

**Université de Montréal**

**" L'impact d'une Politique Publique Fiscale sur l'Evolution  
Démographique du Québec: une Application de la Méthode d'Analyse  
avec Intervention de Box & Tiao."**

**par**

**Nathalie Pothier**

**Département de sciences économiques**

**Faculté des arts et des sciences**

**Rapport de recherche présenté à la Faculté des études supérieures  
en vue de l'obtention du grade de  
Maître ès Sciences (M.Sc.)  
en sciences économiques**

**Septembre 1991**

## SOMMAIRE

Le but de ce rapport est de voir si un lien existe entre le fait de transférer des crédits aux particuliers dans le cadre de politiques familiales et le fait d'avoir des enfants. De façon plus précise, il s'agit de voir par des méthodes économétriques à la Box Tiao si une intervention gouvernementale implantée à un moment donné dans le temps influence l'évolution démographique du Québec.

Les données utilisées sont des taux synthétiques de fertilité tirés de Statistique Canada, et couvrent une période de soixante ans. Les interventions retenues auraient pu être l'avènement des contraceptifs oraux au début des années soixante par exemple. Mais ceci aurait davantage relevé du domaine démographique que du domaine économique. Par conséquent, il nous a semblé intéressant de tenter de déterminer l'impact de l'intervention publique, sur la décision d'enfanter. La méthode Box-Tiao qui a été appliquée par Montmarquette et Dallaire est utilisée. Si un tel impact s'avère positif, alors l'aspect de l'efficacité de l'impact de ces crédits s'avère positif. Par contre, si une telle intervention s'avère sans conséquence sur l'évolution démographique, alors il est inutile de penser à l'aspect même de l'efficacité économique, et dans ces circonstances, la décision d'attribuer des crédits ou non ne repose plus que sur des critères d'équité et à la limite sur des critères strictement d'ordre politique.

## REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier de façon particulière mon directeur M. Claude Montmarquette pour son appui tout au long de la réalisation de ce rapport, ainsi que pour son positivisme. Je veux également remercier M. François Vaillancourt pour les judicieux conseils qu'il m'a apportés. J'aimerais finalement souligner l'apport considérable de tout ceux qui m'ont entourée, non seulement dans le déroulement de ce rapport mais aussi, tout au long de mes études et qui ont contribué à l'expérience de recherche que j'ai pu acquérir dans le cadre universitaire.

## TABLE DES MATIERES

Introduction: La famille et la science économique.....	p.1
Chapitre I: Les modèles et l'intervention publique.....	p.4
Chapitre II: L'évolution de la fécondité et de son contrôle.	
i)    Avant 1897.....	p.8
ii)   De 1897 à la révolution tranquille.....	p.11
iii)  Depuis les années soixante	
a) Evolution générale.....	p.12
b) Le marché du travail.....	p.14
Chapitre III: Traitement des données et sources statistiques	
i)    Les données.....	p.17
ii)   L'identification.....	p.21
iii)  L'intervention.....	p.22
iv)   L'analyse.....	p.23
Conclusion.....	p.24
Appendice 1: Détails des procédures empiriques.....	p.25
Appendice 2: Données de base.....	p.36
Bibliographie.....	p.38

## LISTE DES TABLEAUX ET GRAPHIQUES

Tableau I :	Espérance de vie au Québec, 1871, 1941, 1971 et 1986....	p.10
Tableau II :	a) Résultats de l'estimation de la série initiale pour la période complète sans intervention (1926-1987).....	p.30
	b) Résultats relatifs au pouvoir prédictif pour chacun des modèles.....	p.30
Tableau III :	Résultats de l'estimation de la série avec intervention avec effet prolongé et immédiat pour la période complète sans prévision.....	p.32
Tableau IV :	Résultats de l'estimation de la série avec intervention avec effet prolongé pour la période de référence et prévision.....	p.33
Tableau V :	Comparaison des prévisions avec les données réelles.....	p.33
Graphique 1 :	Indice synthétique de fertilité en fonction du temps pour le Québec.....	p.17
Graphique 2 :	a) Taux général de fertilité, par groupe d'âge de 20 à 38 ans.....	p.18
	b) TGF, pour les âges 15-19 ans et 35-49 ans.....	p.19
Graphique 3 :	Taux général de fertilité, 25-29 ans.....	p.20
Graphique 4 :	TGF comparés 1979-1987, après intervention.....	p.34

## INTRODUCTION: LA FAMILLE ET LA SCIENCE ECONOMIQUE

Dans cette section, il sera question des explications économiques théoriques du comportement démographique. Montgomery & Trussell (1986) ont rassemblé les travaux faits jusqu'alors au sujet des comportements face au mariage et face à la décision d'avoir des enfants. Ils traitent entre autres du profil de l'âge de la fertilité, ils revisitent les décisions de fertilité dans le cadre de modèles à une période. En premier lieu, un survol des modèles statiques permettent d'établir une base faisant place à l'intuition économique; par la suite, des complications apportées aux modèles peuvent mieux se concevoir.

Les ménages maximisent donc leur fonction d'utilité en fonction du nombre d'enfants, du temps de loisirs et des biens de consommation. Or le temps dont disposent les ménages se divise entre les loisirs, le temps alloué pour la garde des enfants et le marché du travail. Les ménages procèdent donc en premier lieu à la minimisation de la contrainte de coûts, monétaire ou temporelle, rattachée aux enfants. Leur utilité optimale dépend par conséquent de leur contrainte budgétaire déterminant un niveau optimal pour leur consommation et pour la valeur de la fonction de coût correspondant aux enfants.

La théorie considère les taux de salaires féminins comme étant les éléments-clés du coût d'opportunité d'avoir des enfants.<sup>1</sup> Au sujet de l'effet du revenu des époux sur la fertilité, les auteurs renvoient au modèle de Butz & Ward (1979) dont l'idée essentielle est que l'effet du revenu de l'époux sur la fertilité varie de façon agrégée avec la proportion des femmes qui travaillent.

Montgomery & Trussell (M&T) examinent ensuite l'offre de travail et la garde

---

<sup>1</sup> Voir de Montgomery & Trussell, p.245.

des enfants; soulignant que Heckman (1974) et Cogan (1980) sont ceux qui ont formulé la théorie cherchant à concevoir les implications des coûts des enfants sur le salaire de réserve et sur l'offre de travail des femmes mariées. Selon ces derniers, une hausse du coût de l'arrangement optimal concernant la garde des enfants provenant du nombre d'enfants ou provenant des prix, fait augmenter le salaire de réserve de la femme et décourage la participation sur le marché du travail. Différents arrangements de garde d'enfants sont davantage requis lorsque le nombre d'heures de travail de la mère augmente; aussi ces arrangements doivent nécessiter de plus grands déboursés. Plusieurs voies de recherche restent ouvertes dans ce domaine.

L'une des extensions aux modèles statiques est l'apport du concept de qualité chez l'enfant. Pour commencer avec Becker (1960), on apprend que les familles mieux nanties ont moins d'enfants et que celles-ci préfèrent investir dans la qualité de leurs enfants plutôt que sur leur quantité. On trouve que les inégalités au niveau de l'éducation peuvent être compensées par des dons provenant des parents, par exemple. On dénote un soucis probable des parents pour que leurs enfants bénéficient d'une quantité équivalente des ressources entre eux.

La formation des goûts représente une autre extension des modèles statiques. A ce sujet, M&T amènent le modèle de fertilité d'Easterlin (1968) proposant que les préférences personnelles jouent un rôle de premier plan, à la différence du modèle de Becker pour qui les préférences sont présumées identiques et constantes pour tous. Les tests concernant les résultats d'Easterlin ne sont pas robustes, mais la théorie a le mérite d'approcher l'aspect de l'importance des grandeurs des cohortes en relation aux conditions du marché du travail. Ainsi, la caractérisation du marché du travail est associée de près à l'établissement d'un système démographique dynamique fermé, à l'intérieur duquel les générations de familles nombreuses faisant face à des conditions difficiles sur le marché du travail, ont tendance à engendrer des familles moins nombreuses à

la période suivante.<sup>2</sup>

Ainsi pour expliquer la formation des familles on doit considérer des facteurs concernant l'évolution de la conjoncture. Lorsque la conjoncture restreint les activités économiques, et qu'on se place dans un contexte rural alors on risque d'assister à un accroissement des familles. Par contre, d'un point de vue urbain, l'accès plus facile des femmes sur le marché du travail diminue probablement la propension aux familles nombreuses.

Dans les premier et second chapitres nous verrons comment l'intervention publique peut s'inscrire dans un contexte de volonté d'encouragement à la famille et quelles interventions ont été en vigueur au Québec.

---

<sup>2</sup> Voir Montgomery & Trussell, p.252.



## CHAPITRE I: LES MODELES ET L'INTERVENTION PUBLIQUE

Le modèle élaboré par Butz et Ward (1979), permet d'établir une relation entre le revenu des hommes et des femmes, et la fécondité. Certains auteurs ont tenté de déterminer de façon quantitative si la fécondité réagit effectivement à des incitatifs induits de façon indirecte par le secteur public et/ou de façon directe par des politiques natalistes proprement dites.

Hyatt et Milne (1990) ont tenté de décrire et d'estimer un modèle microéconomique de séries chronologiques, pour le taux total de fertilité réagissant à un impact possible des programmes gouvernementaux qui abaissent le coût effectif d'avoir des enfants. Ils ont appliqué leur analyse au contexte canadien et y ont souligné la présence de deux types de programmes existants:

- les paiements de transfert et
- les politiques qui réduisent le coût d'opportunité d'une femme active d'avoir un enfant.

A l'instar de Butz et Ward, les auteurs distinguent entre les femmes qui travaillent ou non, considérant que leur coût d'opportunité d'avoir un enfant diffère selon le cas. Ensuite, ils tiennent compte de l'élasticité de substitution entre le salaire de l'homme et celui de la femme.

Les programmes canadiens affectant le comportement de la fertilité qu'ont identifié les auteurs sont: - les bénéfices des allocations familiales (visant tout le monde), - les crédits d'impôt pour enfants (visant les plus faibles revenus), et - l'assurance-chômage pour maternité (visant les femmes faisant partie de la population active). C'est ce dernier programme qu'examinent Hyatt et Milne avec leur modèle, car il a l'avantage de réduire réellement le coût d'opportunité d'avoir un enfant, chez une femme qui travaille. Les auteurs trouvent à l'aide de leur

modèle que le programme d'assurance-chômage pour maternité affecte de façon marginale le comportement de la fécondité chez les travailleuses. On constate donc que l'ampleur de l'impact du programme est limitée, mais ce résultat ne permet pas pour autant de juger de l'efficacité d'une politique visant un certain niveau de fécondité à plus ou moins long terme. Pour ce faire, penchons-nous sur une autre étude qui, cette fois, examine cet aspect d'efficacité.

Dans un article, Ekert (1986) tente de vérifier l'efficacité des politiques natalistes. Son modèle lui permet d'éliminer certaines caractéristiques du modèle de Butz et Ward (1979). Elle considère que l'action du salaire masculin sur le comportement de fertilité de la femme est éliminée, que l'aide monétaire à la famille est la même pour toutes les femmes et que les variables économiques au temps  $t$  expliquent l'indice de fécondité du temps  $t+2$ .

Selon Ekert l'introduction des politiques familiales améliore le pouvoir prédictif du modèle; de plus, l'effet de ces politiques est présent même s'il est modeste. Un facteur qu'Ekert remarque est que la planification des naissances chez les ménages est davantage encouragée lorsque la politique familiale observée dans les différents pays est constante.

Cette intéressante remarque soulève une évidence. Si la stabilité des politiques familiales permet aux ménages de mieux planifier l'évolution de leur famille, elle devrait en contrepartie permettre plus facilement à la politique familiale d'orienter les décisions des ménages. L'évaluation de l'efficacité relevant de l'économique repose donc dans une certaine mesure sur un critère de stabilité. Mais comme le dit si bien Ekert<sup>3</sup> : "...le choix de l'aide à la famille relève de principes d'éthiques: la décision finale appartient au politique."

---

<sup>3</sup> Tiré de Ekert, p.345.

En 1987 Blanchet tente d'établir un modèle autour de la vision des défenseurs de la politique familiale en considérant que la fécondité est sensible à une variation des coûts de l'enfant. Ses résultats confirment ceux de Ekert (op cit): les mesures financières ont un effet modeste. Du point de vue théorique, Blanchet affirme que la politique optimale est d'allouer une allocation globale aux naissances des rangs les plus élevés possible. Mais l'efficacité d'une politique dépend selon lui de la dispersion des situations individuelles; il attire particulièrement l'attention sur la rationalité des politiques familiales et démographiques, sur l'équité et l'efficacité.

Il semble qu'au niveau de l'efficacité et en regard de l'équité, les études ne favorisent pas l'attribution d'un type particulier d'aide à la famille. Le contexte, les besoins de la population et les outils déjà disponibles, sont sûrement les premiers déterminants du degré d'efficacité d'une politique.

Trois types de politiques s'appliquent au contexte canadien. Pour ce qui est de l'assurance chômage-maternité, Hyatt & Milne ont établis qu'un impact sur la fécondité était présent mais minime. Au niveau d'autres types d'aide telles que les exemptions personnelles pour dépendants, une étude américaine menée par Whittington, Alm et Peters (1990), démontre que ces politiques encouragent clairement la fertilité en diminuant le coût relatif des enfants. Par exemple, une hausse de l'exemption de 50\$ augmente le taux de fertilité de 6 à 12 naissances pour 1000 femmes concernées par la politique. Les auteurs affirment de plus, que cette politique crée un incitatif plus grand pour les familles appartenant à une classe de revenu moyen. C'est dire que la politique affecte la majorité des familles. L'application au contexte québécois reste encore à faire à notre connaissance.

Pour ce qui est des allocations familiales, il y a plutôt là une forme d'aide après la naissance et non pas une incitation à la naissance. Il est à envisager que les familles prennent en considération les montants mensuels d'une allocation

familiale lors de l'établissement du budget, sans plus de conséquences pour la décision elle-même d'avoir des enfants.

Intuitivement, on peut donc penser que l'étude de l'impact d'un crédit attribué aux familles sur l'évolution démographique ne donne que des résultats modestes. Quoi qu'il en soit, puisque la littérature est partagée sur la question et que le contexte socio-économique actuel est propice au questionnement de fond ainsi qu'aux remaniements, il sera intéressant de détenir un argument statistique solide ou du moins une statistique supplémentaire contribuant à établir si l'élaboration d'une politique de crédit à la famille a un effet positif ou négatif sur le TGF<sup>4</sup> ; d'autant plus que la technique d'intervention déterminée par Box & Tiao (1975) ne semble jamais avoir été utilisée sur des taux synthétiques de fertilité pour le Québec. Mais avant de passer à la technique jetons un oeil sur l'évolution de la fécondité et de son contrôle au Québec depuis la colonisation.

---

<sup>4</sup>Taux général de fécondité.

## CHAPITRE II: L'EVOLUTION DE LA FECONDITE ET DE SON CONTROLE

### **i) AVANT 1897.**

L'histoire des politiques publiques québécoise et canadienne a connu différents stades. Au début de la colonisation, des problèmes de santé causés par le froid, la malnutrition, les maladies contagieuses, etc... étaient plus fréquents. Dans cette période, les autorités encourageaient évidemment la natalité afin d'assurer les générations futures sur le nouveau territoire. L'attribution de lots de terres, l'arrivée des filles du roi, sont en quelques sortes parmi les premiers signes d'intervention publique visant la population. Cependant, vu la lenteur de l'évolution démographique, l'une des premières mesures d'intervention publique concrète blâmait spécialement les célibataires. En effet, comme un auteur en faisait part lors d'une étude sur l'évolution de l'assistance au Québec: "en 1668 ... le Conseil se préoccupant de la croissance démographique trop lente de la colonie entreprend une politique active et coercitive" (Mongeau, 1967). Cette politique comprenait une prime au mariage, une prime aux familles nombreuses, une dot aux jeunes filles pauvres et finalement un impôt<sup>5</sup> aux célibataires ...

Il semble bien qu'alors les gens pouvaient être influencés par un allègement de leur contrainte budgétaire et par ailleurs, suivant la théorie économique, il n'y a pas là de quoi surprendre! On pourrait même aller jusqu'à supposer que la seule attribution de crédits aux familles et d'impôts aux célibataires devrait suffir à rétablir un niveau de croissance démographique voulu. Malheureusement, les données disponibles pour cette période ne peuvent nous informer sur l'efficacité de cette politique... notre présence manifeste néanmoins que même si on ne peut juger de l'efficacité des politiques instaurées, il demeure qu'elles n'auront à tout

---

<sup>5</sup>Vu le régime fiscal de l'époque, l'impôt se traduisait par la suspension des permis de chasse par exemple.

le moins pas éliminé la population<sup>6</sup>. Pourtant, vu le mode de vie de l'époque, on peut croire que la contrainte budgétaire d'une famille s'établissait en fonction des gains de la terre surtout, laissant supposer une contrainte budgétaire somme toute assez limitée. Dans ces conditions, on peut facilement concevoir que l'apport d'un crédit à la famille doit directement contribuer à alléger le fardeau financier associé à un jeune enfant.

Même si un enfant peut être considéré en tant qu'investissement et peut par conséquent devenir un facteur de production important une fois plus vieux, il n'en demeure pas moins une obligation chez les parents d'assumer des coûts et doivent ainsi disposer au préalable de ces sommes; sans entrer dans les détails, disons que la propension des familles à devenir nombreuses était relativement forte vu les risques de décès en bas âge, plus élevés que de nos jours. Les parents s'attendaient "en retour" à ce que certains de leurs enfants prennent la relève et assurent ainsi en plus de leur propre sécurité celle de leurs parents plus âgés et celle du reste de la famille.

Les données disponibles lors du premier recensement de 1871 indiquent que l'espérance de vie des femmes et des hommes sont à peu près au même niveau, se chiffrant à environ 33% à 40 ans alors que l'espérance de vie à 20 ans est de l'ordre de 48% (voir Tableau I) La moitié de la population n'espérait pas se rendre à l'âge de 20 ans en 1871. Ceci justifie le besoin des parents d'avoir de grosses familles, il y a incertitude au niveau de la relève familiale.

---

<sup>6</sup>*Selon Hamelin & Provencher (1987, p.34), un accroissement rapide de la population est observé entre les années 1700 et 1750.*

**Tableau 1.**  
**Espérance de vie au Québec, 1871,1941,1971 et 1986.**

Année	A la naissance		20 ans		40 ans	
	H	F	H	F	H	F
1986	71.9	79.5	-	-	-	-
1971	69.3	76.4	51.7	58.2	33.3	38.9
1941	62.9	66.3	49.6	51.8	31.9	33.9
1871	-	-	47.9	47.3	33.4	33.6

N.B. Chiffres tirés de Statistique Canada, cat.91-209 (p.6) et cat. CS11-516F.

Pendant cette période et longtemps après, de nombreux problèmes de pauvreté et de santé sont présents au Québec. A cet égard, les politiques familiales semblent avoir une prédominance moindre; les structures d'aide reposent en grande partie sur des services d'assistance privés, et leur apport est large et inclus entre autres l'aide aux familles.

Vers 1890, avec la venue de l'industrialisation et les problèmes qu'elle crée, le gouvernement du Québec intervient discrètement au niveau de l'assistance. Des lois sont votées pour assister les parents ayant plus de 12 enfants vivants. Mais les femmes nées au début du siècle avaient en moyenne 5 ou 6 enfants <sup>7</sup>. On leur accorde par exemple 100 acres de terres publiques gratuitement. Un peu plus tard, on adopte la première loi de protection à l'enfance. Pourtant d'autres mesures proposées au début du 20e siècle visant certaines mesures de sécurité du revenu (assurance maternité, minimum de salaire, etc ...) sont rejetées car le système se fie encore davantage sur la charité privée.

<sup>7</sup> Voir Statistique Canada catalogue 91-524 page 17.

## **ii) DE 1897 A LA REVOLUTION TRANQUILLE.**

Nous constatons donc que l'apport de l'Etat comme soutien au niveau du revenu de la population est faible. Au Québec, ce n'est qu'en 1922 qu'un secrétariat à la famille est créé; et les problèmes de chômage massif rencontrés par les chefs de famille vers 1927, obligent en quelque sorte l'Etat à se responsabiliser davantage à ce chapitre. Dans les années qui suivent, plusieurs lois visant la réduction du chômage sont adoptées. Le phénomène de l'assistance sociale publique est en train de s'implanter doucement.

En 1930, la Commission Montpetit débute ses travaux. Elle recommandera entre autres choses la multiplication de garderies d'enfants et des écoles maternelles, ainsi que de l'assistance aux mères nécessiteuses. Ces recommandations ne sont toutefois pas retenues par le gouvernement, mais on sent la préoccupation de plus en plus forte; d'ailleurs en 1937, on accorde de l'assistance aux mères nécessiteuses. En 1944, le gouvernement implante son programme d'allocation familiale. En fait au cours de cette période les guerres, l'exode rural, l'industrialisation, le chômage massif semblent bien expliquer les variations démographiques. Jusque vers 1950, le gouvernement a recours au défrichement, des terres pour remédier aux tensions démographiques. Lorsque les campagnes se vident un problème jusque là inconnu se présente.



### iii) DEPUIS LES ANNEES SOIXANTE.

#### a) Evolution générale.

Au Québec, avec le gouvernement Lesage en 1960<sup>8</sup>, on adopte une loi sur les allocations scolaires familiales visant une scolarité plus grande chez les 16-18. Un an plus tard, le ministère de la Famille et du Bien-Etre Social succède à celui du Bien-Etre Social et de la Jeunesse. En 1965, son ministre propose un plan de politique sociale que devrait suivre le Québec. Il se compose en partie d'allocations familiales et scolaires prévoyant entre autres un montant supplémentaire pour les étudiants de 13-15 ans appartenant au troisième rang de leur famille ou à un rang plus élevé. Notons ici l'importance accordée au troisième enfant. Plusieurs études se sont penchées sur ce rang et dans le cadre des politiques familiales (par exemple les allocations familiales), une aide supplémentaire à partir du troisième enfant est souvent reconnue. En effet, les données montrent que les familles de 3 enfants et plus sont plus rares<sup>9</sup>. En 1967, Québec instaure son programme d'allocation familiales et remplace l'exemption fiscale pour enfant.

Au Canada en 1973, la loi fédérale sur le programme d'allocations familiales remplace les lois déjà existantes sur les allocations familiales de 1944, les allocations scolaires de 1961 et les allocations aux jeunes de 1964. Avec cette mesure, on assure des montants mensuels réguliers aux parents pour les aider à subvenir aux besoins de leurs enfants.

Depuis cette période, les politiques mises de l'avant par les dirigeants sont

---

<sup>8</sup> C'est la révolution tranquille, le Québec a connu de grands changements sociaux au cours de cette période.

<sup>9</sup> Source: Statistiques Canada catalogue 91-524, p.35.

plutôt stables. On remarque qu'en 1978-79, des crédits pour congé de maternité sont disponibles et des crédits d'impôts pour enfant. Voici une période où l'effort du gouvernement au niveau de la famille prend une nouvelle forme. Les crédits sont attribués une fois l'an alors que les allocations sont mensuelles. En 1986, on observe plusieurs changements de déductions; notons entre autres les déductions du fédéral admises pour les dépenses attribuables aux soins aux enfants.

Au Québec, l'année 1986 correspond donc à un réaménagement de son système d'allocation aux enfants. En effet, avant 1986 les paiements d'allocations familiales n'étaient pas taxables ni au fédéral ni au provincial puisque les exemptions n'étaient pas incluses dans le calcul du revenu personnel taxable. Afin de maintenir cette "non-taxation", le Québec introduit ses exemptions pour enfants dépendants et restructure ses allocations familiales en une avance de crédit fiscal . Ce qui retient l'oeil sont les montants de ces crédits, et surtout le fait que beaucoup de réaménagements touchant la famille ont été effectués. Cette redistribution "ponctuelle" (ou annuelle) des revenus peut-elle avoir plus d'influence qu'une redistribution passant par le biais des programmes à versements mensuels? D'ici quelques années, nous serons vraiment en mesure de voir si un impact s'est manifesté sur l'évolution démographique.

En 1988, un Colloque international sur les politiques familiales est organisé par le Conseil des affaires sociales avec la collaboration du Secrétariat à la famille et du Bureau de la statistique du Québec. G. Calot (1988)<sup>10</sup> dans son intervention au colloque fait valoir les situations européennes, ou eurasiennes; par exemple, une politique visant à faciliter la relation entre la vie professionnelle et parentale a été adoptée en 1977 en RDA et vu la grande ressemblance des courbes démographiques entre les deux allemandes de l'époque pendant une bonne

---

<sup>10</sup> Tiré de "Dénatalité: des solutions", G. du Québec, texte intitulé "L'évolution de la fécondité et de la nuptialité en Europe".

dizaine d'années, les résultats basés sur les écarts constatés entre les deux courbes suite à l'instauration de cette politique ont semblé encourager la portée de l'efficacité des politiques familiales.

## **b) LE MARCHÉ DU TRAVAIL**

Dans notre contexte nord-américain du vingtième siècle, où de plus en plus, les préoccupations professionnelles chez les femmes sont courantes au même titre que chez les hommes et où les divorces sont plus nombreux et par conséquent limitent les possibilités ou les désirs d'avoir plusieurs enfants, où une tendance à l'individualisme peut tendre à rendre les responsabilités familiales moins attrayantes... l'efficacité des politiques familiales peut-elle être réelle? Dans une société où l'autosuffisance financière chez les femmes n'a jamais été aussi tangible, est-il possible que quelques dollars attribués par le gouvernement sous forme de crédits puissent modifier un désir d'avoir ou de ne pas avoir un enfant? En fait, si ce désir d'avoir un enfant se manifeste et que les limites financières répriment ce souhait, alors la présence d'un crédit prend toute son importance. Mais nous voilà alors au chapitre de l'équité et non à celui de l'incitation à la famille!

Par conséquent, on peut supposer que l'efficacité de la politique familiale illustrée par un système de crédit, devrait augmenter en proportion de l'ampleur du nombre de parents qui désirent des enfants mais dont le revenu est trop faible pour pouvoir en avoir... Or les chiffres montrent que souvent les familles les plus nombreuses appartiennent à des classes de revenu plus faibles... Pour redresser un taux de natalité trop faible<sup>11</sup>, à notre époque ce ne sont probablement pas des

---

<sup>11</sup> Notons que le TGF nécessaire au renouvellement de la population doit s'élever à 2.1 alors qu'il n'était qu'à 1.4 en 1986 par exemple. Informations tirées de "Deux Québec dans un", Conseil des affaires sociales, 1989.

crédits qui risquent de modifier le comportement observé chez ceux qui n'ont pas une énorme contrainte financière à considérer.

Laissons donc ces mesures dans un contexte d'équité et penchons-nous plutôt sur la préoccupante pénurie de services rattachés aux enfants de parents qui travaillent et pour qui la "conservation" d'un niveau "d'autonomie" suffisant peut paraître menacé par la présence éventuelle d'un ou de plusieurs enfants.

Suivant un désir de hausser l'accessibilité des services reliés aux enfants ainsi qu'à la promotion de leur qualité, on observe que le gouvernement provincial a manifesté des efforts en ce sens au moins depuis 1972. En 1965, des services de garderie sont offerts au Québec, depuis ce temps une part du budget provincial y est consacrée. Pourtant, on sait bien que beaucoup reste à faire en ce domaine... Les courants actuels veulent que les services de garderie au travail se multiplient. Si l'on se fie à un compte rendu produit par le Conference Board en décembre 1990, les milieux de travail font effectivement un effort pour faciliter la jonction "boulot - parent". En ce sens, l'intervention publique pourrait devenir dépourvue d'utilité au chapitre de l'encouragement à la famille. Laisser fonctionner les lois du marché librement face aux effets émanant d'un niveau démographique faible sur le marché du travail, donnerait peut-être une solution naturelle au problème de la dénatalité québécoise; et ce, sans compter l'allègement du fardeau fiscal ou encore l'amélioration des politiques déjà existantes vu les sommes disponibles.

A l'échelle du Québec, il semble difficile à l'heure actuelle de vérifier lequel des systèmes est le plus approprié. Les motifs menant les entreprises à implanter des garderies sur place relèvent, on peut l'imaginer, sur des critères de rentabilité et d'efficacité. Leur but n'est évidemment pas de hausser un taux de fécondité faible, mais bien d'éviter les inconvénients qu'apporte un niveau faible de fécondité (dont la tendance semble incertaine) aux bénéfices potentiels prévus par cette

entreprise.

Bref, ce qui précède permet de dresser un topo du contexte expliquant un besoin d'intervention de la part du gouvernement dans la politique d'aide à la famille, motivée par une insuffisance de l'aide provenant du privé. En science économique, l'intervention publique ne devrait se manifester qu'en cas où les marchés ne peuvent combler un besoin insubstituable, ou pour assurer la redistribution des revenus. Si la chute démographique persiste à travers le temps, alors on peut voir la nécessité d'avoir des enfants comme un besoin non-substituable et l'intervention publique est alors souhaitable<sup>12</sup>.

Comme le soulignait le Conseil des Affaires Sociales (1989), p.11: "...l'introduction de mesures pronatalistes est généralement suivie d'une augmentation du taux de fécondité, parfois modeste, parfois important, qui s'atténue progressivement au fil des ans." Voici en ces mots, l'hypothèse que nous verrons à vérifier à l'aide de la méthode de Box Tiao. Nous appliquerons la méthode pour le crédit de 1978 étant donné la disponibilité des données au cours des années ultérieures à l'intervention. Dans la prochaine section, il sera question d'une méthode statistique avec intervention visant à déterminer l'efficacité d'une intervention publique nataliste manifestée à un moment donné envers l'évolution démographique du Québec.

---

<sup>12</sup> *L'intervention publique au niveau de l'incitation à la famille n'est pas le seul outil possible. La prise en considération de l'immigration peut avoir une incidence importante sur l'impact ou la nécessité d'utiliser la politique fiscale pour hausser le taux de renouvellement d'une population. Cet aspect qu'est l'immigration n'est pas retenu pour les fins de ce rapport. En effet, notre attention portera sur un seul outil de la politique fiscale avec l'hypothèse habituelle du ceteris paribus.*

### CHAPITRE III: TRAITEMENT DES DONNEES ET SOURCES STATISTIQUES

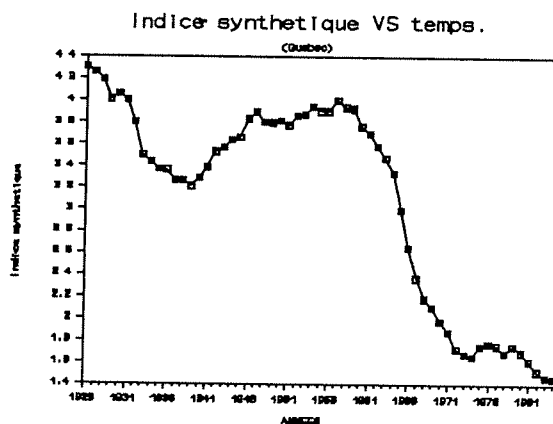
Dans une étude effectuée par Box & Tiao (1975), une méthode d'analyse avec intervention sur des modèles autorégressifs à moyenne mobile est développée. C'est à partir de cette méthode, que nous allons travailler nos données. Montmarquette & Dallaire (1980) avaient appliqué cette méthode avec intervention à des données québécoises concernant l'effet de l'élection du Parti Québécois en 1976 sur l'évolution du rendement des obligations québécoises. Dans ce qui suit nous fournirons une brève présentation des procédures que nous avons faites suivant la méthode d'intervention proposée par Box-Tiao. Mais examinons d'abord les données.

#### **i) Les données.**

Nos données sont des taux généraux de fécondité. Elles concernent certains groupes d'âges (i.e. six groupes allant de 20 à 49 ans) et pour les fins de ce rapport, nous n'en retiendrons qu'un seul, celui des 25-29 ans.

#### **GRAPHIQUE 1.**

Il nous semble préférable de séparer les taux par groupes d'âges. En effet, lorsqu'on regarde la courbe des taux synthétiques de fécondité pour un ensemble d'âge allant de 20 à 49 ans (graphique

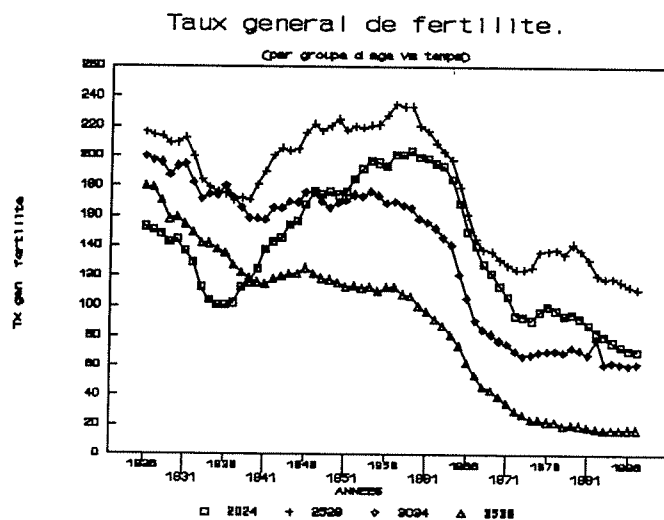


1), il devient impossible de distinguer l'effet d'une politique publique sur les jeunes

ou les moins jeunes, et nous considérons que ces effets apportent des nuances essentielles à une analyse qui se veut le moins précisément. On peut se douter que les femmes des plus jeunes groupes (les 20-24 ans et a fortiori les 15-19) n'ont pas nécessairement décidé de l'orientation de leur vie, que ce soit sur le plan de leur vie affective, professionnelle ou autre. Par opposition, les femmes appartenant à des groupes plus "sages", ont probablement de moins en moins envie de former une famille ou de l'agrandir... Ce sont d'ailleurs pour ces groupes que les taux les plus faibles sont observés. Il convient donc d'adopter une solution intermédiaire, qui corresponde à un groupe-cible pour l'élaboration de politiques natalistes. Dans les graphiques 2a et 2b (TGF, pour les 7 groupes), on observe que le groupe pour qui les taux observés sont les plus élevés correspond aux 25-29 ans. Nous devrions donc arrêter notre choix sur ce groupe pour le traitement statistique et pour l'analyse.

### GRAPHIQUE 2a.

Pourquoi cibler sur le groupe le plus déterminé à avoir des enfants? En fait, nous croyons que ce groupe manifestant le plus d'intérêt pour la famille est par conséquent le groupe le plus sensible aux changements attendus par une politique à la famille.

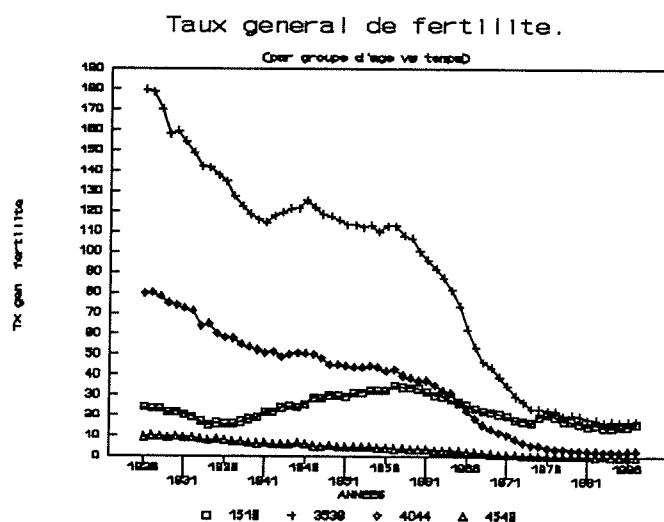


Cette sensibilité ou flexibilité est réelle dans un sens comme dans l'autre: en

premier lieu une marge à la hausse existe car les TGF nécessaires pour renouveler une population sont plus élevés que ceux enregistrés pour ce groupe et surtout il faut dire que ce niveau a été largement dépassé par le passé (ex: baby boom, 2<sup>ième</sup> guerre);

### GRAPHIQUE 2b.

En deuxième lieu, étant donné qu'elles ont plus d'enfants, elles peuvent ou pourraient décider d'arrêter d'en avoir, ou d'en avoir moins; ce qui à la longue nous permettrait d'observer un TGF d'une plus faible amplitude associé à une politique qui découragerait les comportements de fertilité<sup>13</sup>.



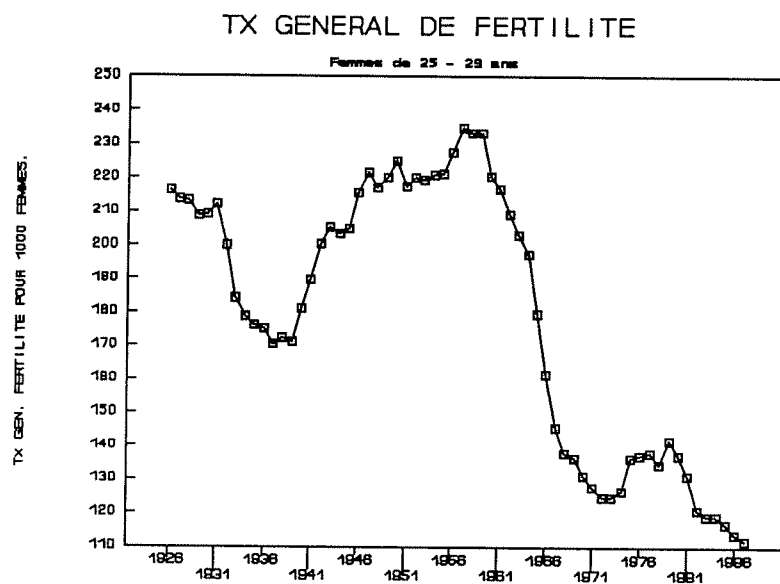
Le graphique 3 nous montre le taux général de fertilité pour le groupe des femmes de 25-29 ans que nous retiendrons pour l'analyse. On peut y voir globalement qu'en période de guerre, les taux sont relativement faibles alors qu'en période de prospérité les taux remontent. Dans les années 1970, suite à la chute de l'après baby-boom, une remontée semble se manifester après un sommet

<sup>13</sup> On pourrait ne pas observer ce phénomène par exemple pour le groupe le plus jeune des 15-19 ans pour lequel on peut soupçonner une bonne part de l'amplitude du TGF attribuable à des grossesses qu'on pourrait qualifier d'involontaires.



atteint en 1979, une nouvelle chute se manifeste. Le crédit de 1978 aura-t-il eu un effet temporaire expliquant le niveau de 1979, a-t-il été contrebalancé par d'autres facteurs ou bien doit-on expliquer ce niveau par autre chose?

### GRAPHIQUE 3.



## ii) L'identification

La série choisie des québécoises de 25-29 ans (graph.3), est donc étudiée sur une période de 62 années, soit de 1926 à 1987. Dans un premier temps, la série a été identifiée avec un modèle de type ARIMA. La série a été différenciée une fois <sup>14</sup> une partie autorégressive d'ordre 1 a été retenue, aucune partie avec moyenne mobile n'a été retenue mais une légère correction pour le huitième lag a été essayée pour obtenir un modèle d'identification répondant aux exigences des tests portemanteau (bruit blanc) et à la minimisation de la variance. Dans ce type de procédure il est fréquent d'obtenir plusieurs modèles pour représenter une même série. Dans ce cas, il faut choisir le plus représentatif et le plus prédictif possible. L'appendice 1 fournit les détails concernant les procédures d'estimation et les critères de choix justifiant le modèle que nous avons retenu pour fin d'analyse.

En fait, nous avons retenu le modèle suivant :

$$\begin{aligned} \text{MODELE : } (1-\phi_1 B)(1-\phi_2 B^8) Y_t &= \varepsilon_t \\ \rightarrow Y_t &= \frac{\varepsilon_t}{(1-\phi_1 B)(1-\phi_2 B^8)} \end{aligned} \quad (1)$$

Cette série a été identifiée et estimée jusqu'à l'année 1978, date correspondant à l'intervention choisie: un crédit pour congé de maternité. Par la suite, une prévision (allant jusqu'en 1987) basée sur l'identification de ce modèle

---

<sup>14</sup>Pour preuve, un test de Stock-Watson sur les racines unitaires a été appliqué et a démontré qu'une seconde différenciation ne s'avérait pas utile et de plus, ce test a permis de vérifier que la série ne comprenait pas de trend.

a été effectuée, la comparaison entre les données réelles et les résultats de la prévision sont montrés en appendice 1.

### iii) L'INTERVENTION

La méthode avec intervention utilisée par Box-Tiao (1975), implique qu'un terme additionnel doit être inséré dans l'équation du modèle déjà identifié. Ce terme est en fait la prise en considération d'une variable binaire (0 ou 1) établie en fonction du moment ou de la période où l'intervention survient. Le modèle s'écrit donc comme suit:

$$Y_t = \frac{S(B)}{W(B)} X_t + \frac{\varepsilon_t}{(1 - \phi_1 B)(1 - \phi_2 B^2)}$$

L'estimation du modèle a été effectuée une fois pour une intervention dont l'effet n'est qu'immédiat et une autre fois pour une intervention dont l'impact découle sur une plus longue période. Dans les deux cas, les tests sur les coefficients sont significatifs pour l'intervention et pour la partie autorégressive d'ordre 1, mais la considération du 8ième lag n'est pas significative.

Par contre, les tests sur les coefficients dans ce type de modèle doivent être considérés prudemment. C'est finalement par le test sur le ratio de vraisemblance de Neyman & Pearson qui est adéquat pour juger de l'efficacité d'une intervention. Le test appliqué sur les estimations nous indique que l'intervention ne peut pas être considérée efficace à 10 % degré de certitude.

#### iv) L'ANALYSE DES RESULTATS

Les résultats d'estimations nous forcent à exclure la possibilité que le crédit aux enfants implanté en 1978 ait influencé efficacement le taux général de fertilité des femmes de 25 à 29 ans au cours de l'année suivante et des années ultérieures. Peut-être faudrait-il examiner davantage la structure fiscale affectant les particuliers pour pondérer l'ampleur du crédit.

Des considérations d'autres genres concernant le contexte du marché du travail devraient probablement expliquer certains comportement de fertilité. Il pourrait être opportun d'en tenir compte. La même méthode appliquée cette fois avec l'interdépendance de plusieurs facteurs de conjoncture et de politique économique produirait peut-être de meilleurs résultats.

## **CONCLUSION.**

Suite à un survol de l'évolution démographique du Québec et ses incitations économiques, nous avons tenté d'appliquer une méthode d'analyse avec intervention sur modèles autorégressifs concernant le taux général de fécondité des québécoises âgées entre 25 et 29 ans, sur une période de 62 années.

Il s'est avéré que l'intervention choisie n'est pas efficace statistiquement. Nos résultats apportent par conséquent un argument statistique qui nie l'efficacité de l'implantation d'un crédit pouvant contribuer à hausser les indices démographiques. La pertinence de l'intervention publique au chapitre de la fertilité apparaît par le fait même moins assurée. Il semblerait opportun de considérer une intervention composée de facteurs plus variés ( comme le chômage ou l'évolution des femmes sur le marché du travail ) qui correspondrait à une meilleure efficacité.

En ce sens, la politique globale récente visant l'implantation de plusieurs mesures pour encourager les naissances présage une meilleure efficacité. Il faut dire que ces mesures touchent autant les crédits aux enfants, que l'amélioration des services de garderie et l'immigration. Bien qu'il ne soit encore très tôt, les dernières statistiques laissaient entrevoir une hausse des naissances. L'avenir nous permettra de nous assurer des résultats.

**APPENDICE 1**  
**DETAILS DES PROCEDURES EMPIRIQUES**

Plusieurs étapes doivent être suivies pour l'analyse avec intervention suggérée par Box-Tiao. La première est l'étape de l'identification. En premier lieu, précisons que la série choisie a été transformée en logarithme. Ensuite, un examen des autocorrélations nous a indiqué qu'une différenciation s'avérerait probablement nécessaire car les premières valeurs des autocorrélations restent relativement proche de l'unité et décroissent graduellement par la suite; (on peut aussi détecter la nécessité de différencier lorsque les valeurs sont relativement proches les unes des autres). Suite à cette première différenciation il s'est avéré inutile de procéder à une seconde différenciation.

Le modèle poursuivi a priori, est de cette forme: ARIMA (p,d,q), où d=1 puisque une seule différenciation est retenue. Pour choisir les paramètres p et q, on se guide essentiellement sur la forme des fonctions d'autocorrélations (rho) de la série différenciée, et sur les écarts-types. Notre série différenciée affiche une chute des autocorrélations après la première valeur, ce qui tend à montrer que notre série suit un processus autorégressif d'ordre 1.

Par le résultats de Quenouille (1949), nous pouvons vérifier si les autocorrélations sont différentes de zéro de façon significative. Ce résultat consiste à vérifier que chaque valeur pour la suite des autocorrélations partielles estimées est bien comprise dans l'intervalle:

$$\left[ -\frac{(1.96)}{\sqrt{N}} ; +\frac{(1.96)}{\sqrt{N}} \right] \quad (1)$$

déterminé par le résultat Quenouille. Puisque l'intervention choisie commence à partir de la 53 ième observation, alors la valeur de N égale 53 et l'intervalle de Quenouille devient: [ -0.269 ; 0.269 ]. La liste des autocorrélations partielles estimées montre que l'ordre p est bien de 1, car pour la première valeur

d'autocorrélation partielle on trouve 0.5, alors que la valeur chute à 0.1 pour la deuxième, ce qui est compris dans l'intervalle.

Notre série est donc identifiée comme étant un processus autorégressif d'ordre 1, différencié une fois. La prochaine étape consiste à tester le modèle par le test portemanteau (ou test sur le bruit blanc), servant à vérifier si la série des résidus obtenue est cohérente avec l'hypothèse selon laquelle les erreurs forment un bruit blanc. Cette statistique du portemanteau  $Q$  suit une loi du chi-carré à  $K-p-q$  degré de liberté:

EQUATION DU PORTEMANTEAU:

$$Q = N \sum_{h=1}^k \hat{\rho}_h^2 [\hat{\epsilon}] \rightarrow \chi_{(k-p-q)}^2 \quad (2)$$

Les valeurs de  $Q$  générées par le modèle sont généralement élevées et dépassent la valeur tabulée pour le  $Q$ . Ainsi l'hypothèse nulle pour le bruit blanc est rejetée, car:

$$Q_{\text{calc}} > \chi_{(1-\alpha; (k-p-q))}^2 \quad (3)$$

Le modèle de base AR(1) s'écrit donc ainsi:

$$\begin{aligned} \text{MODELE 1 : } (1-\phi_1 B)Y_t &= \epsilon_t \\ \rightarrow Y_t &= \frac{\epsilon_t}{(1-\phi_1 B)} \end{aligned} \quad (4.1)$$



Un problème au niveau de la huitième valeur d'autocorrélation semble se poser. On a dû chercher à améliorer l'identification de la série pour qu'elle tienne compte de cet aspect. Ainsi trois moyens nous sont apparus pour tenter de tenir compte de cette huitième valeur:

1- faire un AR(8), ce qui réduit considérablement le nombre d'observations disponibles et rend la justesse de l'interprétation plus difficile; voici le modèle 2:

$$\begin{aligned} \text{MODELE II : } (1-\phi_1 B)(1-\phi_2 B^8)Y_t &= \varepsilon_t \\ \rightarrow Y_t &= \frac{\varepsilon_t}{(1-\phi_1 B)(1-\phi_2 B^8)} \end{aligned} \quad (4.2)$$

2- faire un AR(4), ce qui réduit un peu moins le nombre d'observations disponibles que pour le modèle précédent:

$$\begin{aligned} \text{MODELE III: } (1-\phi_1 B)(1-\phi_3 B^4)Y_t &= \varepsilon_t \\ \rightarrow Y_t &= \frac{\varepsilon_t}{(1-\phi_1 B)(1-\phi_3 B^4)} \end{aligned} \quad (4.3)$$

3- faire un AR(1) avec une correction pour le huitième lag et le quatrième:

$$\begin{aligned} \text{MODELE IV: } (1-\phi_1 B)(1-\phi_2 B^8)(1-\phi_3 B^4)Y_t &= \varepsilon_t \\ \rightarrow Y_t &= \frac{\varepsilon_t}{(1-\phi_1 B)(1-\phi_2 B^8)(1-\phi_3 B^4)} \end{aligned} \quad (4.4)$$

Voici la comparaison des modèles estimés sans intervention<sup>15</sup>:

$$\text{MODELE I : } Y_t = \frac{\varepsilon_t}{\begin{matrix} (1-0.576B) \\ (0.11) \end{matrix}} \quad (5.1)$$

$$\text{MODELE II : } Y_t = \frac{\varepsilon_t}{\begin{matrix} (1+0.555B)(1-0.170B^6) \\ (0.11) \quad (0.12) \end{matrix}} \quad (5.2)$$

$$\text{MODELE III : } Y_t = \frac{\varepsilon_t}{\begin{matrix} (1+0.546B)(1+0.225B^4) \\ (0.11) \quad (.11) \end{matrix}} \quad (5.3)$$

$$\text{MODELE IV : } Y_t = \frac{\varepsilon_t}{\begin{matrix} (1+0.500B)(1-0.283B^6)(1+0.310B^4) \\ (0.11) \quad (0.12) \quad (0.12) \end{matrix}} \quad (5.4)$$

---

<sup>15</sup> N.B. Tous les modèles ont été essayés avec une constante mais jamais elle ne s'est avérée significative. Par conséquent, aucun des modèles retenus ne contient de constante.

**TABLEAU IIa**  
**Résultats de l'estimation de la série initiale**  
**pour la période complète sans intervention (1926-1987).**

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
<b>N</b>	<b>52</b>	<b>56</b>	<b>56</b>	<b>48</b>
<b>Var.rés. (10exp-3)</b>	<b>0.196</b>	<b>0.190</b>	<b>0.196</b>	<b>0.175</b>
<b>R2</b>	<b>0.272</b>	<b>0.295</b>	<b>0.272</b>	<b>0.351</b>
<b>Valeur fonction</b>	<b>0.118</b>	<b>0.010</b>	<b>0.0110</b>	<b>0.008</b>

Une fois les tests faits, il nous reste encore autant de modèles. Afin de choisir le meilleur, nous devons tenir compte du pouvoir prédictif de chacun et choisir. Voici par conséquent dans le tableau suivant, les valeurs du R carré, du R carré ajusté et de l'écart-type pour chacun des modèles:

**TABLEAU IIb**  
**Résultats relatifs au pouvoir prédictif pour chacun des modèles.**

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
<b>TSS</b>	<b>0.0165</b>	<b>0.0165</b>	<b>0.0165</b>	<b>0.0165</b>
<b>RSS</b>	<b>0.0118</b>	<b>0.0099</b>	<b>0.0110</b>	<b>0.0084</b>
<b>R carré corrigé</b>	<b>0.144</b>	<b>0.231</b>	<b>0.206</b>	<b>0.171</b>
<b>Err. st. résiduelle</b>	<b>0.014</b>	<b>0.014</b>	<b>0.014</b>	<b>0.013</b>

Le meilleur R carré et le plus faible écart type permettra de retenir un seul modèle. On obtient le R carré corrigé ainsi:

$$(1 - R_0^2) = \frac{(n-1)}{(n-k-1)}(1 - R^2)$$

Le modèle 2 semble donc préférable aux autres.

Nous avons donc retenu quatre modèles types pour lesquels nous imposerons deux types de comportement (l'un immédiat, l'autre prolongé) suite à l'intervention choisie et qui s'applique à la 53 ième observation (1978). Nous avons formé nos modèles selon les types d'interventions montrées par Box-Tiao dans leur texte de 1975. Voici comment se présente maintenant le modèle II avec intervention<sup>16</sup>:

$$Y_t = \frac{S(B)}{W(B)} X_t + \frac{\varepsilon_t}{(1 - \phi_1 B)(1 - \phi_2 B^p)} \quad (6)$$

Le modèle estimé pour le premier type d'intervention (phase 1) et pour le second type (phase 2) devient:

$$Y_t = 0.0295X_t + \frac{\varepsilon_t}{(1 - 0.6155B)(1 + 0.1623B^p)} \quad (7.1)$$

(0.009)                      (0.101)      (0.107)

$$Y_t = 0.0135X_t + \frac{\varepsilon_t}{(1 - 0.6127B)(1 + 0.1725B^p)} \quad (7.2)$$

(0.006)                      (0.106)      (0.112)

---

<sup>16</sup> Où  $S(B)/W(B)$  représentent des polynômes applicables à l'intervention.

Voici maintenant la comparaison des résultats statistiques de l'estimation de ce modèle avec intervention.

**TABLEAU III.**  
**Résultats de l'estimation de la série avec intervention avec effet prolongé (PHASE 1) et avec effet immédiat (PHASE 2) pour la période complète (1926-1987) SANS PREVISION.**

Tableau	Phase 1	Phase 2
<b>N</b>	<b>52</b>	<b>52</b>
<b>Var.rés. (10exp-3)</b>	<b>0.158</b>	<b>0.172</b>
<b>R2</b>	<b>0.415</b>	<b>0.363</b>
<b>Valeur fonction</b>	<b>0.008</b>	<b>0.009</b>

Suivant la minimisation de la variance et la maximisation du R carré et en considérant que la fonction objective est relativement semblable peu importe la forme de l'intervention, on choisit l'effet prolongé (phase 1).

Dans le tableau suivant, on montre les résultats statistiques concernant le modèle avec les 2 types d'interventions et comprenant les prévisions faites à partir de la 53 ième observation jusqu'à 1987. On trouvera au tableau V la comparaison des prévisions obtenues avec les données originales.

**TABLEAU IV. Résultats de l'estimation de la série avec intervention avec effet prolongé (PHASE 1) pour la période de référence (1926-1978) et prévision (1979-1987).**

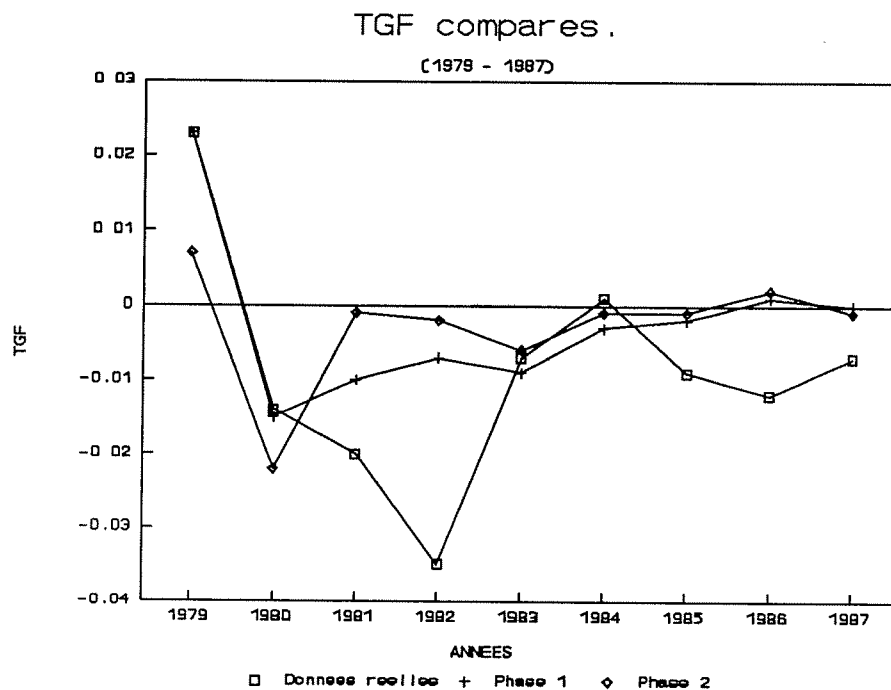
Tableau	Phase 1	Phase 2
N	52	52
Var.rés. (10exp-3)	0.133	0.133
R2	0.466	0.452
Valeur fonction	0.007	0.007

**TABLEAU V. Comparaison des prévisions avec les données réelles.**

Prévisions (modèle 2)	Données réelles	Phase 1	Phase 2
Année			
1979	0.023	0.023	0.007
1980	-0.014	-0.015	-0.022
1981	-0.020	-0.010	-0.001
1982	-0.035	-0.007	-0.002
1983	-0.007	-0.009	-0.006
1984	0.001	-0.003	-0.001
1985	-0.009	-0.002	-0.001
1986	-0.012	0.001	0.002
1987	-0.007	0.0	-0.001

Voici le graphique correspondant, illustrant la comparaison des données originales avec la série estimée avec intervention et prévision (phases 1 et 2).

**GRAPHIQUE 4**



Voici finalement la vérification du modèle pour le test du ratio de vraisemblance suggéré par Neyman & Pearson 1928 [ Maddala, p.179,180]. Ce test est utilisé pour voir l'efficacité des interventions. On compare la valeur du ratio transformé avec une khi-deux à r degré de liberté:

$$\text{Soit } -2 \log_e \lambda = X_r^2$$

$$\text{où } \lambda = \frac{L(\theta^*)}{L(\theta)}$$

(8)

Voici les résultats obtenus:

**Soit**  $L(\theta) = 0.010$   
 $L(\theta_1^*) = 0.008$   
 $L(\theta_2^*) = 0.009$   
**d'où**  $\lambda_1 = 0.8$  et  $\lambda_2 = 0.9$   
**par conséquent,**  $-2\log_e(0.8) = 0.1938$  pour phase 1  
 $-2\log_e(0.9) = 0.0915$  pour phase 2  
**aussi la valeur tabulée pour**  $\chi_2^2 = 0.446$  à 10% d.l.  
**\* les valeurs calculées sont inférieures au  $\chi_2^2$  tabulé.**

Le test du ratio de vraisemblance, dans chacun des cas, ne nous permet donc pas d'accepter l'hypothèse nulle de l'efficacité de l'intervention.



**APPENDICE II**  
**DONNEES DE BASE**

Voici les données de base utilisées. Vous y trouvez les taux généraux de fertilité par groupe d'âge et la dernière colonne est composée de l'indice synthétique de fécondité pour le Québec.

ANNEES F1519Q F2024Q F2529Q FM3034Q FM3539Q FM4044Q FM4549Q

---

1926	24.2	152.8	216.2	199.5	179.7	79.6	9.5
1927	23.3	150.4	213.8	197.0	178.7	80.0	10.1
1928	23.5	148.2	213.3	195.8	170.1	78.1	10.0
1929	21.6	142.6	208.7	187.5	158.0	74.8	8.9
1930	21.8	144.6	209.1	193.1	159.5	74.0	9.9
1931	20.5	136.8	212.3	194.7	154.5	72.3	9.3
1932	19.3	129.6	200.0	182.4	149.0	71.2	9.4
1933	17.2	112.8	184.3	171.3	142.3	63.9	8.4
1934	15.7	104.4	178.9	174.5	141.6	65.0	7.9
1935	16.3	100.6	176.0	174.2	138.0	60.2	8.5
1936	16.0	100.7	175.1	179.9	134.8	58.2	8.2
1937	16.0	102.2	170.6	172.4	127.5	57.7	7.2
1938	17.0	112.7	172.4	165.5	122.5	54.8	7.3
1939	18.3	115.7	171.1	158.7	118.6	53.4	6.4
1940	19.0	124.9	180.9	158.1	115.9	52.2	6.3
1941	21.5	137.7	189.9	157.4	114.3	50.6	6.5
1942	21.8	142.9	200.4	165.4	117.8	51.4	6.0
1943	23.9	145.4	205.4	165.2	119.5	48.9	5.8
1944	24.7	154.0	203.5	169.2	121.3	50.0	5.8
1945	24.1	156.4	205.0	169.1	121.6	50.8	6.4
1946	25.7	167.7	215.6	175.7	125.3	50.3	6.2
1947	28.7	176.2	221.7	175.9	121.8	50.0	5.1
1948	28.6	174.4	217.0	169.3	118.6	48.2	4.9
1949	30.0	176.1	220.1	165.5	117.6	44.8	5.2
1950	29.7	174.2	224.9	168.5	115.6	44.7	4.7
1951	29.2	176.0	217.3	170.3	113.3	44.2	4.7
1952	31.0	185.3	220.2	174.3	113.5	43.4	4.6
1953	31.3	191.5	219.3	173.3	112.1	43.4	4.5
1954	32.4	197.1	220.7	176.3	113.2	44.2	4.7
1955	32.2	195.7	221.4	173.7	110.0	43.6	4.3
1956	32.4	193.6	227.6	168.5	112.7	41.7	4.2
1957	34.8	201.5	234.8	169.9	112.9	42.5	3.9
1958	34.0	201.2	233.4	167.2	108.2	39.6	4.1
1959	33.9	203.8	233.4	165.3	106.9	38.5	3.8
1960	33.3	199.6	220.5	158.2	100.3	37.3	3.7
1961	31.5	198.6	216.8	155.9	96.3	37.3	3.6
1962	29.9	195.2	208.9	151.9	91.7	34.9	3.1
1963	29.6	193.5	203.2	145.7	87.3	32.2	3.1
1964	27.7	185.0	197.5	141.0	81.5	30.9	2.9
1965	26.4	168.4	179.6	121.5	73.8	26.7	2.7

ANNEES F1519Q F2024Q F2529Q FM3034Q FM3539Q FM4044Q FM4549Q

---

1966	25.4	150.2	161.2	105.6	62.3	22.2	2.4
1967	23.4	140.0	145.3	90.9	53.6	18.4	2.1
1968	22.1	128.3	137.9	84.3	46.2	15.4	1.8
1969	21.7	122.1	136.4	81.6	43.7	13.3	1.3
1970	20.7	113.9	131.0	77.4	39.0	11.8	1.0
1971	19.8	107.2	127.6	75.1	34.6	10.5	0.8
1972	17.9	94.1	124.7	69.9	29.6	8.4	0.7
1973	17.5	93.3	124.7	66.8	27.0	6.7	0.5
1974	16.6	91.1	126.6	67.5	23.6	5.6	0.4
1975	19.5	96.4	136.2	69.4	23.4	5.2	0.6
1976	20.4	100.1	137.1	70.0	22.4	4.4	0.3
1977	19.4	97.6	137.8	70.2	22.2	3.6	0.3
1978	17.4	93.9	134.4	68.9	19.6	3.5	0.3
1979	17.1	95.1	141.6	72.4	20.2	3.0	0.2
1980	16.1	92.7	137.2	70.6	19.8	3.0	0.2
1981	15.0	87.8	131.0	67.8	18.2	2.7	0.2
1982	15.6	83.1	120.9	78.5	17.6	2.6	0.1
1983	14.3	80.4	118.8	61.2	16.5	2.4	0.2
1984	14.3	76.5	119.0	62.3	17.0	2.4	0.1
1985	14.6	73.2	116.8	61.8	16.9	2.2	0.1
1986	15.1	71.1	113.6	60.8	17.2	2.6	0.0
1987	15.8	70.2	111.7	61.5	17.2	2.7	0.0

*INDICE SYNTHETIQUE Q*

---

4.307	4.266	4.195	4.010	4.059
4.001	3.804	3.502	3.441	3.369
3.364	3.268	3.261	3.211	3.287
3.389	3.529	3.571	3.643	3.666
3.832	3.896	3.805	3.797	3.812
3.775	3.861	3.877	3.944	3.904
3.904	4.001	3.938	3.928	3.764
3.700	3.578	3.473	3.333	2.996
2.646	2.367	2.180	2.100	1.974
1.878	1.727	1.683	1.657	1.753
1.774	1.755	1.690	1.748	1.698
1.614	1.522	1.469	1.460	1.430

## BIBLIOGRAPHIE

- BECKER, G.S. 1981.** "A Treatise on the Family." Harvard University Press.
- BLANCHET, D. 1987.** "Les Effets Démographiques de Différentes Mesures de Politique Familiale: un Essai d'Evaluation." *Population*, 42-1, janvier-février 1987.
- BOX, G.E.P. & TIAO, G.C. 1975.** "Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems." *Journal of the American Statistical Association*, vol.70, no.349, pp.70-79.
- BUTZ, W.P. & WARD, M.P. 1979.** "Will US Fertility Remain Low? A New Economic Interpretation." *Population and Development Review*, v.5, p.663-687, 1979.
- BUTZ, W.P. & WARD, M.P. 1979.** "The Emergence of Countercyclical U.S. Fertility.", *The American Economic Review*, vol.69, no.3, pp.318-328, June 1979.
- CONSEIL DES AFFAIRES SOCIALES, 1990.** "Agir Ensemble: Rapport sur le Développement." Gouvernement du Québec. Gaetan Morin editeur.
- CONSEIL DES AFFAIRES SOCIALES, 1989.** "Deux Québec dans Un: Rapport sur le Développement Social et Démographique." Gouvernement du Québec. Gaetan Morin editeur.
- EKERT-JAFFE, O. 1986.** "Effets et Limites des Aides Financières aux Familles: Une Expérience et un Modèle." *Population*, vol.41, no.2, pp.327-348.
- HAMELIN, J. & PROVENCHER, J. 1987.** "Brève Histoire du Québec." 134 p., éditions du Boréal Express.
- HYATT, D.E. & MILNE, J.W. 1990.** "Can Public Policy Affect Fertility?", University of Toronto october 1988, revised may 1990.
- KYRIASIS, S. 1987.** "Approches Economiques de la Fécondité: Une Analyse Comparative des Théories du New Home Economics et d'Esterlin." *Cahiers québécois de démographie*, vol.16, no.2, Octobre 1987.
- MONGEAU, S. 1967.** "Evolution de l'Assistance au Québec: Une Etude Historique des Diverses Modalités d'Assistance au Québec, des Origines de la Colonie à nos Jours." Collection les Idées du Jour.

**MONTGOMERY, M. & TRUSSELL, J. 1986.** "Models of Marital Status and Childbearing." Handbook of Labor Economics, vol.I, chap.3. Elsevier Science Publishers.

**MONTMARQUETTE, C. & DALLAIRE, C. 1980.** "Le Rendement des Obligations Provinciales de l'Incertitude Politique: Une Analyse de Series Chronologiques." Actualite Economique, vol.56, no.3 septembre 1980.

**QUEBEC, 1990.** "Guide Descriptif des Programmes de Sécurité du Revenu." Ministère de la Main-d'Oeuvre, de la Sécurité du Revenu et de la Formation Professionnelle. éd.1990, Québec, Publications du Québec.

**QUEBEC, 1989.** "Dénatalité: des Solutions." Colloque international sur les politiques familiales 1988, organisé par le Conseil des Affaires Sociales avec la collaboration du Secrétariat à la famille et du Bureau de la statistique du Québec. Les Publications du Québec, 1989, 210p.

**STATISTIQUE CANADA 1990.** "La Conjoncture Démographique. Rapport sur l'Etat de la Population du Canada 1988." Statistique Canada, catalogue 91-209f hors série, mars 1990.

**STATISTIQUE CANADA 1984.** "La Conjoncture Démographique. La Fécondité au Canada: Croissance et Déclin." Statistique Canada, catalogue 91-524f hors série.

**STATISTIQUE CANADA 1983.** "Statistiques Historiques du Canada", Statistique Canada, catalogue CS11-516F, deuxième édition.

**WHITTINGTON, L.A.; ALM, J. & PETERS, H.E. 1990.** "Fertility and the Personal Exemption: Implicit Pronatalist Policy in the United States." The American Economic Review, vol.80, no.3, june 1990.

