

2004RP-06

Fécondité et incitatifs fiscaux : quelles conclusions pouvons- nous en tirer?

Daniel Parent

Rapport de projet
Project report

Montréal
Juin 2004

© 2004 Daniel Parent. Tous droits réservés. *All rights reserved.* Reproduction partielle permise avec citation du document source, incluant la notice ©.
Short sections may be quoted without explicit permission, if full credit, including © notice, is given to the source

CIRANO

Le CIRANO est un organisme sans but lucratif constitué en vertu de la Loi des compagnies du Québec. Le financement de son infrastructure et de ses activités de recherche provient des cotisations de ses organisations-membres, d'une subvention d'infrastructure du Ministère du Développement économique et régional et de la Recherche, de même que des subventions et mandats obtenus par ses équipes de recherche.

CIRANO is a private non-profit organization incorporated under the Québec Companies Act. Its infrastructure and research activities are funded through fees paid by member organizations, an infrastructure grant from the Ministère du Développement économique et régional et de la Recherche, and grants and research mandates obtained by its research teams.

Les organisations-partenaires / The Partner Organizations

PARTENAIRE MAJEUR

- . Ministère du Développement économique et régional et de la Recherche [MDERR]

PARTENAIRES

- . Alcan inc.
- . Axa Canada
- . Banque du Canada
- . Banque Laurentienne du Canada
- . Banque Nationale du Canada
- . Banque Royale du Canada
- . Bell Canada
- . BMO Groupe Financier
- . Bombardier
- . Bourse de Montréal
- . Caisse de dépôt et placement du Québec
- . Développement des ressources humaines Canada [DRHC]
- . Fédération des caisses Desjardins du Québec
- . Gaz Métro
- . Hydro-Québec
- . Industrie Canada
- . Ministère des Finances du Québec
- . Pratt & Whitney Canada Inc.
- . Raymond Chabot Grant Thornton
- . Ville de Montréal

- . École Polytechnique de Montréal
- . HEC Montréal
- . Université Concordia
- . Université de Montréal
- . Université du Québec à Montréal
- . Université Laval
- . Université McGill
- . Université de Sherbrooke

ASSOCIE A :

- . Institut de Finance Mathématique de Montréal (IFM²)
- . Laboratoires universitaires Bell Canada
- . Réseau de calcul et de modélisation mathématique [RCM²]
- . Réseau de centres d'excellence MITACS (Les mathématiques des technologies de l'information et des systèmes complexes)

Fécondité et incitatifs fiscaux : quelles conclusions pouvons-nous en tirer?

*Daniel Parent**

Cette étude cherche à déterminer si l'effet de court terme des incitatifs fiscaux sur la décision d'avoir des enfants est de nature transitoire (par lequel seul le moment choisi pour avoir des enfants change) ou permanent (par lequel la taille ultime de la famille change). En utilisant des différences interprovinciales dans la mise en œuvre du programme fédéral canadien d'allocations familiales au milieu des années 70, nous sommes en mesure d'estimer un effet de court terme substantiel pour les familles du Québec, particulièrement dans le cas des familles ayant préalablement deux enfants ou plus. Toutefois, les données des recensements de 1981 et 1991 montrent que les mêmes cohortes de femmes au Québec qui ont réagi fortement à l'incitatif financier à court terme ont ensuite diminué leur taux de fécondité comparativement aux femmes ailleurs au Canada. Ces résultats nous donnent à penser que l'impact du programme fut essentiellement transitoire. En somme, bien que le coût d'avoir des enfants ait son importance comme facteur influençant la décision d'en avoir, l'effet semble opérer sur le moment choisi et non sur le nombre.

Mots clés : allocations familiales, fécondité, effet de quantum, effet de tempo.

This paper seeks to provide evidence on whether short term responses in childbearing decisions apparently induced by changes in tax incentives are permanent or transitory. Using inter-jurisdictional differences in the implementation of the Family Allowance Program in Canada in the mid 70's, we first establish that Québec families responded quite strongly to the added incentives in the short run, particularly in the case of families with two or more children prior to being exposed to the program. However, tracking down the cohorts across the 1981 and 1991 Censuses, we find that the same group of Québec women who responded strongly in the short run subsequently showed a decrease in fertility relative to the rest of Canada. These results suggest that the bulk of the program impact was transitory. In summary, while prices seem to matter, their impact in this case appears to work through a timing effect.

Keywords: family allowances, fertility, quantum effect, tempo effect.

* Department of Economics, McGill University, CIRANO, Groupe ressources humaines, courriel: dparent@arts22911.arts.mcgill.ca.

1 Introduction

Cet article cherche à évaluer dans quelle mesure les gouvernements peuvent influencer la décision d'avoir des enfants par le biais de politiques fiscales plus ou moins explicitement pro-natalistes. La diminution marquée du taux de fécondité dans la plupart des pays occidentaux suscite de vives inquiétudes quant au fardeau fiscal que devront supporter les futures générations chargées de pourvoir aux besoins des générations précédentes par le biais des régimes de pension.

Notre attention se portera plus particulièrement sur un des deux épisodes récents marqués par une réduction substantielle de l'écart entre le taux de fécondité au Québec et celui ailleurs au Canada. L'un de ces épisodes se rapporte au très médiatisé programme des "bébés-bonus", en vigueur de mai 1988 à septembre 1997. Ce programme cherchait explicitement à encourager l'accroissement de la taille des familles, notamment par le biais d'une allocation pour nouveau-né atteignant \$8,000, versée sur une période trois ans suite à la naissance d'un troisième enfant. L'objet de notre étude portera plutôt sur l'autre intervention qui coïncida avec un rattrapage du taux de fécondité québécois, soit la réforme du programme fédéral des allocations familiales mise en place le premier janvier 1974. Cette réforme substantielle s'accompagna d'une décentralisation dans sa mise en oeuvre du programme. En bref, on permit aux provinces de moduler les paiements mensuels selon l'âge des enfants ou selon la rang occupé par l'enfant (1er, 2è, etc.). Les conditions imposées à toutes les provinces étaient que le paiement lié à un enfant ne pouvait être inférieur à 60% du barème fédéral de base et le total des versements devaient être égaux à ce qui serait versé si le programme était mis en place sans aucune modification par rapport au programme fédéral de base.

La raison fondamentale pour laquelle nous croyons qu'il soit utile d'examiner l'impact d'un programme mis en place il y a près de trente ans est simple : Les femmes ayant été exposées à cet environnement institutionnel avaient pour la plupart virtuellement complété leur cycle de fécondité au début des années 90. Par conséquent, il nous est alors possible d'évaluer dans quelle mesure elles ont réagi à l'incitatif fiscal, et surtout d'évaluer la *nature* de leur réaction. Plus précisément, l'effet de la politique se fit-il sentir sur la taille de la famille, ou bien s'agit-il simplement d'un effet de "tempo" par lequel les femmes québécoises ont simplement choisi d'avoir plus tôt le même nombre d'enfant qu'elles n'en auraient eu en l'absence de toute intervention afin de bénéficier le plus rapidement possible de la subvention implicite. Cette question de l'effet de "tempo" par rapport à l'effet de "quantum" (accroissement de la taille de la famille) est cruciale pour tout décideur public cherchant à mettre en oeuvre des politiques cherchant à stimuler la fécondité. Pour l'heure, il est encore virtuellement impossible de savoir si l'effet engendré par la politique des bébé-bonus s'est avérée être un effet de tempo ou un effet de quantum, bien que nous essaierons de fournir une réponse préliminaire à cette question.

Notre analyse nous indique clairement que le rattrapage effectué par le Québec au cours de la deuxième moitié des années 70 a opéré par le biais de l'effet de tempo uniquement et tout nous porte à croire que l'effet sur la

taille de la famille s'est avéré nul. En d'autres mots, les femmes québécoises ont alors choisi d'avoir plus tôt le même nombre d'enfants qu'elles auraient eu en l'absence de toute intervention. Bien que nous ne pouvons généraliser ce résultat à l'épisode des bébés-bonus (en raison de la plus grande générosité de programme), nous concluons tout de même cette analyse en soulignant que toute intervention visant à vraiment influencer la taille de la famille a de fortes chances de coûter très cher aux contribuables québécois.

2 La réforme du programme des allocations familiales.

La réforme de 1973 s'accompagna de plusieurs changements. D'une part tout enfant de moins de 18 ans devenait éligible et le montant des prestations annuelles versées augmentait à 240\$ par enfant et devinrent indexées au coût de la vie et furent incluses dans le revenu imposable. Le changement le plus significatif à se produire, toutefois, consistait à permettre aux provinces de varier le montant des prestations versées par enfant, à condition que ce montant ne soit jamais inférieur à 60% du montant fédéral uniforme et que l'enveloppe totale consacrée aux allocations familiales dans une province qui modifie le régime fédéral soit la même que ce qu'elle aurait été si les barèmes fédéraux avaient été appliqués. Seul le Québec et l'Alberta choisirent de modifier la structure de base du programme. L'Alberta choisit de moduler les prestations selon l'âge de l'enfant alors que le Québec opta plutôt pour l'établissement de prestations calculées en fonction du «rang» de l'enfant (premier, deuxième, troisième, etc). À noter qu'à partir de 1979, le gouvernement fédéral changea la structure du programme des allocations familiales en remplaçant partiellement les prestations par un crédit d'impôt de 200\$ par année par enfant admissible. On retrouve au tableau 1 les montants versés aux familles québécoises en vertu des programmes fédéral et provincial.¹ Il apparaît clair que la modulation des prestations selon la structure familiale engendrait un écart important entre le Québec et les autres provinces du moment que la famille comptait déjà deux enfants ou plus.²

3 Analyse Empirique

3.1 Statistiques Vitales

Les graphiques qui suivent documentent l'évolution de la fécondité au Québec et ailleurs au Canada au cours du dernier siècle. Les taux de fécondité illustrés dans ces graphiques sont obtenus en calculant d'abord le ratio du nombre de naissances par 1000 femmes regroupées par tranche de 5 ans. Ce ratio est ensuite

¹ À noter que le montant du crédit d'impôt remboursable pour enfant à charge ne variait pas d'une province à l'autre.

² La réduction dans le coût d'avoir un troisième enfant induite par le programme est d'environ 7-12%, selon que le nouveau-né soit le troisième ou le quatrième et plus. Voir Parent and Wang (2002) pour plus de détails.

multiplié par 5 et on prend finalement la somme à travers tous les groupes d'âge. Ce taux de fécondité correspond à ce que l'on appelle communément le «taux synthétique». Ce taux est un reflet plus moins fidèle de ce à quoi on peut s'attendre en terme de fécondité future. Si la fécondité est variée considérablement d'une cohorte de femmes à une autre, ce taux peut être trompeur.

Comme on peut le voir à la figure 1, le taux synthétique de fécondité au Québec s'est maintenu bien au dessus de celui observé au Canada et en Ontario jusqu'au tournant des années 60. Depuis ce temps, le taux de fécondité des québécoises a en général été plus faible qu'ailleurs au pays, sauf lors de deux épisodes coïncidant avec des réformes significatives des politiques gouvernementales, soit la réforme de 1973 du programme des allocations familiales ainsi que l'introduction en 1988 de l'allocation pour nouveau-né, mieux connue sous le nom de «bébé-bonus».

Bien que l'utilisation du taux synthétique soit très répandue, cela ne veut pas nécessairement dire que cette mesure soit irréprochable. Elle l'est sous l'hypothèse qu'il n'y ait aucune variation sensible de la fécondité d'une cohorte de femmes à une autre. Or, avec les nombreux changements survenus dans les sociétés québécoise et canadienne au cours des dernières décennies, il y a fort à parier que cette hypothèse soit rejetée.³

Une autre façon potentiellement plus satisfaisante de se pencher sur la question de la fécondité consiste à examiner la fécondité réalisée par cohorte de naissance. C'est-à-dire que plutôt que de construire un indice synthétique à partir de différentes de cohortes de naissance, on peut utiliser les statistiques vitales compilées à chaque année pour «suivre» une même cohorte à travers le temps et ainsi connaître le véritable taux de fécondité de cette cohorte lorsqu'elle a terminée son cycle. Le désavantage d'une telle mesure réside bien sûr dans l'impossibilité de connaître la fécondité réalisée des cohortes de femmes encore en âge de procréer. Cela dit, le problème des cohortes récentes n'est pas vraiment pertinent dans le cas présent étant donné que l'épisode nous intéressant davantage remonte aux années 70.

Un coupe d'oeil à la figure 2a nous fournit un complément d'information qui est absente de l'image qui se dégage de la figure 1. Tout d'abord, bien que la figure 1 nous indique que le fécondité dans le reste du Canada ait rattrapé celle au Québec autour de 1960, la figure 2a nous renseigne de façon précise sur l'identité de la cohorte de femmes québécoises qui ont vu leur taux de fécondité être rejoint par celui des femmes ailleurs au Canada.⁴ Par ailleurs, l'aspect probablement le plus saisissant de la figure 2a réside dans l'écart à peu près

³On n'a qu'à penser à l'entrée massive des femmes sur le marché du travail de même qu'à la forte croissance du taux de fréquentation scolaire des femmes à l'université au cours des années 80 pour se faire une idée qu'il puisse être dangereux d'extrapoler le taux de fécondité à 40 ans des femmes maintenant âgées de 20 ans à partir du taux de fécondité de celles âgées présentement de 40 ans. Bien que ces changements se soient stabilisés au cours des dernières 10-15 années, le problème se pose avec une acuité particulière lorsqu'on analyse des épisodes datant des années 60-70.

⁴À noter que les taux de fécondité illustrés à la figure 2a sont en fait calculés par groupes de 5 ans. Ainsi, le taux de fécondité pour la cohorte de femmes nées entre 1927 et 1931 est représenté à la figure 2a par l'année 1931.

constant entre le Québec et soit l'Ontario ou le reste du Canada à partir de la cohorte née entre 1931 et 1936. Comme les données vitales utilisées pour engendrer la figure 2a sont disponibles jusqu'en 1995, la cohorte la plus récente pour laquelle on peut calculer le taux de fécondité réalisé des femmes âgées de 49 ans est celle de 1941-46. Malgré cela, il faut noter :

- Les femmes âgées nées entre 1942 et 1946 furent exposées à la réforme du programme des allocations familiales. Or, la figure 2a ne donne aucune indication que ces femmes aient eu davantage d'enfants, bien que ces femmes aient été âgées entre 28 et 32 ans au moment de la mise en place du nouveau programme en 1974.
- Exploitant le fait que la grande majorité des naissances se produisent lorsque les femmes sont âgées de moins de 35 ans, nous refaisons le même exercice à la figure 2b pour la fécondité réalisée entre 15 et 34 ans. L'avantage de ne pas contraindre les femmes à être âgées de 15 à 49 ans est que nous pouvons alors examiner le comportement des cohortes plus récentes. De fait, cela nous permet de calculer le taux «pseudo-réalisé» de fécondité pour les cohortes nées aussi récemment qu'entre 1957 et 1961. Ce faisant, nous couvrons alors vraiment toutes les cohortes potentiellement affectées par la réforme de 1973. Tout comme à la figure précédente, il n'y a aucune indication dans ce graphique que la générosité accrue du gouvernement québécois envers la naissance d'un troisième enfant ou plus ait eu un quelconque effet sur la taille de la famille : les courbes demeurent remarquablement parallèles.

La conclusion préliminaire qui se dégage des figures 1, 2a et 2b est que si la fécondité mesurée de façon synthétique a rattrapé celle des femmes ailleurs au Canada en réaction à l'incitatif fiscal accru, ce ne fut vraisemblablement pas par le biais d'un effet sur la taille de la famille. L'impression visuelle dégagée par ces graphiques est plutôt que les femmes québécoises ont réagi en accélérant leur décision d'avoir le même nombre d'enfants qu'elles auraient eu en l'absence d'intervention.

Par ailleurs, bien qu'une étude plus approfondie de cette question devra attendre la divulgation des données du dernier recensement, la figure 2b nous donne à penser qu'une partie (à tout le moins) de l'effet engendré par le programme des «bébés-bonus» consiste lui aussi en un effet de «tempo». En effet, les cohortes nées entre 1957 et 1961 furent exposées à ce programme, et il ne semble pas que la taille de la famille des femmes appartenant à ces cohortes ait été affectée par le programme. Toutefois, comme la figure 2b ignore l'incidence que le programme des bébés-bonus ait pu avoir sur les femmes âgées de plus de 34 ans, cette conclusion est préliminaire.

3.2 Données de Recensement

Afin de quantifier de façon plus précise l'ampleur des impacts de court et de long terme de la réforme du programme des allocations familiales, nous faisons appel aux microdonnées des fichiers-famille des recensements de 1976, 1981, et 1991. En plus des questions usuelles concernant la scolarité, le revenu, l'âge, etc.,

des conjoints, les fichiers-famille contiennent davantage d'information détaillée sur les questions liées à la fécondité que ce n'est le cas dans les fichiers individuels du recensement. Ainsi, il est possible de connaître le nombre d'enfants présents par tranche d'âge (0 à moins que 6 ans, 6-14, 15-17, 18-24, 24+). Du point de vue de la présente étude, la question se rapportant à la présence d'enfants de moins de 6 ans est particulièrement appropriée car elle nous permet d'évaluer dans quelle mesure la probabilité que les femmes québécoises déclarent avoir un enfant de moins de 6 ans à la maison change à travers le temps relativement aux femmes dans le reste du Canada d'un recensement à un autre.⁵

Dans l'analyse qui suit, nous examinerons dans quelle mesure l'accroissement du taux de fécondité relatif au Québec qui s'est produit au milieu des années 70 et qui illustré à la figure 1 se trouve confirmé par les données de recensement. Par après, nous analyserons la nature de la baisse subséquente du taux de fécondité à partir du début des années 80.

De façon plus précise nous considérons les femmes de même âge domiciliées à l'extérieur du Québec comme faisant partie du groupe-témoin représentant l'état contre-factuel, c'est-à-dire ce qui se serait arrivé aux femmes du même âge au Québec en l'absence du changement relatif des paramètres du programme des allocations familiales. Par conséquent, pour la période allant de 1976 à 1981, période qui correspond à la mise en place du programme, nous sommes en mesure de mesurer le changement relatif dans la fraction des femmes qui déclarent avoir au moins un enfant de moins de 6 ans à la maison au moment du recensement. Afin de mesurer l'effet à long terme de la politique, nous refaisons le même exercice entre 1981 et 1991 d'autre part, en prenant soin de «fixer» la cohorte de femmes afin qu'elle corresponde au même groupe ayant servi à l'évaluation de l'impact de court terme. En d'autres mots, alors que nous nous intéressons aux femmes âgées entre 25 et 34 ans en 1981 afin de mesurer l'ampleur de leur réaction initiale à l'incitatif fiscal, nous les retraçons ensuite au moment du recensement de 1991 alors qu'elles sont âgées entre 35 et 44 ans.

Le tableau 1 nous montre les résultats de cet exercice. Il en ressort clairement que si le programme semble avoir eu un effet positif à court terme, cet effet est complètement annulé par la baisse successive dans la fécondité relative des femmes québécoises.⁶ À noter ici que nous ne faisons que comparer les moyennes «brutes», c'est-à-dire sans aucun ajustement pour des différences systématiques

⁵Le fait que la question se rapporte aux enfants de moins de six ans permet de mesurer l'évolution «nette» depuis le recensement précédent.

⁶La baisse successive est même plus grande que la hausse de court terme, ce que nous voyons comme étant un signe que la tendance de fonds à la diminution de la fécondité au Québec est plus forte qu'ailleurs au Canada, à tout le moins au cours de cet épisode. Ceci est d'ailleurs quelque peu problématique pour l'évaluation du programme car l'hypothèse de base justifiant l'exercice est que les membres du groupe-témoin représentent ce qui serait arrivé en l'absence de l'intervention. Cette hypothèse n'est manifestement pas satisfaite si la tendance à travers le temps diffère d'une province (le Québec) à l'autre (e.g. l'Ontario). Toutefois, lorsque nous refaisons le même exercice en utilisant le recensement de 1986 plutôt que celui de 1991 afin de minimiser le problème des tendances de long terme divergentes, nous obtenons qualitativement le même résultat à savoir que la baisse relative subséquente entre 1981 et 1986 annule la hausse relative mesurée entre 1976 et 1981.

dans les caractéristiques individuelles des femmes. Comme les femmes dans le reste du Canada ont des caractéristiques différentes en moyenne des femmes québécoises appartenant aux mêmes cohortes (e.g. les femmes ontariennes ont plus de scolarité) et que ces caractéristiques sont souvent corrélées avec la décision d'avoir des enfants, indépendamment de toute intervention, il serait préférable d'effectuer une telle correction.⁷

4 Conséquences pour la conception de politiques

Notons tout d'abord que la différence Québec-ROC dans la subvention implicite du coût du troisième enfant présente dans le programme des allocations familiales (Québec et Ottawa combinés) était de l'ordre d'environ 7-10% entre 1974 et 1981. Ce calcul repose sur une évaluation de l'accroissement de revenu nécessaire afin de ramener les ménages au même niveau de bien-être qu'ils avaient avant d'avoir un troisième enfant. Le différentiel est plus élevé pour un 4^e enfant ou plus.⁸ Dans son étude sur l'effet du programme des «bébés-bonus», Milligan (2002) estime que l'intervention diminue le coût d'avoir un troisième enfant par environ 30%. Il est donc prématuré de généraliser les conclusions qui se dégagent de la présente étude étant donnée la plus grande générosité des bébés-bonus. Toutefois, il apparaît clair qu'une réduction de 10% du coût ne fait que changer l'espacement des enfants et non la taille de la famille. Par conséquent, il semblerait qu'une intervention ciblée vers les familles ayant déjà au moins deux enfants devra être coûteuse, sans que l'on sache à ce stade si l'effet final ne sera encore une fois qu'un effet de tempo.

La conclusion générale qui se dégage de ces deux épisodes est qu'il serait peut-être plus efficace et moins coûteux de cibler les femmes hésitant à avoir un premier enfant. En premier lieu, comme tout nouveau-parent peut en attester, c'est à ce moment que survient le changement le plus important dans la vie des conjoints (surtout les femmes). Deuxièmement, beaucoup de familles (pas toutes bien sûr) préfèrent avoir deux enfants plutôt qu'un seul, peu importe les interventions. Par conséquent, toute intervention effectuée sur la «marge extensive» (accroître le nombre de femmes ayant un premier enfant) a de bonne chance d'avoir une sorte de double impact.

Par ailleurs, un récent article par Del Boca (2002) tend à appuyer le point de vue qui veut que le degré de participation des femmes sur le marché du travail de même que leur fécondité sont tous deux positivement associés à la présence d'institutions facilitant ces deux aspects. Alors que l'on aurait tendance à penser

⁷C'est ce qui est fait dans Parent and Wang (2002) où l'on trouve que le fait de tenir compte des différences systématiques dans les caractéristiques individuelles ne fait que renforcer nos résultats au lieu de les atténuer. Nous croyons donc que les estimations indiquées au tableau 1 sont en fait robustes à ce genre de considération.

⁸Voir Parent and Wang (2002) pour plus de détails concernant ces calculs. Notez que la différence de subvention entre le Québec et le Canada est probablement plus pertinente que la subvention absolue (qui serait de l'ordre de 20%), la raison étant simplement que le changement relatif dans le régime fiscal est utilisé comme point de départ expliquant le changement dans la fécondité.

qu'un taux de fécondité plus faible serait associé à une participation plus forte sur le marché du travail, un coup d'oeil à la Figure 3 nous donne à penser que ce n'est pas le cas en Europe : les pays où les femmes ont un taux de fécondité plus élevé que la moyenne tendent aussi à avoir un taux d'emploi plus élevé.⁹ À l'inverse l'Italie, pays sur lequel se concentre l'attention de Del Boca, a des taux de fécondité et d'emploi très faibles. Son argument est que les politiques en place en Italie, contrairement aux pays scandinaves par exemple, tendent à scléroser le marché du travail en n'offrant que très peu de possibilités de travailler à temps partiel, ce que beaucoup de femmes envisageant d'avoir des enfants pourraient trouver attrayant. En même temps, bien qu'officiellement l'Italie bénéficie d'un système de garderies «gratuites», le nombre de places est rationné un peu comme au Québec, de sorte que l'impact de cette politique est plutôt limité. De fait, les heures de disponibilité offertes par le système Italien de garderies favorisent le travail à temps partiel plutôt qu'à temps plein. Comme l'économie italienne engendre très peu d'emplois à temps partiels en raison de rigidités découlant des politiques visant à favoriser la sécurité d'emploi, il en découle naturellement que la politique des garderies gratuites ne peut être très efficace.

Évidemment, il importe de noter que si cette conclusion vaut pour l'Italie, cela ne veut pas nécessairement dire qu'elles s'appliquent directement au cas du Québec. La leçon qu'on peut en tirer, toutefois, est que les interventions gouvernementales effectuées à la pièce pour résoudre un problème sans tenir compte des autres types d'interventions qui a priori ne semble qu'avoir un lien ténu mais qui en fait sont plus ou moins étroitement liées sont susceptibles d'échouer.

Références

- Del Boca, D. (2002). The effect of child care and part time opportunities on participation and fertility decisions in Italy. IZA Discussion Paper No. 427, Institute for the Study of Labor, Bonn.
- Milligan, K. (2002, March). Subsidizing the stork : New evidence on tax incentives and fertility. National Bureau of Economic Research Working Paper No. 8845, Cambridge, MA.
- Parent, D. and L. Wang (2002). Tax incentives and fertility in Canada : Permanent vs. transitory effects. Mimeo, McGill University, June.

⁹Il importe de noter que ce lien est identifié par les variations inter-pays, ce qui est très différent des variations intra-pays à travers le temps. Il est bien connu que la hausse du taux de participation des femmes sur le marché du travail au cours du 20^e siècle s'est accompagnée partout d'une baisse dans la fécondité. La figure 3 suggère par contre que des variations dans la politique publique à travers les pays peut engendrer, en partie du moins, une telle relation.

Tableau 1. Impacts à Court Terme (1976-1981) et à Long Terme (1981-1991)
 Groupe d'âge en 1976 et 1981: 25-34 ans; Groupe d'âge en 1991: 35-44 ans
 (Écarts-types entre parenthèses)

Partie A:

		1976	1981	1986	1991	1976-1981 Diff.	1991-1981 Diff.
Échantillon Total	Québec	0.5928 (0.0076)	0.5967 (0.0074)	0.2509 (0.0091)	0.1577 (0.0031)	0.0039 (0.0106)	-0.4391 (0.0081)
	Ontario	0.6070 (0.0066)	0.5574 (0.0067)	0.2576 (0.0079)	0.2004 (0.0029)	-0.0496 (0.0094)	-0.3569 (0.0073)
	ROC	0.6088 (0.0051)	0.5580 (0.0052)	0.2602 (0.0061)	0.1948 (0.0022)	-0.0508 (0.0073)	-0.3632 (0.0056)
Différences relatives	Québec-Ontario					0.0535 (0.0142)	-0.0821 (0.0109)
	Québec-ROC					0.0547 (0.0129)	-0.0758 (0.0098)

(Tableau 1, suite)

Partie B:

Structure familiale		1976	1981	1986	1991	1981-1976 Diff.	1991-1981 Diff.
Aucun autre enfant plus âgé dans la famille	Québec	0.6386 (0.0099)	0.6408 (0.0096)	0.3953 (0.0250)	0.2920 (0.0089)	0.0022 (0.0138)	-0.3488 (0.0131)
	Ontario	0.6615 (0.0089)	0.6394 (0.0092)	0.4517 (0.0221)	0.3424 (0.0079)	-0.0221 (0.0128)	-0.2970 (0.0121)
	ROC	0.6646 (0.0070)	0.6362 (0.0072)	0.4409 (0.0170)	0.3295 (0.0060)	-0.0283 (0.0100)	-0.3068 (0.0094)
Différence relative	Québec-Ontario					0.0244 (0.0188)	-0.0518 (0.0179)
	Québec-ROC					0.0306 (0.0170)	-0.0420 (0.0161)

(Tableau 1, suite)

Partie C:

Structure familiale		1976	1981	1986	1991	1981-1976 Diff.	1991-1981 Diff.
Un enfant plus âgé dans la famille	Québec	0.6807 (0.0153)	0.6722 (0.0143)	0.3919 (0.0196)	0.2222 (0.0066)	-0.0085 (0.0210)	-0.4500 (0.0158)
	Ontario	0.7311 (0.0124)	0.6842 (0.0129)	0.4161 (0.0181)	0.2990 (0.0065)	-0.0469 (0.0179)	-0.3852 (0.0144)
	ROC	0.7420 (0.0196)	0.6932 (0.0098)	0.4134 (0.0141)	0.2878 (0.0050)	-0.0487 (0.0131)	-0.4055 (0.0110)
Différence relative	Québec-Ontario					0.0384 (0.0275)	-0.0648 (0.0214)
	Québec-ROC					0.0402 (0.0250)	-0.0446 (0.0192)

(Tableau 1, suite)

Partie D:

Structure familiale		1976	1981	1986	1991	1981-1976 Diff.	1991-1981 Diff.
Au moins deux enfants plus âgés	Québec	0.3821 (0.0162)	0.3421 (0.0173)	0.1364 (0.0097)	0.0792 (0.0031)	-0.0399 (0.0237)	-0.2629 (0.0176)
	Ontario	0.3807 (0.0131)	0.2716 (0.0120)	0.1357 (0.0081)	0.1095 (0.0030)	-0.1091 (0.0178)	-0.1621 (0.0124)
	ROC	0.3962 (0.0098)	0.2815 (0.0092)	0.1475 (0.0064)	0.1093 (0.0023)	-0.1086 (0.0134)	-0.1783 (0.0095)
Différence relative	Québec-Ontario					0.0692 (0.0296)	-0.1009 (0.0215)
	Québec-ROC					0.0687 (0.0272)	-0.0846 (0.0200)

(Tableau 1, suite)

Partie E: Différence relative (Partie D) moins Différence relative (Partie B)

	1981-1976	1991-1981
Québec-Ontario	0.0448 (0.0351)	-0.0491 (0.0279)
Québec-ROC	0.0381 (0.0321)	-0.0426 (0.0256)

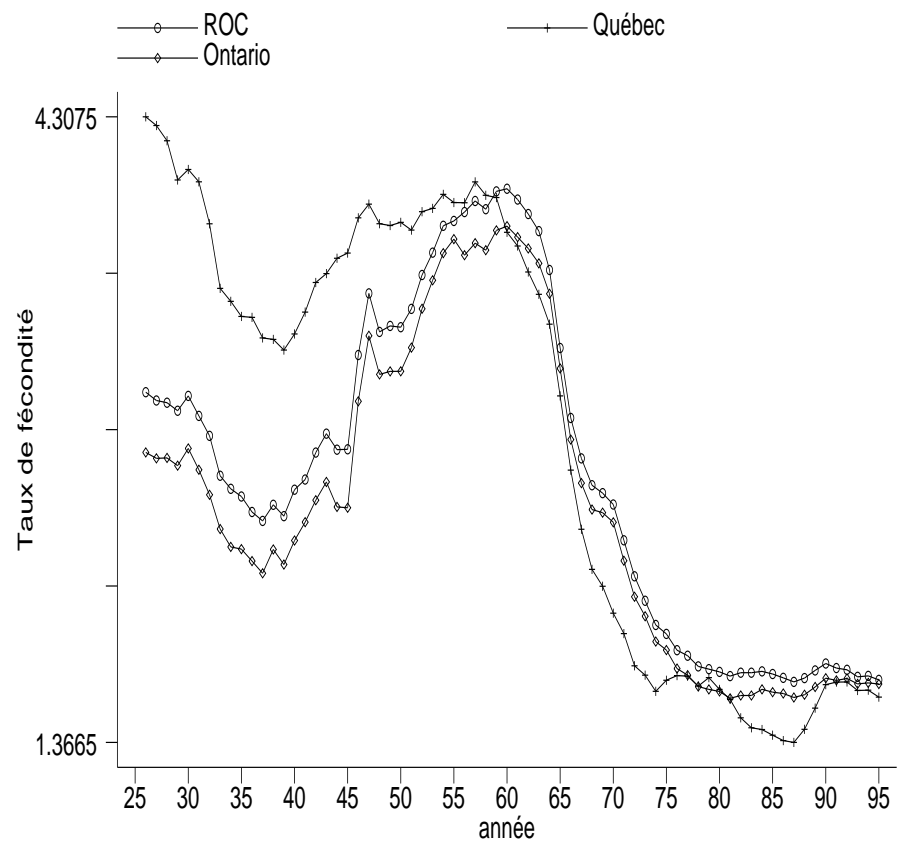


Figure 1. Taux synthétiques de fécondité

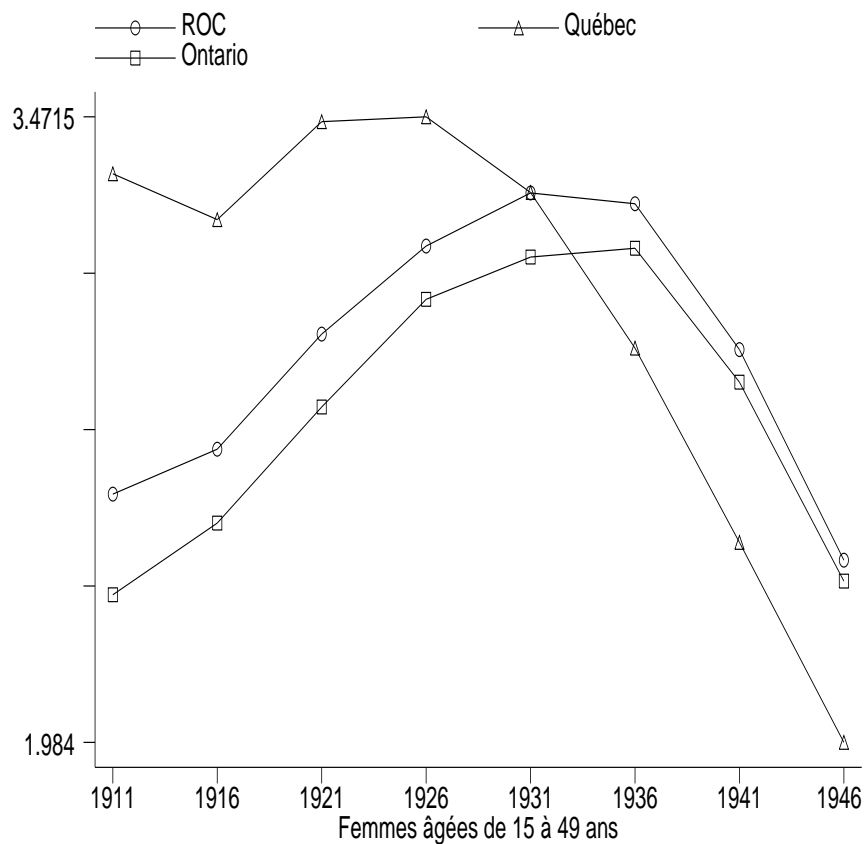


Figure 2a. Fécondité réalisée par cohorte de naissance

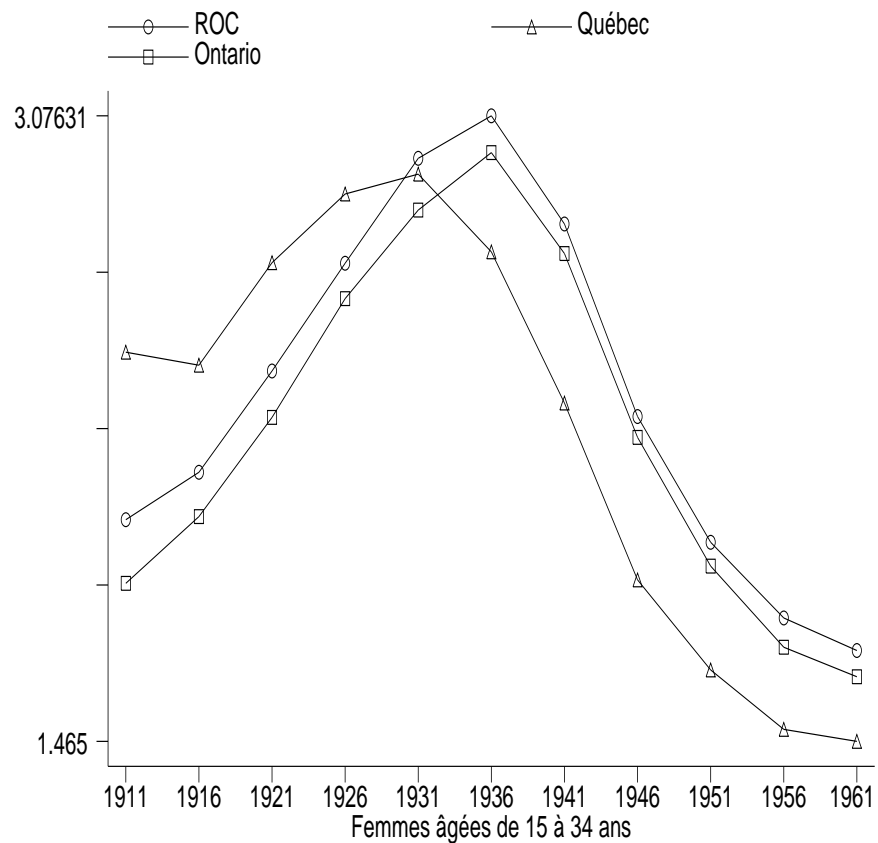


Figure 2b. Fécondité presque réalisée par cohorte de naissance

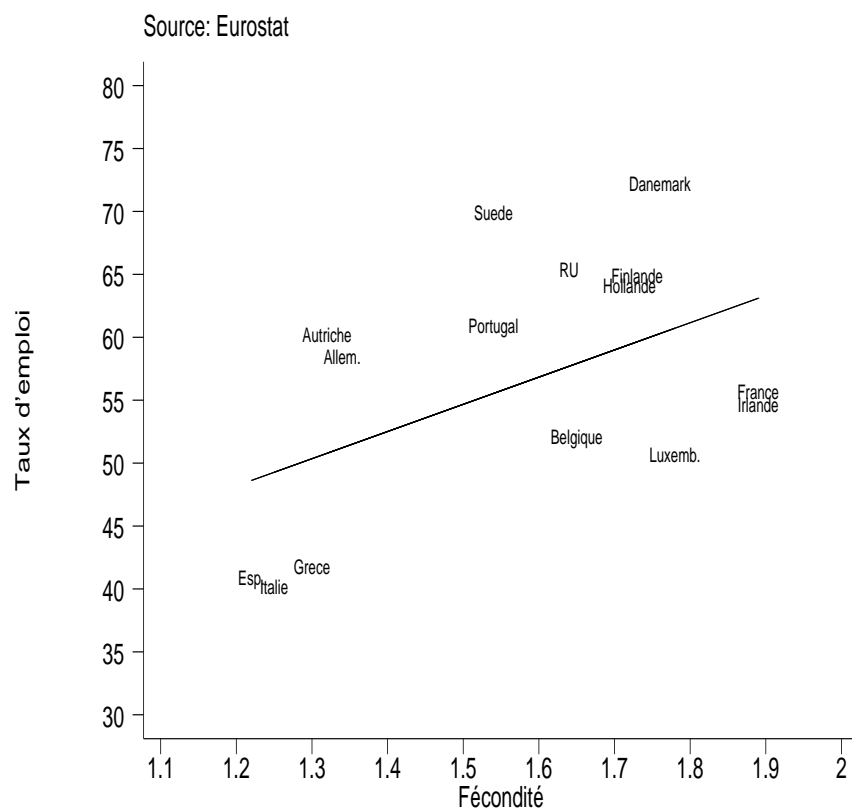


Figure 3. Fécondité et Taux d'Emploi des Femmes en Europe, 2000