dû être apportées aux variables pour les adapter à la situation canadienne. Dans cette section, une brève description de la façon dont ces variables ont été construites est donnée.

La fécondité

La variable dépendante de l'étude réalisée par Macunovich était le taux de fécondité des femmes âgées de 20 à 24 ans. Dans la présente étude, le

⁸ La transformation logistique consiste à prendre le logarithme népérien de $P / (1-P)$ ou P est la probabilité que l'événement observé se produise (P étant dans ce cas le taux de fécondité).

taux de fécondité des femmes âgées de 20 à 29 ans lui a été préféré. Cette décision a été prise afin de tenir compte de l'âge moyen à la première naissance sans cesse plus élevé depuis 30 ans au Canada. Des études plus longues, une insertion sur le marché du travail plus difficile, la précarité de l'emploi sont des facteurs ayant contribué à la hausse progressive de cet âge. Néanmoins, environ 50 % de la descendance finale d'une femme est atteinte avant l'âge de 30 ans, constituant une raison supplémentaire pour l'adoption d'un tel taux - inhabituel il est vrai - comme variable dépendante.

Le revenu relatif (RY)

Dans la première partie de cet article, le revenu relatif a été obtenu à partir de données brutes des recensements canadiens. On avait alors opposé au revenu des jeunes hommes âgés de 20 à 34 ans celui des plus vieux, les 45-64 ans. Bien que simple, cet indicateur demeure satisfaisant parce qu'il rend possible une comparaison temporelle sur une très longue période. Il ne permet toutefois pas de tenir compte des changements importants survenus sur le marché du travail depuis quatre décennies. En particulier, l'éducation sans cesse accrue des cohortes arrivant sur le marché du travail a pu entraîner une hausse de leurs revenus, sans que cette hausse soit le reflet d'un réel changement dans la rémunération. Sans compter que les entrants sur le marché du travail sont, en moyenne, de plus en plus âgés parce que mieux éduqués. Parce que le monde du travail a considérablement changé depuis 40 ans au Canada, il apparaît préférable de construire un indicateur plus précis permettant d'isoler le seul effet de la croissance - ou de la décroissance - du revenu relatif en neutralisant les autres facteurs.

Macunovich propose de mesurer l'effet de la variation du revenu relatif des jeunes hommes sur la fécondité au moyen d'une variable complexe, appelée RY pour « revenu relatif ». Pour l'application canadienne, cette variable a été construite à partir des informations contenues dans deux enquêtes de Statistique Canada, soit l'Enquête sur la population active (EPA) et l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC). Comme pour la variable présentée dans la première partie de cet article, le revenu relatif est une proportion qui met en rapport le revenu des jeunes hommes à leur arrivée sur le marché du travail et le revenu des cohortes d'âge correspondant à celui de leur père.

Afin de tenir compte des changements dans les niveaux d'éducation depuis quatre décennies, le numérateur de la variable RY représente le revenu annuel moyen des hommes au cours de leurs cinq premières années potentielles d'expérience de travail. Ces cinq premières années varient évidemment selon le nombre d'années d'éducation d'un individu : si celui-ci possède un niveau primaire ou secondaire sans diplôme (moins de 9 années de scolarité), ses cinq premières années potentielles de travail sont comprises entre 16 et 20

ans. À l'opposé, les cinq premières années potentielles de travail des hommes titulaires d'un diplôme universitaire ou plus se situent entre 23 et 27 ans. Entre ces deux extrêmes, deux autres niveaux d'éducation ont été définis : les individus possédant entre 9 et 13 années de scolarité avec ou sans diplôme d'études secondaires ainsi que ceux ayant fait des études postsecondaires sans avoir obtenu de diplôme universitaire. Leurs cinq premières années potentielles de travail sont alors respectivement comprises entre 19 et 23 ans et entre 22 et 26 ans.

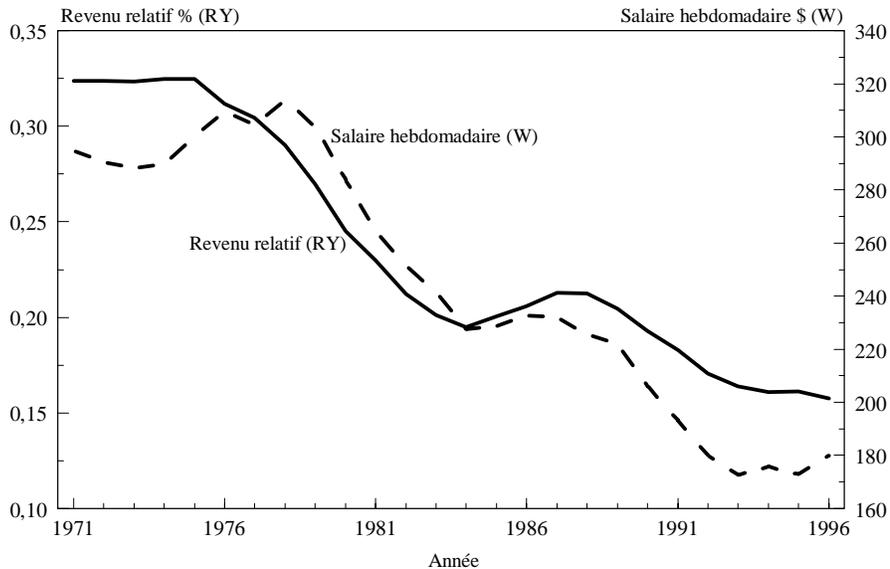
Les revenus annuels moyens des individus de chacun de ces quatre groupes ont été obtenus de l'EFC et ont été indexés selon l'indice des prix à la consommation (IPC) afin de les transformer en dollars constants de 1991. Par la suite, ces revenus ont été pondérés, en quelque sorte, par le taux d'emploi⁹ du groupe d'âge et d'éducation correspondant, de façon à tenir compte de l'effet de la taille des cohortes sur la participation à la main-d'œuvre et sur le taux de chômage. La moyenne de ces revenus donne donc le numérateur de la variable RY qui représente le revenu réel annuel moyen des jeunes hommes à leur entrée sur le marché du travail.

La série chronologique que nous avons utilisée va de 1971 à 1997. Au cours de cette période, certains concepts ont connu d'importantes modifications rendant la comparaison des données difficiles. En particulier, les questions permettant de connaître le plus haut niveau d'éducation atteint par le répondant, une variable centrale du modèle que nous nous proposons d'estimer, ont été modifiées en 1975 et en 1990 de telle sorte qu'il est impossible d'obtenir des catégories d'éducation entièrement équivalentes pour l'ensemble de la période. Les quatre catégories que nous avons utilisées sont les regroupements les plus comparables que nous puissions obtenir. Quoiqu'il en soit, l'absence de correspondance parfaite n'est pas si préoccupante étant donné que cette variable ne sert qu'à calculer des ratios pour certaines catégories d'éducation, comme le numérateur et le dénominateur souffrent tous deux du même biais potentiel, on peut croire que celui-ci s'annule en bonne partie.

Le dénominateur de la variable RY est, quant à lui, constitué du revenu moyen des familles dans lesquelles on retrouve au moins un enfant âgé de 18 ans ou moins et dont le chef est âgé de 45 à 54 ans. L'utilisation du revenu familial - et non seulement de celui du père - permet de tenir compte de l'impact sur le revenu des familles de la participation accrue des femmes sur le marché du travail depuis quatre décennies au Canada. Pour que ces familles soient jugées représentatives des familles dans lesquelles ont grandi les jeunes hommes au numérateur de la variable RY, un décalage de cinq ans a été introduit par rapport à ce dernier. Ceci signifie que les aspirations matérielles des jeunes hommes sont estimées par le niveau de vie qu'avaient les familles dont le

⁹ Il s'agit du nombre d'individus employés divisé par le nombre d'individus dans la population correspondante selon le groupe d'âge et le niveau d'éducation.

Figure 7. Revenu relatif des jeunes hommes (RY) et salaire hebdomadaire moyen des femmes contrôlant pour les changements du niveau d'éducation (W), Canada, 1971 à 1996



Sources : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir de l'Enquête sur la population active (EPA) et l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC).

chef est âgé de 45 à 54 ans cinq ans auparavant. Le dénominateur a lui aussi fait l'objet d'une indexation selon l'IPC de 1991 pour contrôler les variations du revenu dues à l'inflation.

La figure 7 présente la courbe de la moyenne mobile sur cinq ans du revenu relatif des jeunes hommes au cours de leurs cinq premières années potentielles d'expérience de travail depuis 1971 au Canada. La valeur de ce rapport oscille entre 0,33, en début de période, et 0,16, en fin de période : le revenu relatif des jeunes hommes a donc, si on se fie à cet indicateur, été réduit de moitié depuis 1971 au Canada. Autrement dit, le revenu des jeunes hommes, exprimé en proportion du revenu des familles dans lesquelles ils ont grandi, a considérablement chuté au cours de la période à l'étude. L'essentiel de la décroissance s'est concentrée entre 1975 et 1985, suggérant que les jeunes hommes ont souffert plus que les plus âgés des effets de la crise économique du début des années 1980. À la suite du léger regain dont le sommet intervient juste avant la récession du début des années 1990, tout indique que l'indicateur a repris sa chute progressive et atteint aujourd'hui un niveau plancher. On serait tenté de conclure, à la vue des plus récentes observations, à une relative stabilisation du revenu relatif autour d'un bas niveau (0,16).

Les résultats obtenus ici apparaissent cohérents avec ceux de la figure 4 de même que cohérents, bien que plus marqués, avec ceux soulignant la baisse des salaires réels des jeunes déjà publiés par Statistique Canada (Morissette, 1997 ; Kapsalis, Morissette et Picot, 1999). De même, ils s'inscrivent dans la même tendance que ceux obtenus pour les États-Unis tels que rapportés par Macunovich (1996). La concordance existant avec l'évolution du revenu relatif des jeunes Américains, chez qui la hausse inattendue au cours de la période 1985-1990 est également perceptible, tend à confirmer la justesse du calcul axé sur les données canadiennes. Les économies américaine et canadienne étant fortement liées, on pouvait s'attendre à une relative adéquation entre les indicateurs des deux pays.

Le salaire des femmes (W)

Idéalement, cette variable devrait refléter la seule rétribution du marché, exprimée en salaire annuel, hebdomadaire ou horaire, pour le travail des femmes en maintenant constants leur niveau d'éducation, la nature de leurs emplois et leur expérience. En ne contrôlant pas pour le niveau d'éducation des femmes, qui a considérablement augmenté depuis 50 ans au Canada, et pour la nature des emplois qu'elles occupent, qui a aussi grandement évolué au cours des dernières décennies, la variable W pourrait davantage refléter un changement de ces paramètres que la seule variation de leur salaire.

La variable W est définie ici comme le revenu hebdomadaire moyen des femmes travaillant à temps plein au cours de leurs cinq premières années potentielles d'expérience de travail. Les revenus moyens obtenus au cours des cinq années qui suivent généralement l'âge où l'on termine ses études selon chaque niveau d'éducation¹⁰ ont ensuite été pondérés par l'inverse du taux de chômage afin de tenir compte des difficultés éventuelles d'insertion sur le marché du travail. Ces données ont ensuite été indexées en fonction de l'IPC de 1991 et ont été standardisées selon le niveau d'éducation de la population féminine en 1971¹¹. Enfin, comme pour le revenu relatif, une moyenne mobile sur cinq ans a été faite pour éliminer les variations aléatoires de l'indicateur et en faire une mesure du revenu anticipé des femmes sur le marché du travail.

La figure 7 présente la courbe du salaire annuel moyen des femmes au cours des 25 dernières années tout en contrôlant pour les changements de leur niveau d'éducation. Il apparaît que jusqu'à la fin des années 1970, celui-ci fut très légèrement à la hausse. Il s'agit probablement de la fin d'une période

¹⁰ Il s'agit des mêmes groupes d'âge que chez les hommes : 16-20 ans pour les individus ayant moins de 9 années de scolarité, etc.

¹¹ Cette opération permet de contrôler pour l'éducation croissante des femmes au cours de la période : en prenant les proportions en 1971 et en les appliquant à l'ensemble des années à l'étude, on élimine l'effet de l'augmentation importante du niveau d'éducation des femmes sur leurs revenus au cours de la période.

de croissance importante de cet indicateur, les données américaines présentées par Macunovich (1996) montrant une très forte hausse entre 1965 et 1973. Deux périodes de décroissance sont visibles, la plus importante survenant durant le premier lustre de la décennie 1980. Il faut ici rappeler que le revenu relatif des jeunes hommes était lui aussi, au cours de la même période, fortement à la baisse, montrant à quel point la crise économique du début des années 1980 a touché les jeunes, hommes ou femmes, qui entraient sur le marché du travail à ce moment. Plus récemment, au début des années 1990, les femmes ont connu une autre période de décroissance de leur salaire, moins longue toutefois puisque dès 1993, la tendance semble se stabiliser voire reprendre à la hausse très récemment.

Entre ces deux périodes de décroissance, il faut conclure à une relative stagnation du salaire des femmes qui n'a jamais été, contrairement à ce que laissent penser les données qui ne tiennent pas compte des changements du niveau d'éducation ni de l'expérience, à la hausse entre 1979 et 1996. Ces résultats présentent des différences importantes avec les données américaines telles qu'obtenues par Macunovich (1996). Celle-ci concluait plutôt à des fluctuations de nature cyclique depuis le milieu des années 1970, même si la tendance générale était plutôt à la baisse. Au Canada, force est de reconnaître que le salaire des femmes a emprunté un parcours similaire à celui du revenu relatif des jeunes hommes, périodes de décroissance ou de stagnation survenant au même moment.

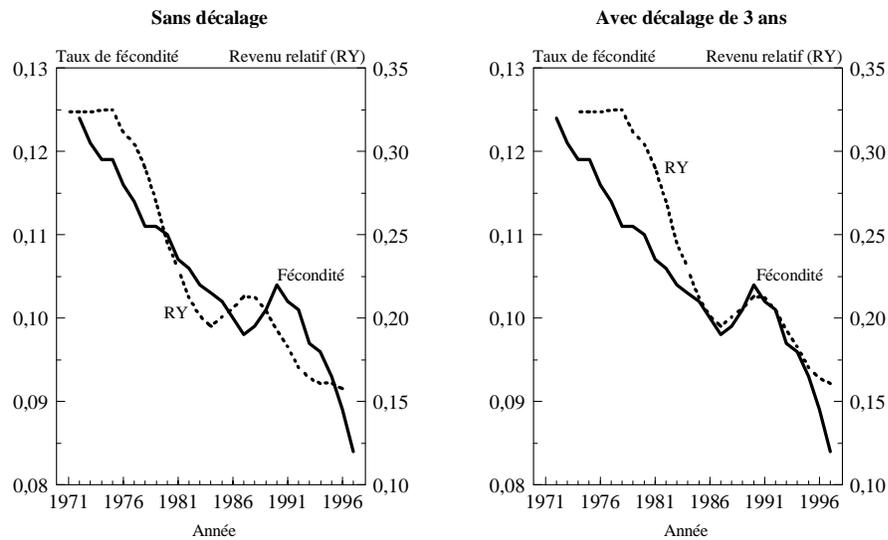
Le taux de chômage U

L'utilisation du taux de chômage des femmes âgées de 20 à 24 ans dans le modèle permet de prendre en considération les variations conjoncturelles du marché de l'emploi, ces dernières pouvant avoir d'importantes répercussions sur la fécondité. Si le taux de chômage des femmes, plutôt que celui des hommes, est utilisé, c'est parce que des études ont montré qu'il avait une influence plus grande sur la fécondité (Macunovich et Easterlin, 1988). Aucune moyenne mobile n'a ici été effectuée, de façon à bien saisir toutes les fluctuations, même annuelles, qu'a subies le marché de l'emploi au cours de la période.

Les résultats

La superposition, sur une même figure, des courbes relatives à la fécondité et au revenu relatif laisse apparaître, tout comme à la figure 4, une bonne adéquation : les évolutions se conjuguent bien, les périodes de décroissance et de reprise se situant à peu près aux mêmes périodes (figure 8). Néanmoins, il faut attirer l'attention sur le décalage apparent entre les deux courbes : si le revenu relatif des hommes a recommencé à croître dès 1984 à la suite d'une longue période de décroissance, la même reprise quant à la fécondité n'a eu

Figure 8. Taux de fécondité à 20-29 ans et revenu relatif des jeunes hommes au cours de leurs cinq premières années potentielles d'expérience de travail (RY), Canada, 1971-1997



Sources : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir de l'Enquête sur la population active (EPA) et l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) et Division de la démographie.

lieu que trois ans plus tard, en 1987. Tout indique que l'effet d'un revenu accru ne se fait sentir, sur la fécondité des couples du moins, que trois ans plus tard au Canada. En décalant la courbe du revenu relatif de trois ans (soit en faisant correspondre le revenu relatif de 1984 avec la fécondité de 1987), on obtient une meilleure adéquation entre ces deux variables (figure 8). Le même phénomène se confirme également entre le salaire des femmes et la fécondité.

Il faut noter que Macunovich, dans son modèle, fait elle-aussi intervenir un délai, d'un an dans son cas, entre le revenu relatif et la fécondité. C'est que les couples ne s'ajustent pas immédiatement, en ce qui a trait à la fécondité, à une situation financière plus favorable. Au délai de conception, il faut ajouter le délai de gestation voire celui relié à la seule prise de décision d'avoir un enfant. À ce stade-ci, il est toutefois impossible de dire pourquoi ce délai est, en apparence, plus important au Canada qu'aux États-Unis.

Le modèle multivarié présenté ici permet de montrer l'effet de l'ensemble des variables sur la fécondité (tableau 1). Comme dans l'étude de Macunovich, le coefficient de corrélation (R^2) du modèle est extrêmement élevé pour une

Tableau 1. Le modèle de régression

Variables	Paramètres du modèle	Degré de signification
Constante (β_0)	8,84	***
Revenu relatif (RY)	14,07	***
Salaire des femmes (W)	-4,20	***
Terme d'interaction (RY * W)	-5,24	***
Taux de chômage des femmes (U)	0,39	N.S.
R^2 ajusté	0,95	...
Nombre d'observation	23	...
Statistique Durbin-Watson	1,88 ¹	...

N.S. : Non-significatif.

*** = significatif à $p < 0,001$.

¹ La statistique Durbin-Watson permet de vérifier si une autocorrélation existe dans des données de type chronologique comme ici. L'autocorrélation signifie que la valeur de l'erreur résiduel au temps t est corrélée avec la même valeur au temps $t-1$. Bien que ne biaisant pas les paramètres de la régression, l'autocorrélation ne permet pas d'obtenir des variances justes ni des seuils de signification et des écarts-types valables. Une première régression sur les données originales avait montré une statistique Durbin-Watson de 1,2, ne permettant pas de conclure de l'autocorrélation mais ne permettant pas de rejeter cette hypothèse non plus. La méthode de correction Cochrane-Orcutt a par conséquent été employée, améliorant significativement la statistique Durbin-Watson et permettant désormais de conclure à l'absence d'un phénomène d'autocorrélation dans les séries chronologiques. Très proches des paramètres initiaux, les paramètres présentés ici sont toutefois ceux obtenus avec la procédure Cochrane-Orcutt. Pour obtenir des détails sur cette procédure, voir Neter, Wasserman et Kutner (1990).

étude en science sociale (0,95), témoignant de l'importance des relations en cause. Il signifie que 95 % des variations de la fécondité sont expliquées par les variables en présence dans le modèle, ce qui est remarquable.

Le paramètre estimé concernant le revenu relatif (14,07) est fortement significatif et positif, confirmant la relation directement proportionnelle existant entre cette variable et la fécondité telle qu'Easterlin l'avait imaginée : une diminution du revenu relatif provoque une diminution de la fécondité. Également fortement significatif, le paramètre de la variable « salaire des femmes » est toutefois négatif, confirmant là aussi les théories élaborées, au départ, par Becker.

On notera que le paramètre relatif au taux de chômage est positif, suggérant que plus ce dernier est élevé, plus la fécondité le sera également. Ce résultat s'avère cependant non significatif dans le modèle.

Le terme d'interaction RY*W s'avère, lui aussi, fortement significatif et négatif. Cela veut dire qu'au Canada comme aux États-Unis, l'effet du salaire des femmes a varié durant la période à l'étude en fonction des variations du revenu relatif des jeunes hommes : lorsque celui-ci est élevé, l'effet du salaire des femmes sur la fécondité demeure négatif. À l'inverse, le salaire des femmes

prend de l'importance lorsque le revenu relatif des hommes est faible. Autrement dit, ce coefficient négatif signifie que l'effet du salaire des femmes sur la fécondité peut prendre diverses directions selon le niveau de revenu relatif des hommes.

La figure 9 illustre, par la superposition de la courbe de la fécondité observée au cours de la période 1975-1997 à celle de la courbe estimée par le modèle, à quel point celui-ci parvient à bien reproduire les variations de la fécondité. Le lecteur pourra se convaincre de la forte corrélation entre les deux séries, le modèle parvenant même à tenir compte de la légère reprise de la fécondité à la fin des années 1980.

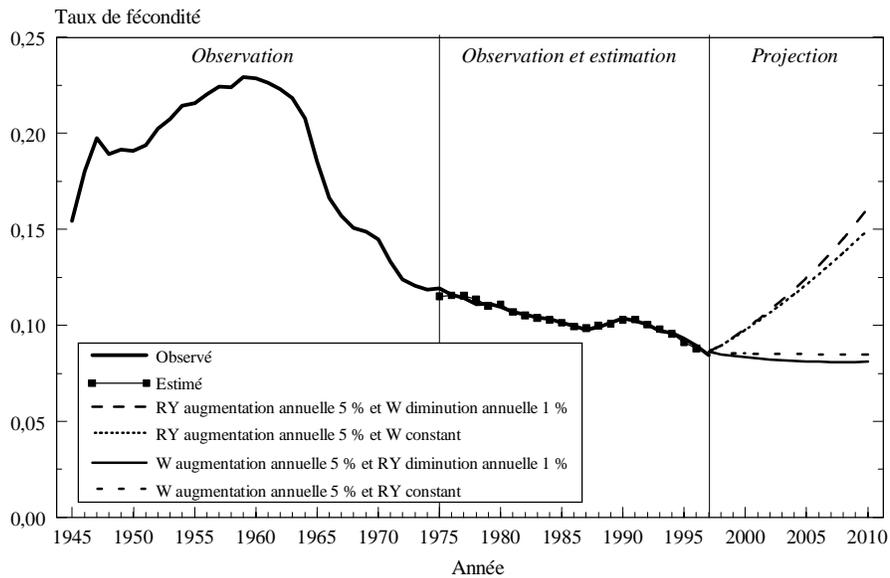
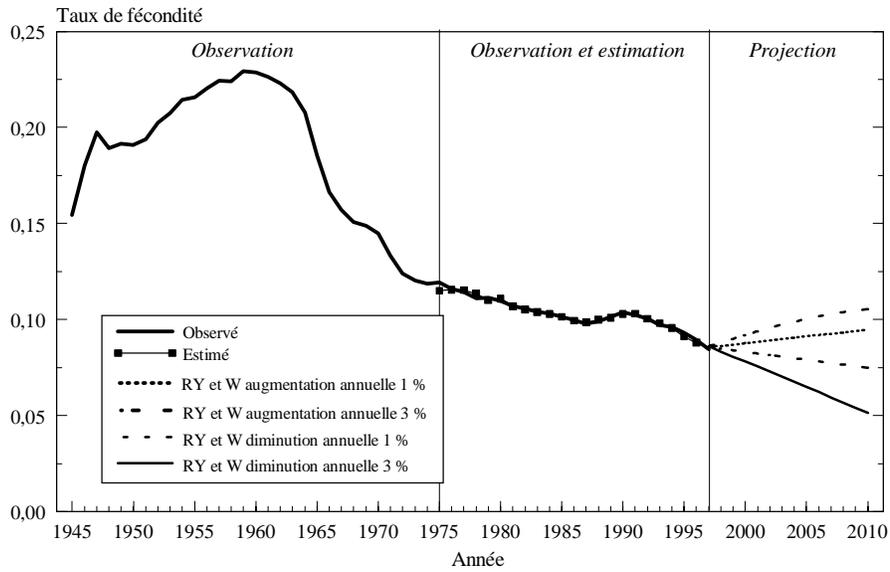
De tels résultats encouragent l'utilisation du modèle pour simuler les variations possibles de la fécondité dans l'avenir selon certaines hypothèses quant à l'évolution du revenu relatif et du salaire des femmes. La figure 9 présente huit scénarios possibles offrant une fourchette de résultats quant aux possibilités de l'évolution future du taux de fécondité entre 20 et 29 ans au Canada.

Comme le revenu relatif et le salaire des femmes évoluent de la même manière depuis 30 ans au Canada, les quatre premiers scénarios les projettent de concert également, présentant des augmentations annuelles moyennes du même ordre pour les deux variables : -3 %, -1 %, 1 % et 3 %. Le scénario sans conteste le plus défavorable, du point de vue de la fécondité, est celui dans lequel revenu relatif et salaire des femmes diminuent de 3 % par année jusqu'en 2010. En gros, il s'agirait alors d'une poursuite de la tendance à la baisse de la fécondité amorcée depuis le début des années 1990. Il apparaît toutefois difficile de croire que le taux de fécondité des femmes âgées de 20 à 29 ans puisse continuer à diminuer ainsi durant une longue période, un seuil difficilement compressible sera probablement atteint dans un avenir proche.

Avec une décroissance de 1 % par année d'ici 2010 du revenu relatif des jeunes hommes et du salaire des femmes, la tendance au déclin de la fécondité se poursuivrait mais à un rythme moins rapide. En fin de période de projection, le taux de fécondité des femmes âgées de 20 à 29 ans serait de 0,075, soit 75 naissances pour mille. En supposant le calendrier de la fécondité constant à celui observé en 1997, ce taux se traduirait par un indice synthétique de fécondité d'environ 1,3 enfants par femme en 2010. Ce scénario apparaît aujourd'hui possible et réaliste puisque certaines régions d'Europe de l'Ouest, l'Allemagne de l'Est ou le nord de l'Italie par exemple, ont déjà atteint des niveaux de fécondité encore plus bas.

Dès qu'une reprise est envisagée pour les deux variables principales du modèle, la fécondité repart à la hausse, très légèrement dans le cas d'une croissance de 1 % du revenu relatif des jeunes hommes et du salaire des femmes, et de façon plus marquée si cette croissance atteignait 3 %. Dans ce dernier

Figure 9. Taux de fécondité à 20-29 ans observés, estimés et projetés selon divers scénarios de variation du revenu des jeunes hommes (RY) et du salaire des femmes (W), Canada, 1945-2010



Sources : Statistique Canada, calculs à partir de données de l'Enquête sur la population active (EPA) et l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) et Division de la démographie.

cas, le taux de fécondité des femmes âgées de 20 à 29 ans atteindrait 110 naissances pour mille femmes en 2010, ce qui équivaut à environ 2,0 enfants par femme si le calendrier demeurait le même que celui de 1997, un seuil très proche de celui assurant le remplacement des générations.

Les quatre derniers scénarios proposent une évolution contraire du revenu relatif des jeunes hommes et du salaire des femmes. Bien que possibles dans la réalité, ces scénarios se veulent davantage une étude de sensibilité quant à l'impact de la variable d'interaction du modèle. L'évolution future de la fécondité, selon ce modèle, apparaît beaucoup plus sensible aux variations du revenu relatif des jeunes hommes qu'à celles du salaire des femmes. Une reprise de 5 % de ce dernier n'engendre presque pas d'effets, alors qu'une augmentation comparable du revenu relatif des jeunes hommes, durant la période 1998-2010, porte le taux de fécondité à environ 160 naissances pour mille, un niveau observé au cours des années 1920 et dépassé uniquement durant la période du baby-boom. En supposant un calendrier constant avec celui de 1997, l'indice synthétique associé à ce taux serait de 2,9 enfants par femme, soit largement plus que le seuil assurant le remplacement des générations!

L'élément qui distingue les deux courbes fortement à la hausse à la figure 9 est le salaire des femmes : dans un cas, il diminue de 1 % par année, dans l'autre il demeure stable. Peu d'effets sont perceptibles sur la fécondité et, comme attendu, un lien négatif associe fécondité et salaire des femmes lorsque le revenu relatif des hommes est élevé. Finalement, le revenu relatif des jeunes hommes étant lié positivement à la fécondité, la projection utilisant le scénario d'une décroissance de celui-ci de 1 % par année conjuguée à une croissance de 5 % par an du salaire des femmes donnerait lieu à la fécondité la plus faible de ces quatre scénarios.

Discussion

Bien que les résultats présentés dans cette étude aillent dans le même sens que ceux de Macunovich pour les États-Unis, ils présentent néanmoins certaines différences. La principale est certainement l'importance, au Canada, de la variable « RY », le revenu relatif des jeunes hommes. Aux États-Unis, Macunovich montrait un effet de la variable « salaire des femmes » plus important.

Les résultats obtenus au Canada tendent à confirmer les théories mises de l'avant par Easterlin et par Becker puisque la direction des relations va dans le sens attendu. L'élément nouveau apporté par l'interaction significative entre les deux variables à l'étude suggère que le salaire de la femme n'a pas qu'un effet « coût » négatif sur la fécondité mais aussi un effet « revenu ». La dominance d'un effet sur l'autre va dépendre du niveau du revenu relatif des hommes. Si celui-ci est bas, l'effet « revenu » l'emportera puisque le

salaires de la femme permettra au couple de hausser significativement ses revenus totaux et ainsi lui donner l'occasion d'avoir des enfants s'il le désire. À l'inverse, s'il est élevé, un couple pourrait avoir moins besoin de ce deuxième revenu. Celui-ci est alors l'affaire d'un choix qui peut être fait dans le but de combler des aspirations matérielles plus élevées, parfois au détriment de la fécondité.

Cette recherche suggère que la baisse du revenu relatif des jeunes hommes au cours des années 1970 et 1980 a rendu plus indispensable que les couples puissent compter sur deux revenus pour satisfaire à la fois leurs aspirations matérielles, sans cesse à la hausse, et leurs aspirations en matière de fécondité. Les jeunes couples se sont adaptés à cette baisse, reportant notamment leur projet de descendance à des âges plus élevés. Selon Abeysinghe (1993), les changements du calendrier de la fécondité seraient davantage liés à l'évolution du revenu féminin qu'aux variations du revenu relatif des jeunes hommes.

Le modèle utilisé dans cette étude apparaît intéressant à bien des égards puisqu'il permet de reconstituer l'évolution de la fécondité entre 20 et 29 ans au Canada au cours de la période 1975-1997 avec seulement deux variables. Cela témoigne de la force des liens existants entre la fécondité et le revenu. Cependant, il convient ici de faire quelques mises en garde. D'une part, d'autres variables toutes aussi importantes peuvent évidemment influencer la décision des couples d'avoir ou non un enfant. Des variables sociologiques ou démographiques dont le modèle ne tient pas compte, par exemple le nombre d'enfants déjà mis au monde, les valeurs des individus, les normes de la société dans laquelle ils vivent, la religion, etc. peuvent avoir un effet significatif sur la fécondité. De même, d'autres variables économiques peuvent jouer un rôle non négligeable et n'ont pas été testées ici. C'est le cas, par exemple, de la précarité de l'emploi qui a très certainement un effet important sur la fécondité des jeunes couples. La naissance d'un enfant a des implications sur une longue période et même si le revenu actuel des couples peut paraître suffisant pour décider d'avoir un enfant, il est tout à fait possible que cette décision soit retardée en raison d'une incertitude reliée à la stabilité de l'emploi occupé. Des calculs réalisés à partir de l'Enquête sur les finances des consommateurs montrent d'ailleurs qu'entre 1969 et 1996, la proportion de jeunes hommes (25-29 ans) travaillant à temps plein toute l'année est passée de 75 % à 64 %. L'objectif de cette étude n'était pas d'élaborer une théorie générale de la fécondité mais bien de vérifier l'existence des liens théoriques supposés entre la fécondité et le revenu des jeunes couples.

D'autre part, le modèle utilisé a donné d'excellents résultats au Canada pour les trois dernières décennies, tout comme aux États-Unis. Généraliser ces résultats jusqu'à en faire une théorie de la fécondité impose un pas qu'il ne convient pas de faire à ce stade-ci. D'autres études sont nécessaires afin d'éprouver pareil modèle à la situation d'autres pays ayant connu, ou non, un baby-boom et un baby-bust. À ce jour, aucune étude n'a été publiée avec

des données provenant de pays européens par exemple. Il conviendrait également de vérifier si le modèle donne d'aussi bons résultats avec des périodes différentes, par exemple l'entre-deux-guerres.

Dire ce que réserve l'avenir pour une population est un exercice périlleux pour le démographe. Il peut toutefois élaborer certains scénarios possibles en se basant sur des tendances observées dans le passé. Tout en gardant à l'esprit les limites du modèle, il est intéressant de regarder l'effet que peuvent avoir les variables à l'étude sur la fécondité future. À ce chapitre, tout indique qu'une croissance annuelle de l'ordre de 3 % sur une quinzaine d'années du revenu relatif des jeunes hommes et du salaire des femmes rapprocherait l'indice synthétique du seuil de remplacement des générations au Canada en 2010.

BIBLIOGRAPHIE

- Abeyasinghe, T. (1991). On Testing Easterlin's Hypothesis Using Relative Cohort Size as a Proxy for Relative Income. *Journal of Population Economics*. 4 : 53-69.
- Abeyasinghe, T. (1993). Time Cost, Relative Income and Fertility in Canada. *Journal of Population Economics*. 6 : 189-198.
- Becker, G.S. (1960). An Economic Analysis of Fertility. *Demographic and Economic Change in Developed Countries*. Princeton. Princeton University Press. 536 pages.
- Becker, G.S. et R. Barro (1988). A Reformulation of the Economic Theory of Fertility. *Quarterly Journal of Economics*. 103 : 1-25.
- Blake, J. (1968). Are Babies Consumer Durables : A Critique of the Economic Theory of Reproductive Motivation. *Population Studies*. 22 : 5-25.
- Blake, J. et K. Davies (1956). Social Structure and Fertility : An Analytic Framework. *Economic Development and Cultural Change*. N° 4 : 211-235.
- Blanchet, D. et S. Pennec (1996). Hausse de l'activité féminine : quels liens avec l'évolution de la fécondité? *Économie et statistique*. INSEE. N° 300 : 95-104.
- Bourcier de Carbon, P. (1997). Fluctuations du revenu relatif et baby-boom aux USA. *Population et Avenir*. N° 635.
- Butz, W.P. et M.P. Ward (1979a). Will US Fertility Remain Low? A New Economic Interpretation. *Population and Development Review*. 5 (4) : 663-688.
- Butz, W.P. et M.P. Ward (1979b). The Emergence of Countercyclical U.S. Fertility. *American Economic Review*. 69 (3) : 318-328.
- Chesnais, J.C. (1986). La notion de cycle en démographie. La fécondité post-transitionnelle est-elle cyclique? *La Transition démographique. Étapes, formes, implications économiques*. Paris. PUF-INED. Pages 187-210.
- Easterlin, R.A. (1961). The American Baby-Boom in Historical Perspective. *American Economic Review*. 51 (5) : 869-911.
- Easterlin, R.A. (1973). Relative Economic Status and the American Fertility Swing. Dans Sheldon, E.B. *Family Economic Behavior*. Philadelphia / Toronto. J.B. Lippincott Company. Pages 170-223.

- Easterlin, R.A. (1975). An Economic Framework for Fertility Analysis. *Studies in Family Planning*. 6 : 54-63.
- Easterlin, R.A. (1978). The Economics and Sociology of Fertility : A Synthesis. Dans Tilly, C. *Historical Studies of Changing Fertility*. Stanford (CA). Princeton University Press. Pages 57-133.
- Easterlin, R.A. (1997). The Story of a Reluctant Economist. *The American Economist*. 41 (2) : 11-21.
- Gower, D. (1997). L'âge de la retraite et l'estimation statistique. *L'emploi et le revenu en perspective*. 9. 2. N° 75-001-XPF au catalogue. Pages 11-17.
- Grauman, J.-V. (1960). Comment. Dans le document de recherche de F.W. Notestein. *Demographic and Economic Change in Developed Countries*. Conference of the University Press. Pages 275-284.
- Kapsalis, C., Morissette, R. et G. Picot (1999). *L'incidence de la scolarité et l'écart salarial grandissant entre les jeunes travailleurs et les travailleurs âgés*. Ottawa. Statistique Canada. Série « Documents de recherche » de la Direction des études analytiques. N° 11F0019MPF. N° 131 au catalogue. 25 pages.
- Kyriasis, S. (1990). Relative Economic Status and Fertility : A Comparative Analysis of Quebec and Ontario. Thèse de doctorat présentée au Département de démographie de l'Université de Montréal. *Collection Thèses et mémoires*. N° 27. 324 pages.
- Leibenstein, H.M. (1957). *Economic Backwardness and Economic Growth*, New York. Wiley.
- Leibenstein, H.M. (1975). The Economic Theory of Fertility Decline. *Quarterly Journal of Economics*. 89 (1) : 1-31.
- Léridon, H. (1978). Fécondité et structures démographiques : une hypothèse sur l'évolution de la fécondité depuis 1940. *Population*. 2 : 441-447.
- Macunovich, D. J. (1996). Relative Income and Price of Time : Exploring Their Effects on US Fertility and Female Labor Force Participation. Dans Casterline, J.B., Lee, R.D. et K.A. Foote (eds.). *Fertility in the United States : New Patterns, New Theories*. Population and Development Review. Supplément au volume 22 : 223- 257.
- Macunovich, D.J. et R.A. Easterlin (1988). Application of Granger-Sims Causality Tests to Monthly Fertility Data, 1958-1984. *Journal of Population Economics*. Volume 1 : 71-88.

- Mincer, J. (1963). Market Prices, Opportunity Costs and Income Effects. Dans Christ, C.F. et al. (eds.). *Measurement in Economics : Studies in Mathematical Economics and Econometrics in Memory of Yehuda Grunfeld*. Stanford. Pages 67-82.
- Morissette, R. (1997). *The Declining Labour Market Status of Young Men*. Communication présentée lors d'une conférence sur l'équité entre les générations. Ottawa. Statistique Canada.
- Neter, J., Wasserman, W. et M.H. Kutner (1990). *Applied Linear Statistical Models*. Homewood and Boston. Irwin eds. Third Edition. 1181 pages.
- Oppenheimer, V.K. (1976). The Easterlin Hypothesis : Another Aspect of the Echo to Consider. *Population and Development Review*. 2 : 433-458.
- Pampel, F.C. et H.E. Peters (1995). The Easterlin Effect. *Annual Review of Sociology*. 58 : 496-514.
- Pollack, R.A. et M.I. Wachter (1975). The Relevance of the Household Production Function and its Implications for the Allocation of Time. *Journal of Political Economy*. 83 : 225-277.
- Rashid, A. (1993). L'évolution des salaires durant sept décennies. *L'emploi et le revenu en perspective*. Statistique Canada. N° 75-001-XPB au catalogue. Pages 10-23.
- Robinson, W.C. (1997). The Economic Theory of Fertility Over Three Decades. *Population Studies*. 51 : 63-74.
- Schultz, P. (1974). Fertility Determinants : A Theory, Evidence and an Application to Policy Evaluation. Document préparé pour le Rockefeller Foundation and the Agency for International Development. Santa Monica. Rand Corp.
- Simon, J.L. (1969). The Effect of Income on Fertility. *Population Studies*. 23 (3) : 327-341.
- Statistique Canada (1998a). *Statistiques démographiques annuelles, 1998*. Ottawa. N° 91-213-XPB au catalogue (aussi disponible sur CD-ROM).
- Statistique Canada (1998b). Recensement de 1996 : sources de revenu, gains et revenu total et revenu des familles. *Le Quotidien*. Mardi 12 mai 1998.
- Willis, R.J. (1974). Economic Theory of Fertility Behavior. Dans Schultz, T.W. (eds.) *Economics of the Family, Marriage, Children and Human Capital*. Chicago. Chicago University Press. Pages 25-75.

UNE ANALYSE DE L'ÉVOLUTION DE L'ESPÉRANCE DE VIE SANS DÉPENDANCE AU CANADA ENTRE 1986 ET 1996

par Laurent Martel et Alain Bélanger¹

Au début du siècle, un Canadien pouvait espérer vivre en moyenne 47 ans et une Canadienne 50 ans (tableau 1). À cette époque, à peine 38 % des hommes et 44 % des femmes atteignaient l'âge respectable de 65 ans. Ces survivants pouvaient alors espérer vivre encore une dizaine d'années (11 ans pour les hommes et 12 ans pour les femmes), souvent en mauvaise santé étant donné les rigueurs de la vie et la moindre accessibilité des services de santé.

Grâce d'abord aux progrès sociaux, notamment en matière d'hygiène publique, ensuite aux découvertes médicales, notamment la vaccination, et enfin aux innovations technologiques qui ont marqué le siècle qui s'achève, les sociétés développées ont pu vaincre en grande partie les maladies infectieuses et parasitaires. Cette révolution majeure dans l'histoire des populations humaines – appelée « transition épidémiologique » par les scientifiques – a permis des progrès considérables au niveau de l'espérance de vie. C'est ainsi qu'en 1996, l'espérance de vie à la naissance au Canada atteignait 75,5 ans chez les hommes et 81,2 ans chez les femmes. Plus de huit hommes sur dix et presque neuf femmes sur dix célébreront leur 65^e anniversaire. En outre, ils pourront espérer vivre respectivement encore 16 et 20 ans au-delà de cet âge qui coïncide généralement avec la retraite!

Les Canadiens et les Canadiennes occupent une place enviable sur la scène mondiale quant à leur durée de vie moyenne. Si les Japonais et les Japonaises détiennent actuellement le record mondial de la longévité, il n'y a, en plus, que les Islandais et les Suédois pour devancer les Canadiens à ce chapitre. Du côté des femmes, outre les Japonaises, seules les Françaises, les Suédoises, les Suissesses et les Espagnoles jouissaient en 1996 d'une plus grande longévité moyenne que les Canadiennes.

D'aussi spectaculaires progrès, réalisés en l'espace d'un siècle, soulèvent des questions quant aux limites de la longévité humaine. Est-il raisonnable de croire que l'espérance de vie pourra continuer à croître à un tel rythme? Le tableau 1 démontre que les gains annuels moyens, très importants durant la première moitié du XX^e siècle pour les deux sexes, sont en déclin depuis deux décennies, surtout chez les femmes dont la croissance de l'espérance de vie à la naissance est désormais inférieure à celle des hommes. Ce ralentissement signifie-t-il que l'on se rapproche, comme le pensent certains chercheurs, des limites absolues de la longévité humaine?

¹ Les auteurs remercient Jean-Marie Berthelot et Russell Wilkins pour leurs précieux commentaires.

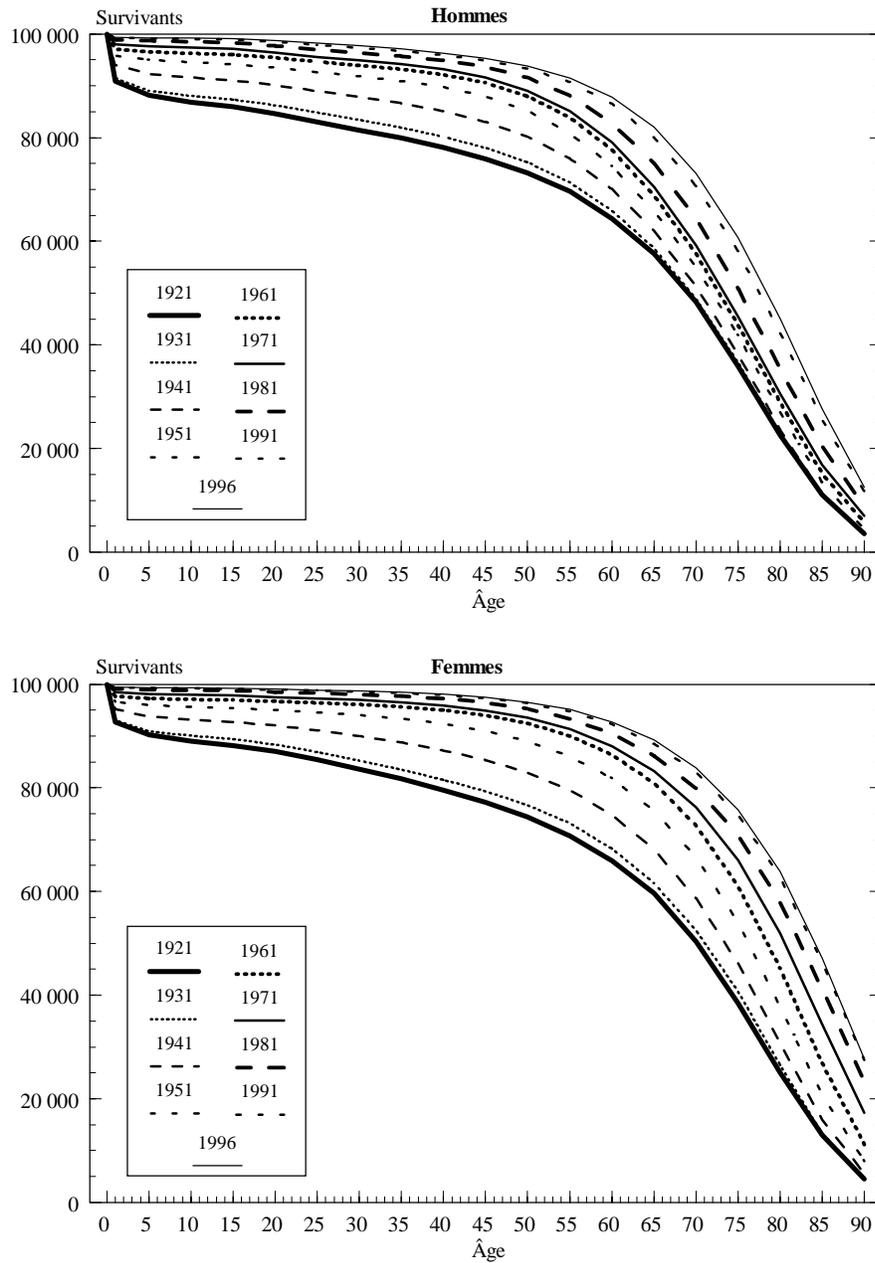
Tableau 1. Évolution de l'espérance de vie à la naissance (e_0) et à 65 ans (e_{65}) au cours du siècle, Canada, 1901-1996

Année	Hommes		Femmes		Différence (en année) (hommes - femmes)
	Année	Gain annuel moyen	Année	Gain annuel moyen	
Espérance de vie à la naissance					
1901	47,1	...	50,1	...	-2,97
1911	50,9	0,37	54,2	0,41	-3,28
1921	55,0	0,41	58,4	0,42	-3,40
1931	60,0	0,50	62,1	0,37	-2,06
1941	63,0	0,30	66,3	0,43	-3,27
1951	66,4	0,34	70,9	0,46	-4,50
1961	68,4	0,20	74,3	0,34	-5,82
1971	69,6	0,11	76,6	0,23	-6,99
1981	72,0	0,24	79,2	0,26	-7,13
1991	74,6	0,26	81,0	0,18	-6,35
1996	75,5	0,17	81,2	0,05	-5,75
Espérance de vie à 65 ans					
1901	11,0	...	12,0	...	-0,96
1911	11,3	0,03	12,4	0,04	-1,02
1921	11,7	0,04	12,8	0,04	-1,10
1931	13,0	0,13	13,7	0,09	-0,74
1941	12,8	-0,02	14,1	0,04	-1,26
1951	13,3	0,05	15,0	0,09	-1,69
1961	13,6	0,03	16,1	0,11	-2,55
1971	13,9	0,03	17,7	0,15	-3,78
1981	14,6	0,08	19,0	0,14	-4,37
1991	15,8	0,12	20,0	0,10	-4,16
1996	16,1	0,06	20,0	0,00	-3,87

Sources : 1901-1921 : Bourbeau, R., Légaré, J. et Émond, V. (1997). « Nouvelles tables de mortalité par génération au Canada et au Québec, 1801-1991 », *Document démographique n° 3*, n° 91F0015MPF au catalogue, Statistique Canada. 1931-1961 : Nagnur, D. *Longévité et tables de mortalité chronologique (abrégées) 1921-1981*, n° 89-506 au catalogue, Statistique Canada. 1971-1996 : Statistique Canada, Division des statistiques sur la santé et Division de la démographie.

Certains éléments tendent à confirmer cette hypothèse. L'examen des courbes de survivants tirées des tables de mortalité de Statistique Canada montre une « rectangularisation » croissante de la courbe de survie, ce qui suggère qu'il pourrait être difficile de dépasser de beaucoup une vie moyenne de 85 ans (figure 1). Les taux de mortalité avant 50 ans atteignent des niveaux si faibles qu'ils pourraient s'avérer désormais incompressibles, comme semble l'indiquer la superposition des courbes de 1991 et de 1996. C'est après cet âge que les gains potentiels sur la mort demeurent les plus importants, même s'ils apparaissent limités puisqu'ils devront être réalisés aux dépens des maladies chroniques qui ont remplacé les maladies infectieuses et parasitaires

Figure 1. Survivants de la table selon l'âge et le sexe, 1921-1996



Sources : Statistique Canada, Division des statistiques sur la santé, Section de l'état de santé et de l'état civil, Division de la démographie, Section des estimations de population.

comme première cause de décès au cours du processus de la transition épidémiologique. Pour les tenants de la théorie du « *limited-life-span paradigm* », comme Olshansky (1990, 1994) ou Fries (1980, 1983), la communauté scientifique devra déployer des efforts considérables pour accroître davantage l'espérance de vie de la population.

D'autres chercheurs, par exemple Vaupel (1986, 1994) ou Manton (1991), suggèrent que la longévité humaine continuera de s'accroître au cours du prochain siècle et qu'elle pourrait fort bien atteindre 100 ans, voire plus ! Pour soutenir cette hypothèse, ces scientifiques s'appuient sur les premiers résultats très prometteurs de recherches actuellement en cours sur le génome humain et sur les mécanismes du vieillissement cellulaire. Les futures augmentations de l'espérance de vie seraient alors le fruit, non pas d'une réduction de la mortalité grâce à une meilleure optimisation des technologies ou des connaissances actuelles, mais plutôt de découvertes révolutionnaires encore à venir dans le domaine de la génétique des populations ou de la biologie.

Quoi qu'il en soit, les progrès spectaculaires accomplis au cours du siècle qui s'achève quant à la longévité des individus suscitent quelques inquiétudes au niveau de la collectivité, en particulier en termes de dépenses publiques consacrées à la santé. La fécondité s'étant quasiment stabilisée à des niveaux très faibles, l'allongement de la vie est désormais le principal moteur du vieillissement des populations. Or, l'âge est lié à la détérioration de l'état de santé moyen, qui se manifeste souvent par des limitations d'activités, des états de dépendance et des incapacités de toutes sortes. Trop souvent, la progression de l'espérance de vie a été associée *ipso facto* à une progression équivalente de l'état de santé des populations. Pour les scientifiques, cette association positive entre la réduction de la mortalité et de la morbidité n'est pas évidente : il apparaît possible, voire probable, que le report de l'échéance ultime ne s'accompagne pas nécessairement d'un recul de la maladie (Verbrugge, 1984 ; Crimmins, 1990 ; Olshansky et al., 1991). En d'autres termes, il est fort possible que les années de vie gagnées sur la mort ne soient pas vécues en bonne santé mais plutôt dans un état d'incapacité, de limitations d'activités ou de dépendance pour la plupart des individus.

Cette hypothèse, appelée la « pandémie de morbidité », associe à une plus grande espérance de vie une période également plus longue passée dans un état de dépendance. La rectangularisation de la courbe de survie signifie que plus d'individus atteignent aujourd'hui les âges avancés, période de l'existence durant laquelle les maladies dégénératives ou chroniques demeurent fréquentes. Moins fatales, ces maladies, comme l'arthrite ou la démence, engendrent souvent de nombreuses limitations ou dépendances pouvant durer de nombreuses années. La médecine, alliée à la technologie, permet également de maintenir plus facilement en vie ces personnes. Bref, on vivrait certes plus longtemps, mais également plus longtemps dans un état de dépendance physique ou mentale.

Il existe toutefois une vision plus optimiste de la situation, essentiellement mise de l'avant par Fries (1980, 1983, 1989) : « la compression de la morbidité ». Selon ce chercheur, une vie saine, sans tabagisme, ponctuée d'une activité physique régulière, ainsi qu'une vérification périodique de l'état de santé grâce à un système de santé adéquat et efficace, permettraient de retarder, voire de prévenir, l'apparition des maladies chroniques. Selon lui, comme les limites de la vie humaine sont définies, les progrès futurs feront en sorte que le phénomène de rectangularisation observé au chapitre de la mortalité se répétera avec la morbidité. En d'autres termes, l'accroissement de la longévité s'accompagnera d'une réduction du nombre d'années vécues dans un état d'incapacité ou de dépendance.

Dans un contexte de vieillissement accéléré de la population canadienne et de contrôle des dépenses publiques de santé, il apparaît fondamental de confronter ces hypothèses, qui impliquent des conséquences bien différentes, avec la réalité. L'hypothèse de la compression de la morbidité apparaît en effet comme un objectif souhaitable pour toute société. De nombreux chercheurs s'intéressant au vieillissement démographique ont déjà démontré à quel point le maintien de l'autonomie des individus est un moyen efficace de contenir la hausse prévue des soins et des services de santé. Si, au contraire, l'hypothèse de la pandémie de morbidité s'avérait la bonne, il faudra alors prévoir une croissance importante de la demande de soins, de services de santé ainsi que de lits dans les établissements spécialisés en gériatrie / gérontologie. La préservation des équilibres sociaux mis en place grâce à l'État-providence, particulièrement dans le domaine de la santé, pourrait alors représenter un défi de taille pour le Canada au début du prochain siècle.

La communauté scientifique a élaboré, depuis trois décennies, plusieurs indicateurs afin de mesurer l'évolution de la morbidité au sein d'une population (WHO, 1997). Sullivan (1971) présentait, il y a déjà près de 30 ans, un indicateur de l'*espérance de vie sans incapacité* obtenu au moyen de la prévalence² de l'incapacité que l'on multiplie par les années-vécues (population stationnaire) d'une table de mortalité. Depuis, d'autres indicateurs, plus complexes mais reposant sur la même méthode, ont vu le jour, notamment grâce aux travaux du Réseau Espérance de Vie en Santé (REVES)³. C'est ainsi que l'on calcule aujourd'hui l'espérance de vie ajustée en fonction de l'incapacité ainsi que l'espérance de vie ajustée en fonction de la santé (voir encadré « Les indicateurs de l'espérance de vie en santé »). Ces indicateurs,

² La prévalence (mesure statique) fait référence au nombre d'individus dans un certain état (l'état de santé dans la présente étude), enregistrés au sein d'une population, qu'il s'agisse d'anciens ou de nouveaux cas. On oppose à cette notion celle de l'incidence (mesure dynamique) qui correspond au nombre de nouveaux cas apparus au cours d'une période donnée dans une population.

³ Créé par l'Institut national de la santé et de la recherche médicale (INSERM, France), le Conseil des affaires sociales (Québec, Canada) et le *Centre for Demographic Studies* (Durham, États-Unis), REVES est un réseau de recherche international ayant son siège à Montpellier (France) qui s'emploie à réaliser et à coordonner des études portant sur les indicateurs de l'espérance de vie en santé.

Les indicateurs de l'espérance de vie en santé

À elle seule, l'espérance de vie ne permet pas d'obtenir une mesure de la morbidité au sein d'une population. Pour cette raison, de nouveaux indicateurs ont été construits de façon similaire, par exemple *l'espérance de vie sans dépendance* (EVSD) et *l'espérance de vie ajustée en fonction de la santé* (EVAS).

L'espérance de vie sans dépendance représente le nombre d'années sans dépendance que peut vivre une cohorte fictive d'individus soumis aux conditions de mortalité et de morbidité du moment. Implicitement, cet indicateur attribue une valeur de un aux années vécues sans dépendance et une valeur de zéro à celles vécues dans un état de dépendance. L'espérance de vie ajustée en fonction de la santé corrige cette « simplification implicite » en attribuant aux années vécues dans chaque état de santé une valeur arbitraire ou, mieux encore, une valeur basée sur l'indice de l'état de santé (IES). Cette valeur varie donc d'un individu à l'autre, selon certains attributs (vision, ouïe, santé mentale, mobilité, douleur, etc.) de son état de santé. Dans cette étude, cette valeur est égale à la moyenne de l'IES de la population du groupe selon l'âge et le sexe. L'unité représentant la santé parfaite et zéro la mort, il est inférieur à un pour tous les groupes et décroît avec la sévérité de la dépendance. L'EVAS constitue donc probablement une meilleure mesure de l'état de santé d'une population.

faciles à obtenir, permettent d'établir des comparaisons autant temporelles qu'internationales. Depuis une dizaine d'années, certains pays, dont le Canada, ont toutefois entrepris le calcul de l'espérance de vie sans incapacité (ou sans dépendance) au moyen de techniques plus élaborées, faisant appel non plus à la notion de prévalence, mais bien à celle de l'incidence des états de santé. Le calcul de ces indicateurs, qui nécessite le recours à des données de type longitudinal, permet une meilleure estimation de l'espérance de vie sans incapacité puisqu'il s'agit de modèles dynamiques tenant compte non seulement des entrées mais aussi des sorties de divers états de santé (Rogers, Rogers et Bélanger, 1989 ; Rogers, Bélanger et Rogers, 1991 ; Nusselder, 1998 ; Bélanger, Berthelot et Martel, 1999). Plus complexes et plus coûteux à obtenir, ils ne permettent pas encore de comparaisons temporelles et ne seront donc pas utilisés dans le présent article⁴.

Le Canada compte depuis de nombreuses années déjà des études présentant l'espérance de vie sans dépendance et l'espérance de vie ajustée en fonction

⁴ Une présentation sommaire de la méthode des tables à entrées et sorties multiples est cependant disponible dans le *Rapport sur l'état de la population 1995* (Dumas et Bélanger, 1995).

On obtient ces indicateurs essentiellement en utilisant trois méthodes différentes : les « tables à prévalence observée », les « tables à sorties multiples (*multiple decrement tables*) » et les « tables à entrées et sorties multiples (*multiple increment-decrement tables*) ». Faciles à calculer, les tables à prévalence observée sont aujourd'hui les plus répandues. Le principal inconvénient de cette méthode est qu'elle est basée sur une mesure statique de la morbidité (prévalence), qui est associée à une mesure dynamique de la mortalité (incidence). De leur côté, les tables à sorties multiples sont fortement biaisées, surestimant l'espérance de vie avec incapacité puisqu'elles considèrent chaque état de santé comme absorbant et ne permettent pas de retour à l'état initial. Si cette caractéristique n'est pas gênante pour l'étude de la mortalité et des maladies irréversibles, nombre d'individus aux prises avec une incapacité ou une limitation retrouvent, souvent rapidement, leur autonomie. La dernière méthode permet de tenir compte de cet élément. Comme elle requiert le calcul de probabilités de transition entre les états de santé, elle oblige les chercheurs voulant l'utiliser à recourir à des enquêtes longitudinales plus coûteuses et plus difficiles à réaliser. Dans le présent article, seule la première méthode est utilisée pour permettre des comparaisons temporelles.

de la santé obtenues au moyen de la méthode dite « de Sullivan » (Wilkins et Adams, 1983, 1992 ; Wilkins, 1991 et 1993 ; Wilkins et al., 1994 ; Berthelot, Roberge et Wolfson, 1993 ; Wolfson, 1996 ; Berthelot, Roberge et Cranswick, 1999). Au cours des années 1990, les décideurs publics ont cependant manifesté un intérêt croissant pour ces indicateurs, notamment à la suite des recommandations du Groupe de travail national sur l'information en matière de santé⁵. Par conséquent, Statistique Canada a mis sur pied l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), qui permet de dresser un portrait plus complet de l'état de santé de la population canadienne. Cette enquête longitudinale, qui permet notamment le calcul de l'Indice de l'état de santé (IES – voir encadré « L'indice de l'état de santé »), ouvre la voie au calcul d'indicateurs de santé agrégés plus complet. Parce que la taille de l'échantillon

⁵ Parrainé et soutenu par le Statisticien en chef du Canada, le Conseil national d'information sur la santé et la Conférence des sous-ministres de la santé, ce groupe de travail avait alors émis la recommandation que le « système d'information sur la santé devrait comprendre un indice agrégé global de la santé de la population – une sorte de PNB (produit national brut) ou d'IPC (indice des prix à la consommation) – de la santé, qui constituerait le point culminant ou l'agrégation d'une famille cohérente d'indicateurs de l'état de santé » (Wilk, 1991).

a été multipliée par presque quatre entre 1994 et 1996, les estimations obtenues grâce à l'ENSP en 1996 sont plus fiables et permettent de dégager, lorsqu'elles sont combinées à d'autres estimations, une tendance quant à l'évolution de la morbidité au Canada.

La présente recherche propose donc une comparaison dans le temps de l'espérance de vie sans dépendance et de l'espérance de vie ajustée en fonction de la santé au Canada. Pour ce dernier indicateur, les années vécues seront pondérées à l'aide des valeurs moyennes de l'Indice de l'état de santé selon l'état de santé obtenues dans le cadre de l'ENSP de 1996. Ces indicateurs de santé sont estimés pour trois années grâce aux données provenant de trois enquêtes de Statistique Canada : l'Enquête sur la santé et les limitations d'activités (ESLA) de 1986 et de 1991 ainsi que l'Enquête sur la santé de la population (ENSP) de 1996.

États de santé

S'il est relativement facile de définir la mort, il est beaucoup plus difficile de définir la bonne santé ou l'absence de limitation d'activités et d'état de dépendance au sein d'une population. La grande majorité des travaux réalisés à ce jour ont utilisé les questions portant sur les limitations d'activités ainsi que sur les dépendances pour définir deux, parfois trois, états de santé.

Dans le présent article, la définition des états de santé devait respecter une condition supplémentaire : elle devait être la même pour trois enquêtes différentes. Si un sous-ensemble de questions portant sur les limitations d'activités étaient identiques d'une enquête à l'autre, ce n'était pas le cas pour les questions portant sur la mesure de la dépendance. Dans l'ESLA de 1986 et de 1991, par exemple, on demandait aux répondants d'indiquer qui préparait habituellement leurs repas. Si le répondant déclarait qu'une autre personne s'en chargeait, on posait une question supplémentaire afin de vérifier si cette situation était due à un problème de santé de longue durée. Il s'agit, par conséquent, du concept de « l'aide reçue ». Dans l'ENSP, la question correspondante portait plutôt sur le concept de « besoin d'aide » puisqu'on demandait aux répondants s'ils avaient besoin qu'une autre personne les aide pour accomplir une certaine tâche en raison d'un problème de santé de longue durée. Quoique similaires, ces concepts ne sont pas identiques et on peut penser, par exemple, que le besoin d'aide est généralement plus important que l'aide reçue dans les faits.

Malgré cette différence, qui n'offre pas une solution parfaite, nous avons utilisé les questions portant sur la dépendance afin de définir quatre états de santé en s'inspirant des travaux antérieurs de Wilkins (1991, 1993) (voir tableau 2).

Ces états de santé présentent un intérêt particulier en ce sens qu'ils impliquent, aux niveaux 2, 3 et 4, une dimension quotidienne et des coûts

Tableau 2. Définition des états de santé

Niveau	États de santé	Définition
1	Sans dépendance	Aucune dépendance OU a besoin d'aide seulement pour les gros travaux d'entretien;
2	Dépendances modérées	A besoin d'aide pour la préparation des repas, pour faire les courses ou pour les tâches ménagères;
3	Dépendances sévères	A besoin d'aide pour ses soins personnels ou pour se déplacer;
4	En établissement de santé	Vit en établissement de soins de santé.

variables pour le système de santé au Canada. On peut penser, par exemple, qu'un individu du niveau 2 pourra plus ou moins aisément être pris en charge par son réseau de soutien informel⁶. En l'absence d'un tel réseau, il devra cependant faire appel à la structure formelle de soutien à domicile mise en place par l'État. Il apparaît difficilement envisageable, pour un individu de niveau 3, de se passer du système de soins et des services de santé même s'il peut disposer d'un excellent réseau de soutien informel. Celui-ci aura, tôt ou tard, besoin d'un répit puisque la dépendance est non seulement quotidienne mais aussi très lourde. Enfin, le niveau 4 représente des coûts importants pour le système de santé, même si certains établissements sont privés.

Enquêtes utilisées

Trois enquêtes représentatives de la population ont été exploitées dans cette étude : l'Enquête sur la santé et les limitations d'activités (ESLA) de 1986 et de 1991 ainsi que l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1996. Dans chaque enquête, seule la population âgée de 15 ans et plus a été retenue.

L'ESLA est une enquête postcensitaire, c'est-à-dire qu'elle fait suite aux recensements de 1986 et 1991. Le but de ces enquêtes était de recueillir des informations sur les limitations et les dépendances de la population canadienne dans son ensemble. La population-cible de ces enquêtes était constituée des

⁶ Le réseau de soutien informel d'un individu est composé de sa famille proche (conjoint et enfants) et élargie (frères et sœurs, oncles et tantes, cousins et cousines, etc.), ainsi que de ses amis et de ses voisins.

individus résidant en ménage privé ou en établissement de soins de santé⁷. Les échantillons de 1986 et de 1991 comptaient respectivement 184 500 et 148 850 répondants.

Créée en 1994, l'ENSP est une enquête à la fois transversale et longitudinale visant à recueillir de l'information sur la santé de la population canadienne tous les deux ans. Cette enquête comporte trois volets, le premier portant sur les individus qui vivent en ménage privé au pays. Le second porte sur les résidents des établissements de soins de longue durée et le troisième, sur la population vivant dans le Nord (population des Territoires et population autochtone des régions éloignées). L'échantillon de 1996 compte 81 804 répondants, ce qui représente près de la moitié du nombre de répondants de l'ESLA de 1986 et de 1991 ; par conséquent, les estimations sont plus fragiles.

La population vivant en établissement de santé (niveau 4) a cependant été estimée à partir des recensements. Ce choix a été motivé par la perspective d'obtenir des estimations beaucoup plus précises – étant basées sur l'ensemble de la population – que celles obtenues à partir d'échantillons relativement petits pour estimer un phénomène somme toute assez rare, du moins avant 75 ans.

Résultats

Cette section présente d'abord la prévalence de chaque état de santé selon l'âge et le sexe, estimée au moyen des enquêtes (pour les états de santé 1, 2 et 3) et des recensements (pour l'état de santé 4). Une seconde partie propose une analyse de l'espérance de vie sans dépendance en 1986, 1991 et 1996. L'analyse de l'espérance de vie ajustée en fonction de la santé termine enfin cette section.

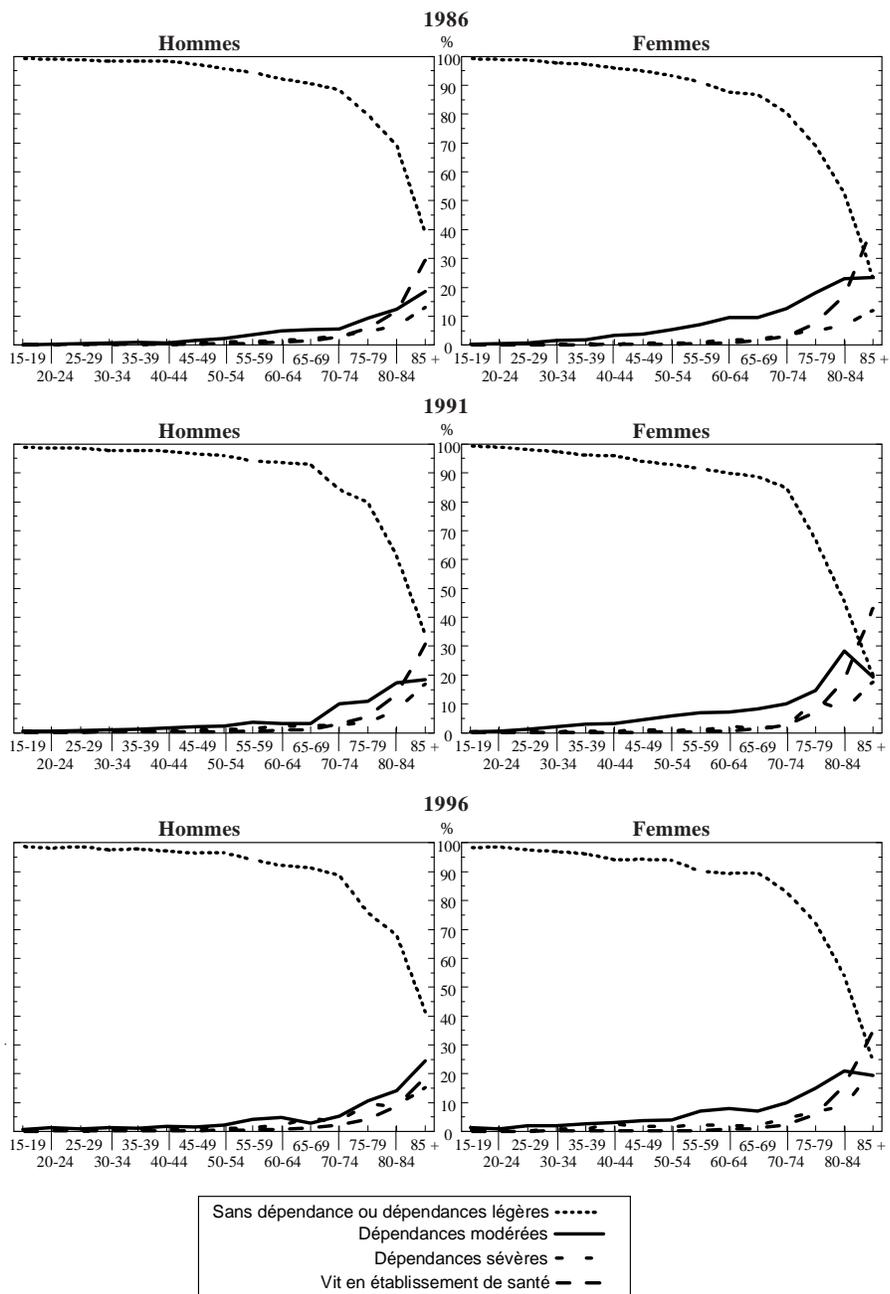
Prévalence en 1986, 1991 et 1996

La figure 2 présente une comparaison selon l'âge et le sexe de la prévalence de chaque état de santé au cours de la période 1986-1996 au Canada. Pour chaque âge, la somme de la prévalence des quatre états de santé, valeur retrouvée sur chacune des courbes relatives au même sexe, est égale à l'unité. Les courbes des trois premiers états de santé présentent de légères variations aléatoires dues aux erreurs d'échantillonnage, inévitables lorsqu'on utilise des données d'enquête.

Avant 65 ans, la très grande majorité (au moins 90 %) de la population canadienne vit sans incapacité (figure 2). Lorsqu'il y a incapacités avant cet

⁷ Les individus résidant dans les établissements carcéraux, les campings, ainsi que les membres des Forces armées canadiennes étaient exclus de l'échantillon.

Figure 2. Prévalences des états de santé, selon l'âge et le sexe, Canada, 1986, 1991, 1996



Sources : 1986 et 1991 : Enquête sur la santé et les limitations d'activité (ESLA) ; 1996 : Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) et Division de la démographie, Section de la recherche et de l'analyse.

âge, la figure 2 révèle qu'elles sont surtout modérées, très peu d'individus se retrouvant à l'état 3 ou 4. De façon générale, très peu de différences ressortent d'une année d'observation à l'autre, ce qui suggère que la morbidité avant 65 ans a déjà atteint un seuil difficilement compressible au Canada. Toutefois, le profil de morbidité diffère selon le sexe : la proportion, à chaque âge compris entre 15 et 64 ans, de femmes faisant face à des incapacités modérées est presque deux fois plus importante que celle des hommes.

Cependant, une fois l'âge de 65 ans atteint, l'état de santé moyen de la population se détériore rapidement. Ainsi, de moins en moins d'individus se déclarent sans dépendance importante à mesure qu'ils avancent en âge. Si la prévalence de l'état 2 (dépendance modérée) commence à croître avant 65 ans, celle de la dépendance sévère (état 3) est en hausse pour les deux sexes surtout à partir de 70 ans, alors que la prévalence de l'hébergement en institution de santé n'augmente véritablement qu'à partir de 75 ans. La dépendance sévère et l'institutionnalisation sont plus répandues chez les femmes que chez les hommes : au delà de 85 ans, on compte plus de femmes en établissement de santé qu'en ménage privé, ce qui n'est jamais le cas chez les hommes. Ce phénomène s'explique non seulement par la plus grande espérance de vie des femmes, mais également par leur état matrimonial différent à la vieillesse, la surmortalité masculine faisant en sorte que nombre d'entre elles se retrouvent veuves à ce stade de l'existence.

Si l'on se fie uniquement à la prévalence après 65 ans, il est difficile de conclure que la santé de la population canadienne s'est réellement améliorée ou détériorée entre 1986 et 1996. La légère tendance à la baisse de la présence en établissement de santé est davantage le reflet des modifications des politiques de santé depuis une dizaine d'années, essentiellement orientées vers la désinstitutionnalisation, que d'une amélioration générale de la santé de la population.

L'espérance de vie sans dépendance (EVSD) à 15 ans et à 65 ans

Comme pour l'espérance de vie totale, l'EVSD à 15 ans a, en termes absolus, constamment augmenté entre 1986, 1991 et 1996 (tableau 3 et figure 3). Ainsi, les Canadiens pouvaient espérer vivre 55,6 ans sans dépendance en 1986, 56,1 ans en 1991 et 56,8 ans en 1996. Les femmes, pour leur part, ont vu leur espérance de vie sans dépendance passer de 57,8 ans en 1986 à 58,1 ans en 1991 et enfin à 58,6 ans en 1996. Cependant, ces années vécues sans dépendance (58,6 ans) ne représentent, en termes relatifs, que 88 % de leur espérance de vie totale, alors que les hommes peuvent espérer passer 93 % de leur vie sans dépendance. Des différences marquées existent donc entre les sexes, les femmes passant une partie beaucoup plus grande de leur vie dans un état de dépendance modérée, un état de dépendance sévère, voire en institution de santé (environ 4 ans de plus à chaque année d'observation).

Tableau 3. Espérance de vie (e) et espérance de vie sans dépendance (evsd) à 15 et 65 ans selon le sexe, Canada, 1986, 1991 et 1996

	Hommes			Femmes		
	e	evsd	Différence	e	evsd	Différence
À 15 ans	En années					
1986	59,3	55,6	3,7	65,8	57,8	8,0
1991	60,4	56,1	4,3	66,6	58,1	8,5
1996	61,1	56,8	4,3	66,8	58,6	8,2
	Pourcentage ¹					
1986	100,0	93,9	6,1	100,0	87,9	12,1
1991	100,0	92,9	7,1	100,0	87,1	12,9
1996	100,0	92,9	7,1	100,0	87,6	12,4
À 65 ans	En années					
1986	15,0	12,0	3,0	19,4	12,7	6,7
1991	15,8	12,2	3,6	20,0	12,8	7,2
1996	16,1	12,7	3,4	20,0	13,5	6,5
	Pourcentage ¹					
1986	100,0	80,0	20,0	100,0	65,8	34,2
1991	100,0	77,3	22,7	100,0	64,3	35,7
1996	100,0	78,8	21,2	100,0	67,6	32,4

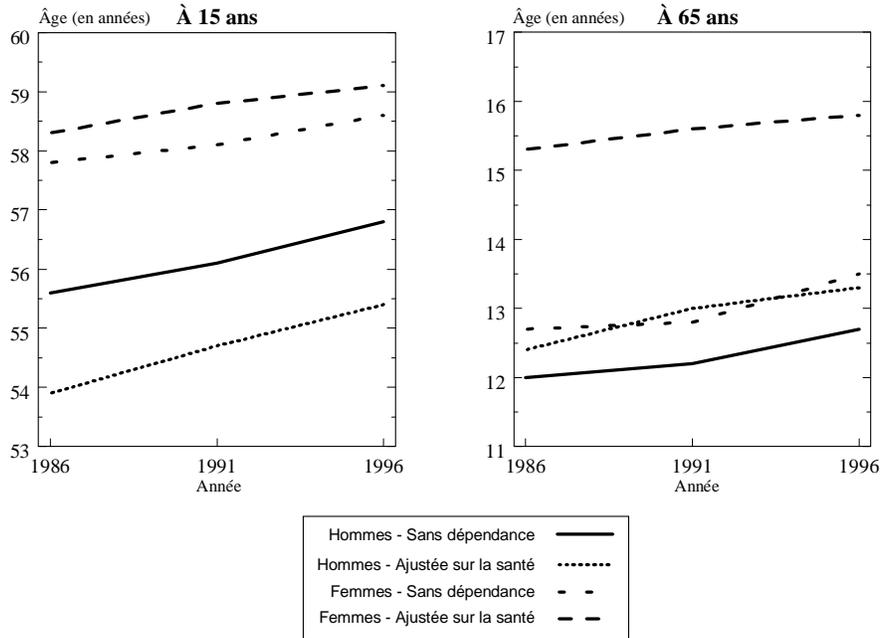
¹ Les pourcentages ont été calculés à partir des données non arrondies.

Sources : Statistique Canada, Division des statistiques sur la santé, Section de l'état de santé et de l'état civil et Division de la démographie, Section de la recherche et de l'analyse.

Les écarts existant entre les hommes et les femmes au chapitre de l'espérance de vie à 15 ans n'ont d'ailleurs pas la même ampleur avec l'EVSD, les écarts étant beaucoup plus petits suivant cette mesure (par exemple, seulement 1,8 an sépare l'EVSD des hommes de celle des femmes en 1996, comparativement à un écart d'espérance de vie de 5,7 ans).

Au cours de la dernière décennie, la grande majorité des gains faits par les Canadiens sur la mortalité se sont traduits par une augmentation de l'espérance de vie sans dépendance. Les hommes ont vu leur espérance de vie progresser de 1,8 an dont les deux tiers (1,2 an) en années de vie sans dépendance. Chez les femmes, l'espérance de vie a certes progressé moins rapidement au cours de cette période (gain de 1 an), mais les quatre cinquièmes de ce gain (0,8 an) s'est fait en année de vie sans dépendance. Nul doute

Figure 3. Espérance de vie sans dépendance et ajustée sur la santé à 15 ans et à 65 ans, selon le sexe, Canada, 1986, 1991 et 1996



Sources : Statistique Canada, Division des statistiques sur la santé, Section de l'état de santé et de l'état civil et Division de la démographie, Section de la recherche et de l'analyse.

que du point de vue de l'individu de tels progrès sont souhaitables. Ainsi les Canadiens et les Canadiennes peuvent-ils espérer vivre non seulement plus longtemps, mais aussi plus longtemps en bonne santé!

Cependant, le nombre d'années vécues avec une dépendance a, lui aussi, augmenté, en particulier au cours du lustre 1986-1991. Le pourcentage de l'espérance de vie totale correspondant aux années qu'un homme ou une femme peut espérer vivre sans dépendance a d'ailleurs légèrement diminué entre 1986 et 1991, ce qui suggère que les années de vie ajoutées durant cette période ont, en termes relatifs, davantage été des années vécues avec une certaine forme de dépendance que des années sans dépendance. Si des gains absolus en termes d'années de vie sans dépendance ont été réalisés au cours de cette période, le nombre d'années vécues avec une dépendance s'est accru à un rythme légèrement plus rapide. On a donc assisté au cours de la première période quinquennale à une expansion absolue et relative de la morbidité, plus importante toutefois chez les hommes que chez les femmes malgré une augmentation absolue de la vie sans dépendance.

Les différences d'espérance de vie entre les sexes

S'il était moins important au début du siècle (3 ans en 1901), un net déséquilibre entre les hommes et les femmes au chapitre de l'espérance de vie existe aujourd'hui (5,8 ans en 1996, tableau 1). L'effet conjugué de la réduction de la mortalité associée à la grossesse chez les femmes et des habitudes de vie différentes selon le sexe, en particulier les comportements plus risqués (accidents, tabac, alcool, etc.) des hommes, explique en grande partie la hausse de cet écart entre 1901 et 1981, qui est présent à tous les âges. Il est néanmoins particulièrement important, en termes relatifs, au-delà de 65 ans. C'est ainsi que les femmes âgées de 65 ans ou plus peuvent espérer vivre quatre ans de plus que les hommes du même âge, soit 25 % de plus!

Après avoir atteint son sommet au milieu des années 1970 (l'écart entre l'espérance de vie à la naissance des hommes et celui des femmes atteignait alors 7,3 ans), ce déséquilibre diminue progressivement depuis et ce, à tous les âges, sauf après 80 ans, où il est plutôt stable. Ce phénomène pourrait être relié, du moins en partie, au fait que les femmes ont adopté des habitudes de vie plus à risque pour la santé, notamment le stress, la consommation d'alcool et le tabac. Pour cette raison, il est probable que la tendance amorcée depuis deux décennies se poursuivra durant la première moitié du prochain siècle.

La période 1991-1996 semble être plus favorable puisque l'espérance de vie totale a continué d'augmenter, certes moins rapidement que dans le premier lustre, mais cette augmentation est entièrement attribuable à l'accroissement du nombre d'années vécues sans dépendance. Le nombre d'années vécues avec une dépendance a même diminué légèrement chez les femmes et est demeuré stable chez les hommes. Le pourcentage de l'espérance de vie totale vécue sans dépendance est demeuré le même (92,9 %) en 1991 et 1996 chez les hommes et a légèrement augmenté passant de 87,1 % à 87,6 % chez les femmes. Cette période est donc caractérisée par une faible compression absolue et relative de la morbidité chez les femmes.

Le tableau 3 présente également l'évolution de l'espérance de vie et de l'espérance de vie sans dépendance à 65 ans. On constate que l'espérance de vie des hommes âgés de 65 ans et plus a augmenté de 0,8 an entre 1986 et 1991. Les trois quarts de ces gains sont des années vécues avec une dépendance. Toutefois, comme le nombre d'années vécues avec une dépendance est inférieur à celui des années vécues sans (3,0 par rapport à 12,0), un tel accroissement ne peut se traduire que par un accroissement relatif plus important

pour l'espérance de vie avec une dépendance. Cela explique que le pourcentage de l'espérance de vie totale vécue avec une dépendance augmente de 20,0 % à 22,7 %. Chez les femmes, l'essentiel des gains en espérance de vie se sont faits en année de vie avec dépendance, ce qui se traduit par une hausse du pourcentage correspondant aux années de vie vécues avec dépendance (34,2 % en 1986 et 35,7 % en 1991). En termes relatifs, il y a aussi eu, par conséquent, une expansion de la morbidité chez les femmes âgées au cours du lustre 1986-1991.

Au cours du lustre suivant, la compression de la morbidité après 65 ans est manifeste au tableau 3. Les femmes âgées semblent tout particulièrement avoir réduit le fardeau des années vécues avec une dépendance puisque le pourcentage correspondant à ces années est passé de 35,7 % à 32,4 % entre 1991 et 1996. Comme l'espérance de vie à 65 ans n'a pas évolué au cours de cette période, tous les gains ont été réalisés aux dépens de la morbidité. À l'opposé, chez les hommes, on observe des gains face à de la mortalité (0,3 an) et à la morbidité (0,5 an). Comme ces gains sont plus importants, les années vécues avec une dépendance représentaient un plus faible pourcentage de l'espérance de vie des hommes en 1996 (22,7 % en 1991 comparativement à 21,2 % en 1996).

En somme, on peut conclure que la compression de la morbidité au cours de la période 1991-1996 a été plus importante chez les femmes que chez les hommes. Pourtant, l'espérance de vie totale à 15 ans et à 65 ans a crû plus rapidement chez les hommes durant ces années. Ces éléments suggèrent que du côté des femmes, il pourrait être de plus en plus difficile de faire reculer la mortalité, mais que l'on pourrait encore gagner du terrain sur la morbidité. Chez les hommes, l'espérance de vie étant moins élevée, on pourrait donc réaliser plus facilement des gains à la fois face à la mortalité et à la morbidité. La différence importante subsistant entre les sexes quant au pourcentage correspondant aux années vécues avec une dépendance suggère également que la vieillesse se vit bien différemment selon qu'on est un homme ou une femme (encadré « Les différences d'espérance de vie entre les sexes »).

Enfin, l'analyse de l'EVSD permet de croire que la plus grande part de l'expansion survenue durant la première période et de la compression de la morbidité au cours de la suivante résulte de l'évolution des espérances de vie (EV et EVSD) après 65 ans.

Comme mentionné précédemment dans cet article, il est possible que les changements apportés aux programmes de santé canadiens durant l'intervalle 1986-1996 aient influé sur les résultats. La plupart des provinces ont en effet entrepris d'exercer un contrôle plus strict sur les dépenses liées à ce secteur et ont mis sur pied des programmes visant à préserver l'autonomie, à amener le réseau de soutien informel à jouer un rôle plus important

et à retarder le plus longtemps possible l'admission dans un établissement de soins de santé.

Au Canada, la population âgée vivant dans les institutions de santé est fortement féminine : au-delà de 80 ans, on comptait en 1986 presque trois femmes pour un homme. Or, l'analyse des rapports de féminité⁸ en 1991 et 1996 montre que ce rapport augmente, ce qui suggère que la population des établissements de santé se féminise encore davantage. Il est possible que les politiques de santé actuelles, orientées vers le maintien à domicile et la désinstitutionnalisation, ont davantage d'impact sur les hommes que sur les femmes. D'une part, dans un contexte de vieillissement démographique, il est possible qu'une stagnation ou une diminution de l'offre de lits en établissement de santé ait pour effet une hausse de l'âge moyen de la population qui y vit. De plus, comme un lien directement proportionnel existe entre l'âge et le rapport de féminité, les politiques de désinstitutionnalisation pourraient être accompagnées d'une hausse du rapport de féminité au sein de la population vivant en établissement de santé.

D'autre part, les femmes, plus que les hommes, sont en institution de santé à la vieillesse puisqu'elles peuvent moins compter sur la présence du conjoint en cas de problèmes de santé entraînant des limitations graves ou des dépendances⁹. Une certaine proportion des hommes âgés et très âgés vivant en établissement de santé y ont été admis non pas en raison d'une dépendance sévère, mais plutôt en raison de leur incapacité à accomplir certaines tâches domestiques (préparation des repas, ménage, courses, etc.) à la mort de leur conjointe (Trottier et al. 1999). La prestation de tels services à domicile, permet désormais à ces hommes de continuer à vivre dans leur logement. Plus autonomes à cet égard, les femmes âgées et très âgées sont, plus fréquemment que les hommes, admises dans un établissement de santé pour des raisons liées à des limitations graves ou à des états de dépendance physique.

Cette hypothèse est en quelque sorte corroborée par l'expérience d'autres pays industrialisés tels que la Finlande. Ce pays présente une proportion d'individus âgés vivant en établissement de santé beaucoup plus faible que le Canada (moitié moins à tous les âges), mais également un rapport de féminité beaucoup plus élevé à tous les âges (Légaré et Martel, 1999), suggérant que les femmes, plus que les hommes, nécessitent de tels services pour des raisons de santé uniquement.

L'espérance de vie ajustée en fonction de la santé (EVAS) à 15 et 65 ans

Mesure probablement plus réaliste de l'état de santé global d'une population parce que plus complète, l'EVAS attribue une valeur moyenne – calculée selon –

⁸ Il s'agit du nombre de femmes divisé par le nombre d'hommes en établissement de santé.

⁹ En raison de la surmortalité masculine et de leur tendance à épouser des hommes plus vieux qu'elles.

Tableau 4. Espérance de vie (e) et espérance de vie ajustée sur la santé (evas) à 15 et 65 ans selon le sexe, Canada, 1986, 1991 et 1996

	Hommes			Femmes			
	e	evas	Différence	e	evas	Différence	
À 15 ans	En années						
	1986	59,3	53,9	5,4	65,8	58,3	7,5
	1991	60,4	54,7	5,7	66,6	58,8	7,8
	1996	61,1	55,4	5,7	66,8	59,1	7,7
	Pourcentage ¹						
	1986	100,0	91,0	9,0	100,0	88,6	11,4
	1991	100,0	90,6	9,4	100,0	88,3	11,7
	1996	100,0	90,6	9,4	100,0	88,4	11,6
	À 65 ans	En années					
		1986	15,0	12,4	2,6	19,4	15,3
1991		15,8	13,0	2,8	20,0	15,6	4,4
1996		16,1	13,3	2,8	20,0	15,8	4,2
Pourcentage ¹							
1986		100,0	82,7	17,3	100,0	78,9	21,1
1991		100,0	82,0	18,0	100,0	78,0	22,0
1996		100,0	82,4	17,6	100,0	79,1	20,9

¹ Les pourcentages ont été calculés à partir des données non arrondies.

Sources : Statistique Canada, Division des statistiques sur la santé, Section de l'état de santé et de l'état civil et Division de la démographie, Section de la recherche et de l'analyse.

l'âge et le sexe – à chaque état de santé. Cette valeur vient ensuite pondérer les années vécues dans chacun des états pour n'obtenir, à la toute fin, qu'une seule valeur par sexe. L'EVAS représente le nombre équivalent d'années en parfaite santé que peut espérer vivre un individu au cours de son cycle de vie, s'il est exposé aux conditions actuelles de mortalité et de morbidité prévalant à chaque âge.

Il y a diverses façons de déterminer une valeur moyenne pour chacun des états de santé. Certains auteurs ont eu, par le passé, recours à leur seul jugement (Wilkins, 1991). Si cette façon de procéder peut donner de bons résultats, il est préférable de s'appuyer sur une mesure plus objective de l'état de santé. Or, il existe au Canada une telle mesure, élaborée par l'Université McMaster : l'indice de l'état de santé (IES, voir encadré « indice de l'état de santé »).

Indice de l'état de santé

Mis au point par le *Centre for Health Economics and Policy Analysis* (CHEPA) de l'Université McMaster, l'indice de l'état de santé (IES) résume à la fois les aspects quantitatifs et qualitatifs de l'état de santé d'un individu. Il est composé d'une classification de l'état de santé fonctionnelle d'une personne basée sur huit attributs : la vision, l'ouïe, l'élocution, la mobilité, la dextérité, la capacité cognitive, la douleur et les malaises. La deuxième composante de cet indice permet de prendre en compte les préférences de la population concernant l'état de santé. Ces deux composantes sont combinées dans un seul indice qui résume ainsi la santé. Cet indice varie entre un, la santé parfaite, et zéro, la mort. Par exemple, un individu souffrant de myopie mais ne présentant aucun autre problème de santé se verrait attribué un score de 0,95.

Cet indice est désormais disponible comme variable dérivée au sein de l'ENSP. Malheureusement, les questions nécessaires au calcul de l'IES ne figurent pas dans les questionnaires de l'ESLA de 1986 et de 1991, rendant son calcul impossible pour ces deux années. Pour cette raison, les IES obtenus grâce à l'ENSP ont été utilisés comme pondération des années vécues dans chaque état de santé en 1986 et 1991.

Le tableau 4 révèle que l'EVAS à 15 ans et à 65 ans a augmenté d'une période à l'autre pour les deux sexes. Tout comme l'espérance de vie sans dépendance, cet indicateur montre donc qu'il y a eu des gains absolus pour les deux sexes. Ce qui attire plutôt l'attention au tableau 4 est la faible différence existant entre les sexes au chapitre du pourcentage correspondant au nombre d'années en parfaite santé (91,0 % chez les hommes en 1986 par rapport à 88,6 % chez les femmes la même année). Le tableau 3 fait au contraire état de différences importantes entre les hommes et les femmes. En fait, à 15 ans, l'indicateur EVAS est toujours supérieur à l'EVSD chez les femmes et inférieur chez les hommes. Ce phénomène s'explique du fait que la prévalence de la dépendance est moins forte chez les hommes, ce qui suppose que la valeur de un a été attribuée à un nombre important d'entre eux lors du calcul de l'EVSD¹⁰. À l'opposé, la prévalence de la dépendance étant plus élevée chez les femmes, un poids non nul était donné à un plus grand nombre d'années vécues avec une dépendance lors du calcul de l'EVAS des femmes.

¹⁰ Implicitement, l'EVSD attribue une valeur de un pour les années vécues sans dépendance et de zéro pour les années vécues avec une dépendance. L'EVAS accorde des valeurs entre 0 et 1 même pour les années vécues sans dépendance.

À 65 ans cependant, l'EVAS dépasse toujours l'EVSD, et ce, chez les deux sexes. Une partie importante de la vieillesse étant encore vécue avec une dépendance, le poids attribué à ces années demeure important dans le calcul de l'EVAS, alors qu'il est de zéro pour l'EVSD. C'est ici tout l'intérêt de l'EVAS qui prend en compte, par une mesure objective (l'IES), l'état de santé réel d'une population spécifique, par exemple les personnes déclarant des dépendances graves.

Conclusion

L'objectif principal de cet article était de présenter l'espérance de vie sans dépendance et l'espérance de vie ajustée en fonction de la santé à trois dates différentes afin de déterminer si les années que la lutte contre la mort ajoute à la vie sont des années vécues en bonne santé ou si, au contraire, ces gains ne font qu'accroître les années vécues avec dépendance. Les résultats de cette étude jettent un éclairage optimiste sur cette question : les Canadiens et les Canadiennes peuvent actuellement espérer vivre plus longtemps que jamais sans dépendance et en bonne santé. Cette constatation s'applique autant aux plus jeunes qu'aux plus vieux.

De plus, dans un contexte de vieillissement de la population et de contrôle des dépenses publiques de santé, il convenait aussi de confronter, à l'aide des données canadiennes, les théories de la pandémie ou de la compression de la morbidité. Les résultats obtenus grâce à la méthode de Sullivan permettent de croire, avec trois observations et un recul de 10 ans que sur l'ensemble de la période à l'étude, les gains réalisés contre la mort se sont répartis, en termes relatifs, à peu près également entre les années vécues avec ou sans dépendance.

Ces résultats concordent tous avec ceux d'autres études réalisées au Canada (Wilkins et Adams, 1992 ; Berthelot, Roberge, Cranswick, 1999). De plus, ils semblent aussi aller dans le même sens que ceux décrits par Crimmins, Saito et Ingegneri (1997) pour les États-Unis. Chez nos voisins du Sud, tout indique que la décennie qui s'achève a également été le théâtre d'une compression de la morbidité, quoique légère. Cependant, la tendance avait été amorcée au cours des années 1980, ce qui n'est pas le cas au Canada, probablement parce que l'on y a observé une progression plus rapide de l'espérance de vie au cours de cette décennie.

Toutefois, ces résultats s'opposent à ceux publiés dans un récent rapport de l'OCDE (1998) qui laissait entendre que l'espérance de vie sans dépendance au Canada avait décliné, en termes absolus, entre 1978 et 1991, contrairement à celle d'autres pays-membres comme le Japon, l'Allemagne, les États-Unis et le Royaume-Uni. Les résultats défavorables obtenus par l'OCDE résultent de l'utilisation de concepts différents d'une période à l'autre pour mesurer la dépendance. Dans la présente étude, les états de santé ont été définis de

la même façon sur l'ensemble de la période à l'étude, ce qui permet d'éviter les biais de ce type.

Ces résultats sont, néanmoins, présentés avec certaines réserves, tant sur le plan de la méthode que sur le plan théorique. Il est probable que la perception de la santé évolue dans le temps : on peut s'attendre à ce qu'une population de plus en plus instruite, de mieux en mieux informée, qui connaît et utilise de plus en plus des soins et des services de santé de plus en plus accessibles, aura tendance à percevoir différemment son état de santé. Les problèmes bénins ou qui semblaient négligeables il y a 10 ans peuvent aujourd'hui être mieux saisis par les enquêtes menées sur le sujet. Il n'est donc pas impossible qu'une réduction plus importante de la morbidité dans la population soit masquée par une meilleure déclaration de l'état de santé par les individus. De plus, il faut noter que contrairement aux enquêtes de 1986 et 1991 qui étaient des enquêtes sur la limitation d'activité, l'enquête de 1996 est une enquête sur la santé de la population. Il est possible que les répondants donnent des réponses différentes aux mêmes questions dans des contextes différents. Dans la présente étude cependant, ce phénomène ne risque guère d'influencer les résultats puisque la définition des états de santé reposait sur des concepts de dépendance, beaucoup moins sensibles à de telles variations dans le temps parce que plus objectifs.

Finalement, il est possible, comme le montre cette étude, que l'espérance de vie croisse au cours d'une période plus rapidement que l'espérance de vie sans dépendance. Il apparaît aujourd'hui important, si la compression de la morbidité devient un objectif des politiques de santé, de continuer, voire d'accroître la lutte contre les maladies chroniques. La bonne santé d'une population ne repose donc pas uniquement sur la lutte contre les maladies fatales, prévalant à tous les âges, mais aussi – et peut-être surtout – sur la lutte contre les maladies chroniques et dégénératives, encore très fréquentes au delà de 65 ans.

BIBLIOGRAPHIE

- Bélanger, A., Berthelot, J.-M. et L. Martel (1999). The Canadian National Population Health Survey and the Calculation of Canadian Healthy Life Expectancy Indicators for the Next Decade. Communication présentée au 11^{ème} colloque du réseau REVES. Londres.
- Berthelot, J.-M., Roberge, R. et K. Cranswick (1999). Linking Disability-Adjusted Life Expectancy with Health-Adjusted Life Expectancy : Calculations for Canada. Présentée au 9^{ème} colloque du réseau REVES. *Towards an Integrated System of Indicators to Assess the Health Status of the Population*. ISTAT. N° 4. Pages 27-53.
- Berthelot, J.-M., Roberge, R. et M.C. Wolfson (1993). The Calculation of Health-Adjusted Life Expectancy for a Canadian Province Using a Multi-Attribute Utility Function : A First Attempt. Dans J.-M. Robine, C.D. Mathers, M.R. Bone et I. Romieu (eds.). *Calculation of Health Expectancies : Harmonization, Consensus Achieved and Future Perspectives*. Montpellier, France : Colloque INSERM / John Libbey Eurotext Ltd. Pages 161-172.
- Crimmins, E.M. (1990). Are Americans Healthier as Well as Longer-Lived? *Journal of Insurance Medecine*. 22 (2) : 89-92.
- Crimmins, E.M., Saito, Y. et D. Ingegneri (1997). Trends in Disability-Free Life Expectancy in the United States, 1970-90. *Population and Development Review*. 23 (3) : 555-572.
- Dumas, J. et A. Bélanger (1995). *Rapport sur l'état de la population 1995*. La conjoncture démographique. Statistique Canada. N° 91-209F au catalogue. Pages 62-63.
- Fries, J.F. (1980). Aging, Natural Death, and the Compression of Morbidity. *New England Journal of Medicine*. 303 (3) : 130-135.
- Fries, J.F. (1983). The Compression of Morbidity. *Milbank Memorial Fund Quarterly / Health and Society*. 61 (3) : 397-419.
- Fries, J.F. (1989). The Compression of Morbidity : Near or Far? *Milbank Quarterly*. 67 (2) : 208-232.
- Légaré, J. et L. Martel (1999). *Living Arrangements of Older Persons*. Document de recherche présenté à Conference on Status of the Older Population : Prelude to the 21th Century, Sion (Suisse). Population Activities Unit (UN-ECE). Decembre 1999.

- Manton, K.G., Stallard, E. et H.D. Tolley (1991). Limits to Human Life Expectancy : Evidence, Prospects and Implications. *Population and Development Review*. 17 (4) : 603-637.
- Nusselder, W. (1998). A Multistate Life-Table Analysis of Health Expectancy Using Pooled Data from Different Longitudinal Studies. Dans Nusselder, W. *Compression or Expansion of Morbidity – A Life-Table Approach*. Amsterdam. Thesis Publishers. Pages 85-128.
- OCDE (1998). *OECD Health Data 98*. Paris. OECD.
- Olshansky, S.J., Carnes, B.A. et C. Cassel (1990). In Search of Methuselah : Estimating the Upper Limits to Human Longevity. *Science*. 250 : 634-640.
- Olshansky, S.J., Rudberg, M.A., Carnes, B.A., Cassel, C.K. et J.A. Brody (1991). Trading Off Longer Life for Worsening Health. *Journal of Aging and Health*. 3 (2) : 194-216.
- Olshansky, S.J. et B.A. Carnes (1994). Demographic Perspectives on Human Senescence. *Population and Development Review*. 20 (1) : 57-80.
- World Health Organization (1997). *The World Health Report 1997 : Conquering, Suffering, Enriching Humanity*. Rapport au directeur général. Genève.
- Rogers, R.G., Rogers, A. et A. Bélanger (1989). Active Life Among the Elderly in the United States : Multistate Life-Table Estimates and Population Projections. *The Milbank Quarterly*. 67 (3-4) : 370-411.
- Rogers, R.G., Bélanger, A. et A. Rogers (1991). Espérance de vie autonome, en perte d'autonomie et en institution parmi la population âgée . *Cahiers Québécois de Démographie*. 20 (2) : 269-289.
- Sanders, B.S. (1964). Measuring Community Health Levels. *American Journal of Public Health*. 54. Pages 1063-1070. Sullivan, D.F. (1971). A Single Index of Mortality and Morbidity. *HSMHA, Health Reports*. 86 : 347-354.
- Trottier, H., Martel, L., Houle, C., Berthelot, J.-M. et J. Légaré (1999). Les facteurs de risque associés à la présence en institution pour les personnes âgées faisant face à des incapacités au Canada. *Rapports sur la santé*. Statistique Canada. N° 89-003 au catalogue (à paraître).
- Verbrugge, L.M. (1984). Longer Life but Worsening Health? Trends in Health and Mortality of Middle-Aged and Older Persons. *Milbank Memorial Fund Quarterly / Health and Society*. 62 (3) : 475-519.

- Wilk, M. B. (1991). *Report of the National Task Force on Health Information*. Ottawa. National Health Information Council.
- Wilkins, R. et O. Adams (1983). Health Expectancy in Canada, late 1970's : Demographic, Regional and Social Dimensions. *American Journal of Public Health*. 73 : 1073-1080.
- Wilkins, R. (1991). Espérance de vie en santé au Québec et au Canada en 1986. *Cahiers Québécois de Démographie*. Volume 20 : (2) 367-382.
- Wilkins, R. et O. Adams (1992). Les tendances de l'espérance de vie en santé au Canada, 1951-1986. Dans Robine, J.-M., Blanchet, M. et J.E. Dowd (eds). *Espérances de santé*. Paris. Éditions INSERM. Collection Analyse et Prospective.
- Wilkins, R. (1993). Health Expectancy : The Canadian Experience. Towards the Year 2000 : Refining the Measures. *Proceedings of the 1993 Public Health Conference on Records and Statistics*. DHHS Publication n° (PHS) 92-1214. Washington DC : National Center for Health Statistics. Pages 161-166.
- Wilkins, R., J. Chen et E. Ng (1994). Changes in Health Expectancy in Canada from 1986 to 1991. Dans C. Mathers, J. McCallum, et J.-M. Robine (eds.). *Advances in Health Expectancies*. Australian Institute of Health and Welfare.
- Wolfson, M.C. (1989). POHEM – Une approche inédite pour l'estimation de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé. Communication présentée au premier colloque du réseau REVES. Québec.
- Wolfson, M.C. (1996). Health-Adjusted Life Expectancy. *Health Reports*. 8 (1) : 41-46.

MOBILITÉ ETHNIQUE ET CROISSANCE DÉMOGRAPHIQUE DES POPULATIONS AUTOCHTONES DU CANADA DE 1986 À 1996

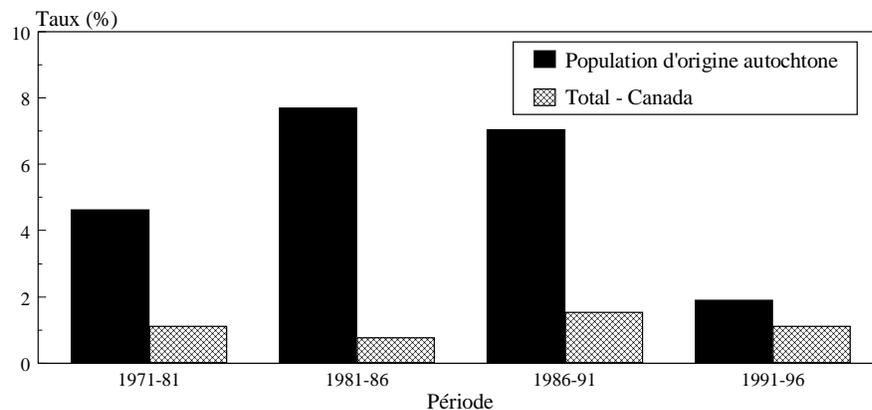
par Éric Guimond¹

Introduction

En cette fin de siècle, les populations autochtones du Canada suscitent l'intérêt sous de nombreux aspects : autonomie gouvernementale, revendications territoriales, environnement, législation et criminalité, urbanisation, marché du travail, éducation, etc. Il est pourtant un sujet qui retient peu l'attention mais qui pourrait avoir un impact considérable sur l'évolution des autres : la croissance démographique des populations autochtones.

De 1971 à 1996, l'effectif recensé des populations d'origine autochtone a plus que triplé (+252 %), passant de 312 800 à 1 102 000 personnes. À titre comparatif, l'accroissement total de l'ensemble de la population canadienne a été de 30 % au cours de la même période. Pour tripler en vingt-cinq ans, une population doit connaître des taux de croissance annuels phénoménaux. Chez les populations d'origine autochtone, des taux de croissance supérieurs à 7 % ont été observés au cours des lustres 1981-1986 et 1986-1991 (figure 1). Ces croissances excèdent largement le maximum

Figure 1. Comparaison des taux d'accroissement annuels moyens des populations d'origine autochtone et totale, Canada, 1971-1996



Sources : Statistique Canada, recensements du Canada de 1971 à 1996.

¹ L'auteur, qui prépare une thèse sur le sujet sous la direction de M. Norbert Robitaille du département de démographie de l'Université de Montréal, remercie ce dernier ainsi qu'Alain Bélanger, Andrew J. Siggner et Gustave G. Goldmann de Statistique Canada pour la pertinence et la générosité de leurs commentaires.

Maximum théorique d'accroissement naturel

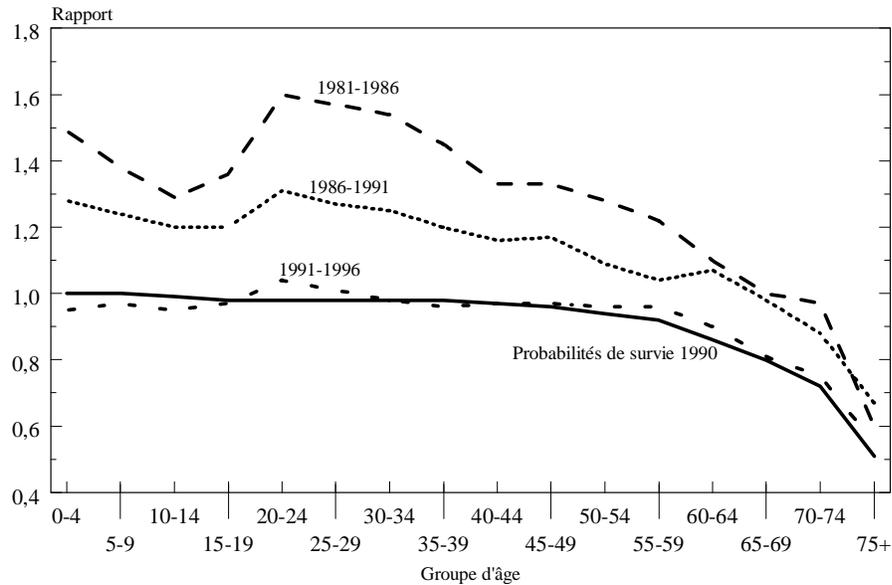
En théorie, le taux maximum d'accroissement naturel est de 5,5 % par année. Il est obtenu du plus haut taux brut de natalité (60 pour 1 000 personnes) observable dans des conditions exceptionnelles – population jeune, mariée jeune et ne pratiquant aucune forme de contraception – duquel est soustrait le plus faible taux brut de mortalité (5 pour 1 000 personnes) (Pressat, 1979). Une telle combinaison de forte natalité et de faible mortalité n'a probablement jamais été observée. Aujourd'hui, les plus forts taux nationaux d'accroissement naturel enregistrés dans le monde sont de l'ordre de 3,5 % par année. Une population maintenant un rythme de croissance de 5,5 % par année double tous les 13 ans. Après cent ans, cette population serait plus de 200 fois plus importante qu'au départ. Un taux d'accroissement supérieur à 5,5 % ne peut être expliqué par le seul accroissement naturel : d'autres phénomènes que la natalité et la mortalité participent à la croissance.

théorique possible de 5,5 % par année pour une population soumise seulement au mouvement naturel des naissances et des décès, ce qui, en pratique, est le cas des populations d'origine autochtone à l'échelle nationale². Elles contrastent d'ailleurs nettement avec celle observée au cours du dernier lustre.

L'analyse longitudinale de l'évolution des populations d'origine autochtone au cours des lustres 1981-1986 et 1986-1991 révèle des accroissements impossibles à expliquer par le seul jeu des composantes naturelles et migratoires. Pour une population pratiquement fermée à la migration, le rapport entre l'effectif d'une génération au temps $t+n$ (par exemple, la génération de 1965 aujourd'hui) et l'effectif de cette même génération au temps t (la génération de 1965 à ses débuts) doit être inférieur à 1, l'écart à l'unité est dû à la mortalité. Or, pour une majorité de générations d'origine autochtone, c'est tout le contraire qui se produit au cours des lustres 1981-1986 et 1986-1991 (figure 2). Le rapport des effectifs de génération est supérieur à l'unité pour tous les groupes d'âge de moins de 65 ans, ce qui signifie que l'effectif des personnes nées une même année augmente au lieu de diminuer! Les générations d'adultes âgés de moins de 35 ans en 1981 ont augmenté de plus de 50 % au cours de la période 1981-1986. Clairement, il y a d'autres phénomènes que la natalité et la mortalité qui sont en jeu. Quels sont-ils? Les données des recensements du Canada de 1986, de 1991 et de 1996 ainsi que de l'Enquête auprès des peuples autochtones de 1991 (EAPA) permettent de répondre à cette question.

² De façon pratique, on peut considérer comme nul l'apport de la migration internationale. Au Recensement de 1996, 4 900 personnes d'origine autochtone ont indiqué qu'elles demeuraient à l'extérieur du pays 5 ans auparavant.

Figure 2. Rapport des effectifs de génération d'origine autochtone, Canada, 1981-1986, 1986-1991 et 1991-1996



Sources : Statistique Canada, recensements du Canada de 1981, 1986, 1991, 1996 et Division de la démographie, données non publiées.

A) Croissance des populations autochtones du Canada de 1986 à 1996

De 1986 à 1996, l'effectif dénombré des populations d'origine autochtone est passé de 711 700 à 1 102 000 personnes, la plus large part de l'accroissement³ étant réalisée au cours du premier lustre (tableau 1). Cet accroissement varie passablement selon l'identité déclarée. D'abord, l'effectif de la population indienne, qui forme près des deux tiers de l'ensemble, est passé de 329 700 à 494 800 personnes de 1986 à 1996. Plus que pour tout autre groupe autochtone, la croissance explosive de celui-ci au cours du premier lustre (7,1 %) contraste avec la faible croissance observée au cours du lustre suivant (0,9 %). Il est remarquable de constater que le dernier recensement révèle une croissance plus faible pour ce groupe autochtone que pour l'ensemble de la population canadienne! L'effectif des Métis, de 103 100 personnes en 1986, a atteint 178 500 personnes en 1996. Déjà tout près du maximum théorique d'accroissement naturel de 5,5 % par année de 1986 à

³ Certaines communautés autochtones refusent de participer en totalité ou en partie aux activités de dénombrement. D'un recensement à l'autre, la liste de ces communautés varie, d'où un problème sérieux de comparabilité des données. Les taux d'accroissement présentés ici sont calculés pour les populations ayant participé à tous les recensements.

Tableau 1. Effectifs et taux d'accroissement des populations d'origine autochtone selon l'identité autochtone, Canada, 1986-1996

Origine autochtone Identité autochtone	1986		1991		1996		Taux d'accroissement annuel moyen ¹ (%)	
	Nombre	%	Nombre	%	Nombre	%	1986-91	1991-96
Origines autochtones	711 720	100,0	973 710	100,0	1 101 960	100,0	7,0	1,9
Identités autochtones	464 455	65,3	613 820	63,0	718 950	65,2	6,6	2,3
Indien de l'Amérique du Nord	329 730	46,3	443 285	45,5	494 830	44,9	7,1	0,9
Métis	103 085	14,5	128 700	13,2	178 525	16,2	5,1	6,7
Inuit	30 105	4,2	35 495	3,6	39 705	3,6	3,4	2,3
Autochtones multiples	1 540	0,2	6 340	0,7	5 880	0,5	33,4	-1,5
Identité non autochtone	247 265	34,7	359 890	37,0	383 005	34,8	7,8	1,2

¹ Taux rajustés pour les communautés autochtones partiellement dénombrées et pour l'inclusion des résidents non permanents depuis 1991.

Sources : Statistique Canada, recensements du Canada de 1986 et 1996 et Enquête sur les peuples autochtones du Canada de 1991.

1991 (5,1 %), le rythme de croissance de la population métisse a été encore plus vigoureux de 1991 à 1996 (6,7 %). Chez les Inuit, l'effectif a grimpé de 30 100 à 39 700 personnes, augmentant plus rapidement au cours du premier lustre (3,4 %). Notons qu'il s'agit du seul groupe autochtone à augmenter à un rythme inférieur au maximum théorique d'accroissement naturel pour les deux périodes. Les personnes déclarant plus d'une identité autochtone, par exemple Indiens et Métis, sont peu nombreuses, d'où en grande partie

Identité autochtone des populations d'origine autochtone

L'information disponible permet de distinguer les populations d'origine autochtone selon l'identité autochtone, un concept introduit en 1986⁴ afin d'améliorer le dénombrement des populations autochtones (Statistique Canada, 1989). Le concept d'origine renvoie à l'appartenance ethnoculturelle des ancêtres, tandis que le concept d'identité désigne l'appartenance actuelle du répondant. La question sur l'identité autochtone du Recensement de 1996 comporte quatre choix de réponse : Indien, Métis, Inuit et non Autochtone.

⁴ Les données du Recensement de 1986 sur l'identité autochtone n'ont jamais fait l'objet d'une diffusion officielle, notamment à cause d'erreurs de déclaration détectées au sein de la population d'origine non autochtone. La présente analyse porte sur l'identité des populations d'origine autochtone seulement, pour lesquelles les données sur l'identité sont fiables. Ces données sont disponibles sur demande spéciale.

l'extravagance du taux de croissance du lustre 1986-1991. Enfin, la population d'origine autochtone sans identité autochtone, qui forme le deuxième groupe d'individus d'origine autochtone en importance, a crû en 10 ans de 247 300 à 383 000. Comme pour la population indienne, la croissance de ce groupe est très vigoureuse au cours du premier lustre (7,8 %), mais beaucoup plus modeste au cours du second lustre (1,2 %).

B) Facteurs d'évolution

Accroissement naturel

L'accroissement naturel d'une population correspond à la différence entre le nombre d'enfants qui naissent au cours d'une période donnée et l'effectif des personnes qui décèdent. Au début des années 1990, le taux brut de mortalité des populations d'origine autochtone varie entre 5 et 8 pour 1 000 selon l'identité autochtone⁵. Le taux brut de natalité de ces populations est estimé à 22 pour 1 000 par année pour la période 1991-1996 (tableau 2). La stabilité relative du taux brut de natalité entre les lustres 1981-1986 et 1991-1996 contraste avec les variations de la croissance totale présentée au tableau précédent. Certes, on observe un léger déclin de la natalité, surtout parmi les Indiens de l'Amérique du Nord et les personnes d'origine autochtone sans identité autochtone, mais celui-ci ne peut expliquer la chute observée de la croissance totale.

En supposant que les populations d'origine autochtone se renouvellent uniquement par leurs naissances et en l'absence d'erreurs dans les dénombrements, les accroissements naturel et total seraient nécessairement égaux. Or, comme l'indique la figure 3, c'est loin d'être le cas, en particulier pour la période 1986-1991. Des écarts surprenants entre les accroissements naturel et total sont observés chez les populations indienne et métisse pour les deux périodes et chez la population d'origine autochtone sans identité autochtone pour la période 1986-1991 seulement. Il n'y a véritablement que les Inuit dont l'accroissement total s'approche de l'accroissement naturel.

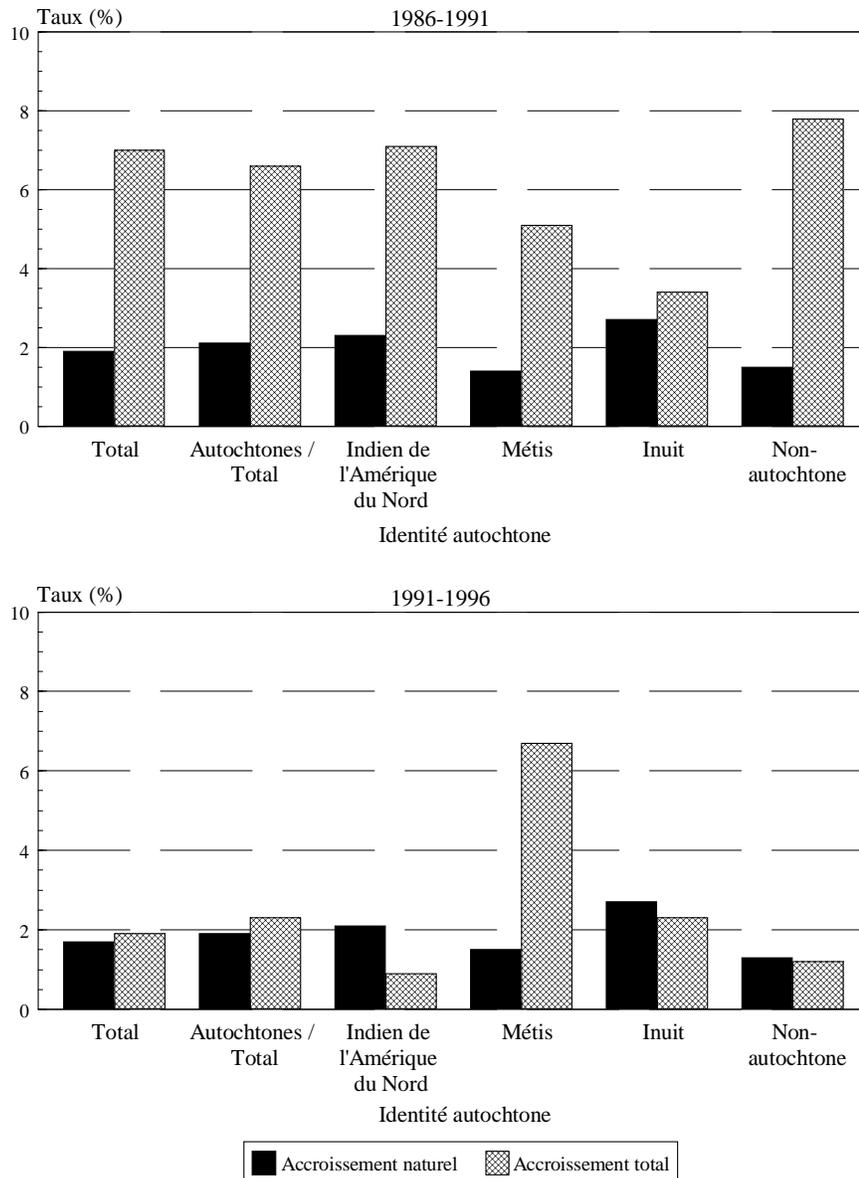
Tableau 2. Taux brut de natalité des populations d'origine autochtone selon l'identité autochtone, Canada, 1981-1986 et 1991-1996

Origine ethnique Identité autochtone	Taux annuel moyen (pour 1 000)	
	1981-86	1991-96
Origines autochtones	23,9	22,1
Identités autochtones	26,0	24,2
Indien de l'Amérique du Nord	27,9	25,6
Métis	19,4	19,6
Inuit	31,9	32,3
Autochtones multiples	19,0	19,9
Identité non autochtone	20,2	18,5
Origines non autochtones	14,2	13,3

Source : Statistique Canada, recensements du Canada de 1986 et 1996.

⁵ Calculs de l'auteur. Voir Norris M.J., D. Kerr et F. Nault (1995). *Projections de la population avec l'identité autochtone au Canada, 1991-2016*. Statistique Canada, Division de la démographie, 101 pages.

Figure 3. Taux annuels moyens d'accroissement naturel¹ et total² des populations d'origine autochtone selon l'identité autochtone, Canada, 1986-1991 et 1991-1996



¹ Le taux brut de mortalité est supposé constant à 5 pour 1 000.

² Taux rajustés pour les communautés autochtones partiellement dénombrées et pour l'inclusion des résidents non permanents depuis 1991.

Sources : Statistique Canada, recensements du Canada de 1986 et 1996 et Enquête sur les peuples autochtones du Canada de 1991.

Clairement, même si les populations d'origine autochtone sont plus fécondes que la population canadienne, cela n'explique pas la croissance exceptionnelle de ces populations. Il nous faut donc chercher ailleurs l'explication de celle-ci. L'apport de la migration internationale étant à toutes fins utiles nul, il faut considérer d'autres facteurs.

Variation de la qualité des dénombrements

Il est notoire que, lors de chaque exercice de dénombrement, un certain nombre d'individus y échappent –le sous-dénombrement– tandis que d'autres sont comptés plus d'une fois –le surdénombrement. La différence entre ces deux quantités est appelée *sous-dénombrement net*. Ce n'est pas tant la valeur du sous-dénombrement net qui préoccupe, mais plutôt les variations de celui-ci d'un recensement à l'autre. S'il ne varie pas, alors les populations dénombrée et manquée croissent au même rythme et le sous-dénombrement ne biaise pas la mesure de la croissance. Si, au contraire, le sous-dénombrement net varie, alors l'erreur d'estimation des taux de croissance est proportionnelle, mais de signe contraire à cette variation. Une hausse du sous-dénombrement entraîne une sous-estimation de la croissance, tandis qu'une diminution du sous-dénombrement résulte en une surestimation de la croissance. Il n'existe aucune estimation officielle du sous-dénombrement des populations d'origine autochtone qui permette de quantifier précisément l'effet du sous-dénombrement sur la croissance mesurée de ces populations. D'après l'information disponible sur le sous-dénombrement de la population dans les réserves indiennes entièrement énumérées, aucune variation importante de la qualité du dénombrement n'est à signaler entre 1991 (12,6 %) ⁶ et 1996 (13,4 %) ⁷. Pour que le sous-dénombrement différentiel soit l'unique explication à la différence observée entre le taux d'accroissement de 7 % des populations d'origine autochtone entre 1986 et 1991 et le plus haut taux d'accroissement naturel observé présentement (3,5 %), il faudrait que la qualité du dénombrement se soit améliorée de plus de 15 % entre 1986 et 1991. De telles variations du sous-dénombrement sont à toutes fins utiles impossibles. Il reste donc la mobilité ethnique.

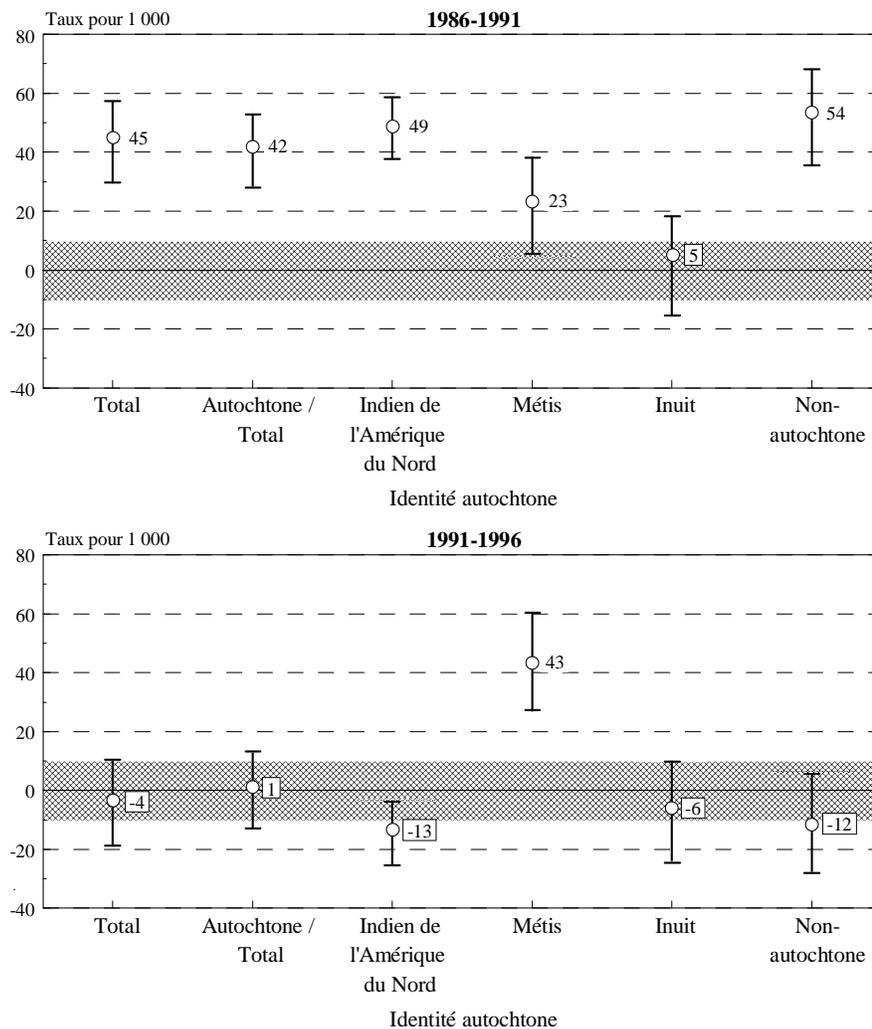
Mobilité ethnique

La dernière piste à examiner nous mène hors des sentiers traditionnellement foulés par les démographes, soit comment les individus rapportent leur appartenance ethnique aux recensements. À la lumière des informations disponibles –accroissement naturel, migration, qualité du dénombrement– la croissance extraordinaire des populations d'origine autochtone du Canada de 1986 à 1996 résulte, dans des proportions variables selon la période et

⁶ Calcul de l'auteur. Voir Norris M.J., D. Kerr et F. Nault (1995). *op.cit.*

⁷ Calcul de l'auteur. Enquête de contre-vérification des dossiers 1996 (CVD), tableau non publié.

Figure 4. Estimation des taux de mobilité ethnique nette¹ des populations d'origine autochtone selon l'identité autochtone, Canada, 1986-1991 et 1991-1996



¹ D'après la méthode d'estimation résiduelle. Exclut les enfants nés au cours de l'intervalle.
Sources : Statistique Canada, recensements du Canada de 1986 et 1996 et Enquête sur les peuples autochtones du Canada de 1991.

l'identité autochtone, de changements dans les déclarations d'appartenance ethnique, un phénomène appelé *mobilité ethnique*. Ce phénomène comporte à la fois des entrées et des sorties. Ainsi, pour la période 1986-1991 où le phénomène paraît plus important, les transferts d'une origine non autochtone

à une origine autochtone, les entrées, l'ont emporté sur les transferts d'une origine autochtone à une origine non autochtone, les sorties. Ce phénomène de mobilité ethnique a également été observé chez les populations autochtones des États-Unis (Eschbach, 1993), de l'Australie (Ross, 1996) et de la Nouvelle-Zélande (Pool, 1991).

C'est essentiellement le caractère exceptionnel de la croissance des populations d'origine autochtone de 1986 à 1996 qui fait prendre conscience de l'existence de ce phénomène. Pourtant, la mobilité ethnique est depuis longtemps une composante de la croissance démographique des populations autochtones du Canada. Les signes de sa contribution sont nombreux, en voici quelques-uns :

- Les déclarations d'origines autochtones multiples, dont le nombre excède celui des déclarations d'origine autochtone unique⁸, sont le résultat cumulé de plusieurs générations de mobilité ethnique.
- Plus du tiers des personnes d'origine autochtone ne s'identifient pas à un groupe autochtone (tableau 1).
- Deuxième en effectif parmi les populations d'identité autochtone (tableau 1), les Métis sont par définition le fruit d'une mobilité ethnique. Des circonstances particulières reliées au mode de colonisation ont provoqué l'émergence d'une troisième entité culturelle autochtone formée des descendants d'Autochtones et de non Autochtones.

La mobilité ethnique peut se produire lors de la première identification des enfants : parents et enfants n'ont pas nécessairement la même appartenance ethnique, plus particulièrement si la mère et le père n'appartiennent pas au même groupe ethnique. Il y a aussi la mobilité ethnique qui résulte d'un changement d'appartenance des individus. Seul ce dernier type de mobilité ethnique est traité dans cette analyse.

On observe pour la période 1986-1991 une forte mobilité ethnique nette chez toutes les populations d'origine autochtone, à l'exception des Inuit. D'après les informations disponibles sur les autres composantes, le solde des transferts ethniques se chiffre à 177 200 personnes, ce qui correspond à un taux annuel moyen de 45,2 pour 1 000 (figure 4). Sur l'ensemble de la période, la mobilité ethnique a entraîné un gain d'effectif de plus de 20 % ! Ce phénomène a surtout profité aux Indiens (48,7 pour 1 000) et à la population d'origine autochtone sans identité autochtone (53,5 pour 1 000). Pour la période 1991-1996, la mobilité ethnique de l'ensemble des populations d'origine autochtone est négligeable, ce qui n'empêche pas les Métis d'enregistrer une forte mobilité ethnique (43,2 pour 1 000) d'autant plus

⁸ Lors du Recensement de 1996, 624 300 personnes d'origine autochtone ont déclaré plus d'une origine ethnique, c'est-à-dire plus de la moitié (57 %) de l'ensemble des personnes d'origine autochtone.

Méthode d'estimation de la mobilité ethnique

L'estimation de la mobilité ethnique est obtenue par la méthode d'estimation par résidu. Cette méthode consiste à :

- (1) calculer la population attendue à l'année t+n (P^{t+n}) en ajoutant à la population observée en t (P^t) une estimation des décès (D), de la migration nette (M) et de tous autres facteurs connus (sous-dénombrement net de la population) (V) pour la période d'observation (t, t+n), en supposant nulle la mobilité ethnique ;

$$P^{t+n} = P^t - D_{(t, t+n)} + M_{(t, t+n)} + V_{(t, t+n)}$$

- (2) soustraire de la population observée en t+n (P^{t+n}) la population attendue (P^{t+n}). Le résultat de cette soustraction représente l'estimation de la mobilité ethnique nette (β) au cours de la période d'observation (t, t+n) ;

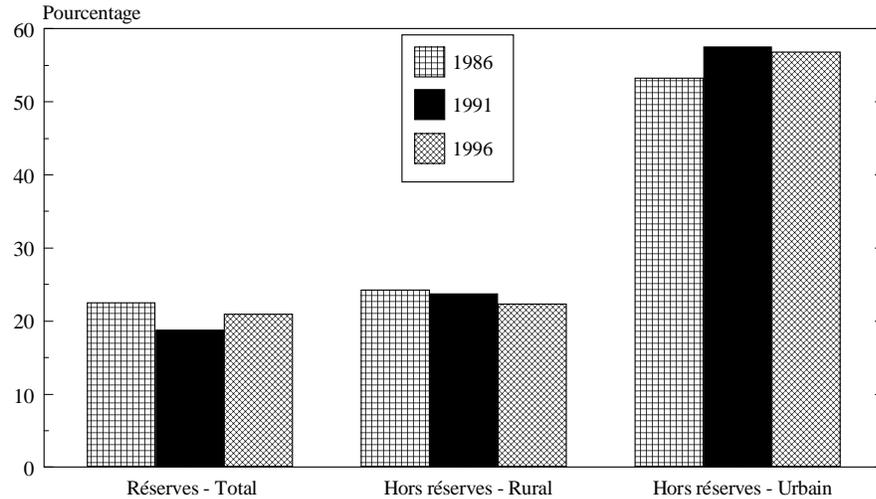
$$\beta_{(t, t+n)} = P^{t+n} - P^{t+n}$$

Cette méthode peut être appliquée sur l'ensemble d'une population ou par groupe d'âge. Elle a été utilisée par le passé pour estimer les changements d'appartenance ethnique des populations autochtones des États-Unis (Eschbach, 1993) et de minorités ethniques de l'ex-URSS (Anderson et Silver, 1983).

Dans le cas de populations à statistiques imparfaites, il est préférable de formuler plus d'un scénario d'estimation : un scénario de référence et deux scénarios encadrants établissant une plage de variation possible de la mobilité ethnique. De plus, l'estimation ainsi obtenue souffrant de la qualité variable des dénombrements et des estimations des composantes, il est préférable de limiter les commentaires aux estimations dont la plage de variation se retrouve à l'extérieur de la bande -10 à +10 pour 1 000.

remarquable qu'elle est à contre courant de la tendance à une diminution de la mobilité ethnique chez les autres groupes autochtones. Pour les Indiens, cette période intercensitaire se caractérise par une mobilité ethnique négative (-12,9 pour 1 000), signifiant que les sorties sont plus nombreuses que les entrées.

Figure 5. Répartition en pourcentage des populations d'origine autochtone selon le lieu de résidence, Canada, 1986-1996



Sources : Statistique Canada, recensements du Canada de 1986, 1991 et 1996.

Bien qu'il n'existe pas de réponse définitive expliquant une telle mobilité ethnique et son revirement, plusieurs facteurs peuvent être mis de l'avant⁹. Il est probable que la Loi C-31, promulguée en 1985 qui a modifié les règles de transmission du statut légal d'Indien¹⁰, y soit pour beaucoup. De plus, la médiatisation de nombreux événements se rapportant aux populations autochtones – par exemple, la crise d'Oka durant l'été 1990, la Commission royale sur les peuples autochtones (1991-1996), l'entente territoriale menant à la création du Nunavut (1992), les ententes sur l'autonomie gouvernementale et territoriale – ont sans doute eu pour effet de sensibiliser la population canadienne et aussi de redorer l'image traditionnellement négative des peuples autochtones du Canada. Tous ces facteurs peuvent avoir suscité chez certaines personnes un intérêt plus grand à déclarer leur appartenance autochtone.

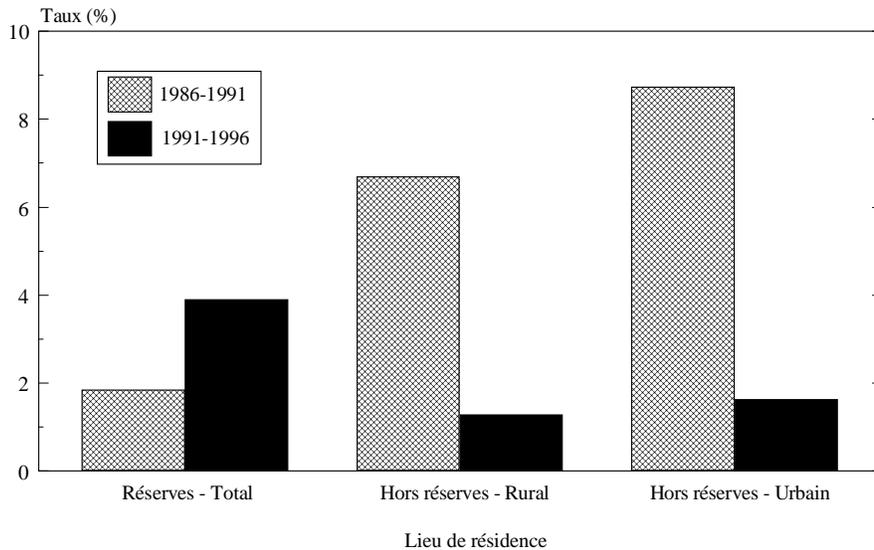
C) Croissance et répartition des populations autochtone à l'échelle infranationale

En 1996, la grande majorité (79 %) des personnes d'origine autochtone habitent hors des réserves indiennes (figure 5), plusieurs en milieu urbain

⁹ Incluant des facteurs d'ordre méthodologique tel la formulation de la question sur l'origine ethnique dans le recensement de 1996.

¹⁰ De 1985 à 1996, 104 869 personnes ont récupéré le statut légal d'Indien en vertu de la Loi C-31 de 1985 (Affaires indiennes et du Nord Canada (1998), tableau 2).

Figure 6. Taux d'accroissement annuel moyen¹ des populations d'origine autochtone selon le lieu de résidence, Canada, 1986-1996



¹ Taux rajustés pour les communautés autochtones partiellement dénombrées et pour l'inclusion des résidents non permanents depuis 1991.

Sources : Statistique Canada, recensements du Canada de 1986 et 1996 et Enquête sur les peuples autochtones du Canada de 1991.

(57 %). Les chiffres des deux recensements précédents de 1986 et de 1991 montrent de légères variations de ces proportions qu'il faut interpréter prudemment étant donné la participation variable des communautés autochtones au Recensement du Canada.

L'exceptionnelle croissance des populations d'origine autochtone observée à l'échelle du Canada s'est produite hors des réserves indiennes, plus particulièrement en milieu urbain (figure 6). Au cours du lustre 1986-1991, les populations d'origine autochtone en milieux rural et urbain ont augmenté au rythme remarquable de 6,7 % et 8,7 % par année respectivement, excédant largement le maximum théorique d'accroissement naturel. Dans les réserves indiennes, la croissance des populations d'origine autochtone est plus modeste (1,8 %), tout juste supérieure à celle de la population de l'ensemble du Canada (1,5 %). Pour le lustre 1991-1996, le ralentissement marqué de la croissance des populations d'origine autochtone à l'échelle nationale (1,9 %) résulte d'une dégringolade de la croissance des populations en milieux rural (1,3 %) et urbain (1,6 %). Dans les réserves indiennes (3,9 %), la croissance s'accélère et même surpasse celle des populations hors des réserves indiennes.

La migration depuis les réserves indiennes est souvent proposée comme explication à la forte croissance hors des réserves indiennes, en particulier dans les grands centres urbains du pays. Or, de récentes études (Norris et Beavon, 1999 ; Clatworthy, 1996) démontrent clairement qu'il n'y a pas d'exode massif des populations autochtones des réserves indiennes vers la ville. De 1966 à 1996, les réserves indiennes affichent un bilan migratoire positif. Pour les deux dernières périodes intercensitaires, le solde migratoire des réserves indiennes se chiffre à +10 100 (1986-1991) et +14 100 (1991-1996) personnes.

La croissance exceptionnelle des populations d'origine autochtone résidant hors des réserves indiennes au cours de la période 1986-1991 résulte pour l'essentiel d'une mobilité ethnique. Pour habiter une réserve indienne, il est nécessaire d'avoir le statut légal d'Indien ou être reconnu Indien ou accepté par la communauté indienne résidente. Le droit d'établissement dans une réserve étant régi par des considérations légales, il est donc peu probable que des résidents des réserves indiennes changent d'appartenance ethnique. Ainsi, la mobilité ethnique précédemment observée et mesurée à l'échelle du pays (figure 4) se déroule hors des réserves indiennes et, d'après les taux de croissance observés, plus particulièrement dans les centres urbains où les contacts interethniques sont les plus fréquents.

Conclusion

Les populations dénombrées d'origine autochtone ont enregistré une croissance exceptionnelle au cours de la période 1986-1996. Cette croissance est constituée de quatre composantes : (1) l'accroissement naturel ; (2) l'accroissement migratoire ; (3) les variations de la qualité du dénombrement ; (4) la mobilité ethnique. La dernière composante, la mobilité ethnique, ne fait pas partie du champ traditionnel de l'analyse démographique. Cependant, l'importance que prend la mobilité ethnique chez les populations d'origine autochtone nous amène à reconnaître qu'il s'agit là d'une composante de la croissance démographique de tous les groupes ethniques.

S'il est important de considérer la mobilité ethnique comme une composante de l'accroissement démographique des populations autochtones, elle devrait aussi l'être dans l'analyse de l'évolution des caractéristiques sociodémographiques de ces populations. Par exemple, au sein de la cohorte des personnes âgées de 25 ans et plus en 1986, le nombre de diplômés d'études postsecondaires d'origine autochtone est passé de 14 000 à 22 700 entre 1986 et 1996, soit un bond fabuleux de 62 %¹¹. Guimond et al. (Guimond et al., à paraître) montrent que cette hausse s'explique en partie par « l'arrivée » par mobilité ethnique d'individus plus instruits, plutôt qu'à une meilleure réussite

¹¹ Excluant les personnes des communautés partiellement dénombrées aux recensements de 1986, 1991 et 1996.

scolaire des individus déjà identifiés autochtones en 1986. Davantage d'analyses du genre devront être réalisées pour améliorer notre compréhension de ce type de mobilité ethnique et de ses conséquences. Ces analyses représentent des outils précieux d'évaluation des programmes et politiques visant l'amélioration des conditions socio-économiques des populations autochtones.

BIBLIOGRAPHIE

- Anderson B.A. et B.D. Silver (1983). Estimating Russification of Ethnic Identity among Non-Russians in the USSR. *Demography*. 20(4) : 461-489.
- Eschbach K. (1993). Changing Identification among American Indians and Alaska Natives. *Demography*. 30(4) : 635-652.
- Guimond E., N. Robitaille, A.J. Siggner et G.G. Goldmann (à paraître). *Les populations autochtones du Canada : une nouvelle approche démographique*. Ottawa. Statistique Canada.
- Pool I. (1991). *Te Iwi Maori : A New Zealand population past, - present and projected*. New Zealand. Auckland. Auckland University Press.
- Pressat, R. (1979). *Dictionnaire de démographie*. Paris. Presses Universitaires de France. Pages 245-247.
- Ross K. (1996). *Population Issues, Indigenous Australians*. Australia. Australian Bureau of Statistics. Occasional Paper 4708.0. 88 pages.
- Statistique Canada (1989). *Revue générale du recensement de 1986*. Canada. Ottawa. Ministère des Approvisionnement et Services. N° 99-137F au catalogue. Page 39.