

Quand le gouvernement subventionne la venue des cigognes

Résultats d'une « expérience naturelle »
concernant la politique familiale et la fécondité

Édith DUCLOS
Développement des ressources humaines Canada
Pierre LEFEBVRE et Philip MERRIGAN
Université du Québec à Montréal

Est-ce que les incitations financières influencent les comportements de fécondité? Cette question a été posée maintes fois dans la littérature démographique et économique. Cependant, les problèmes méthodologiques associés à toute stratégie de recherche empirique qui vise à donner une réponse satisfaisante sont complexes et difficiles à résoudre. L'un des problèmes importants est le caractère endogène des variations du revenu familial : avant une naissance, le revenu familial peut augmenter parce que les parents travaillent plus pour se préparer financièrement à la venue de l'enfant ; après la naissance un des parents (la mère le plus souvent) peut quitter le marché du travail pour se consacrer aux soins de l'enfant. Ces comportements créent de fausses corrélations entre le revenu et la fécondité. Par ailleurs, l'aide financière publique aux familles tient compte le plus souvent tant du nombre d'enfants que du revenu familial, ce qui introduit un autre type d'endogénéité. Il s'ensuit que pour évaluer l'effet des aides publiques et des incitations financières sur la fécondité, il faut pouvoir observer des variations exogènes dans les aides monétaires

publiques associées à la venue d'un enfant, pour un échantillon représentatif de familles susceptibles (en tenant compte des contraintes de fertilité des femmes) de modifier ses comportements de fécondité.

Cet article¹ présente certaines évidences empiriques soutenant l'idée que les incitations financières ont des effets sur les taux de fécondité. Notre laboratoire « quasi expérimental » sera le Québec et les provinces du Reste du Canada (RDC). Le Québec offre un « groupe traitement » de femmes qui ont été exposées à des modifications importantes du soutien financier public par la politique familiale mise en place de 1986 à 1997. Au cours de la même période, plusieurs changements ont été apportés à la politique familiale fédérale. Cependant, les mesures se sont appliquées aux familles de toutes les provinces. Ainsi, le RDC fournit un « groupe contrôle » de femmes qui n'ont pas eu accès à l'ensemble des mesures financières publiques mises en place au Québec. Les bénéficiaires de la politique familiale québécoise qui favorisaient nettement les naissances de rang deux et trois sont clairement des incitations financières potentiellement favorables à l'augmentation des taux de fécondité.

L'analyse utilise des séries temporelles de fécondité par cohorte et par rang de naissance pour le Québec et le RDC en appliquant l'approche *différence en différences*. De plus, des régressions avec des variables de contrôle pour tenir compte des années, du groupe d'âge des femmes ainsi que de leur région de résidence (Québec et RDC) estiment les taux de transition entre différents rangs de naissance (le passage de zéro à un, deux ou trois enfants). Elles permettent d'établir statistiquement l'effet de la politique familiale québécoise entre 1986 et 1996. La construction de ces taux de transition repose sur le couplage de données sur les naissances provenant de l'état civil et de données d'enquêtes transversales répétées sur la population. Les résultats montrent que l'accroissement du soutien monétaire public des familles au Québec a eu pour effet de hausser la probabilité d'avoir un premier, un deuxième et un troisième enfant. Il est plus difficile d'affirmer que ces hausses captent uniquement un effet de « *quantum* » de la politique sur les taux de fécondité et ne reflètent pas non plus un effet sur le « *tempo* » (ou l'accélération) de la fécondité.

La section suivante de l'article présente une brève revue de la littérature sur la fécondité et les incitations financières. Elle est suivie d'une courte description de la politique familiale mise en place durant la période sous étude et d'une section présentant des statistiques descriptives sur l'évolution des taux de fécondité. Les autres sections contiennent respectivement

1. On trouvera une présentation plus extensive de la politique familiale dans Duclos, Lefebvre et Merrigan (2001). Cette recherche a bénéficié du soutien financier du Fonds FCAR et du Conseil québécois de la recherche sociale.

les données et la méthodologie utilisées ainsi que les résultats de l'approche différence en différences et de l'analyse économétrique. La dernière section résume les résultats et contient une conclusion.

REVUE DE LA LITTÉRATURE

Il existe une vaste littérature scientifique démontrant que les conditions de l'environnement économique jouent un rôle dans les décisions de fécondité (voir l'article synthèse de Holtz, Klerman et Willis, 1997). À titre d'exemple, en utilisant un modèle de cycle de vie du rythme et de l'espace-temps des naissances, Heckman et Walker (1990), avec des données suédoises, et Merrigan et Saint-Pierre (1998), avec des données canadiennes, montrent que la hausse importante de la rémunération des femmes au cours des quarante dernières années explique une proportion élevée du déclin des taux de fécondité. Bien que les modèles empiriques de fécondité fournissent indirectement des évidences de l'effet des incitations financières publiques sur la fécondité, on trouve rarement dans ces travaux une modélisation satisfaisante des programmes publics.

Aux États-Unis, certains ont examiné l'impact de « prix » un peu particuliers comme les prestations d'aide sociale ou la régulation des avortements (réglementation, financement public) en exploitant les différences observables entre les États (Blank, George et London, 1996 ; Rosenzweig, 1999 ; Moffitt 1998, pour une recension des travaux). D'autres ont utilisé des données chronologiques agrégées (pour le Canada, Hyatt et Milne, 1991 ; Zhang, Quan et Van Meerbergen, 1994). Cette dernière approche exclut la modélisation fine des effets des paramètres de la fiscalité personnelle et des transferts. Lefebvre, Brouillette et Felteau (1994) développent une telle modélisation en s'appuyant sur les microdonnées provenant de coupes transversales répétées portant sur les années 1975-1987. Ils obtiennent que les comportements de fécondité des Québécoises et des Canadiennes sont sensibles à des changements dans les flux attendus de revenu après impôts et transferts associés à la politique familiale publique. Leurs résultats indiquent que la fiscalité personnelle et les allocations familiales conditionnelles à la présence des enfants influencent à la hausse la fécondité dans le cas des familles qui ont déjà des enfants, mais que les mesures ne semblent pas avoir eu, durant la période analysée, d'effet sur le comportement de fécondité des couples qui n'avaient pas déjà pris la décision d'avoir au moins un enfant.

Milligan (2000) utilise les microdonnées des recensements de 1991 et de 1996 pour établir l'effet pronataliste de la politique familiale québécoise à l'aide d'une série d'analyses statistiques rigoureuses. Ses résultats

rèvelent que, par rapport au RDC, la probabilité d'avoir un enfant au Québec a augmenté de 12 % entre les deux fenêtres d'observation. De plus, il calcule les pourcentages d'augmentation d'avoir un enfant, un deuxième enfant et un troisième enfant ; ceux-ci sont respectivement de 10,7 %, 12,6 % et 25 %. Une hausse de 1 000 \$ du soutien financier est associée à une augmentation de 9,6 % de la fécondité, tous les rangs de naissance confondus. Ses résultats, qui sont statistiquement robustes, appuient fortement l'idée qu'une incitation financière publique influence la fécondité.

ÉVOLUTION DE LA POLITIQUE FAMILIALE AU QUÉBEC ET AU CANADA

Du milieu des années 1980 à la fin des années 1990, le gouvernement du Québec a décidé d'accroître son soutien financier des familles. L'objectif poursuivi visait à avantager les familles : « [...] il devient de plus en plus évident qu'il faut apporter une compensation financière plus importante pour la présence d'enfants dans une famille et en particulier dans le cas d'une famille nombreuse » (Gérard D. Lévesque, Discours sur le budget, 12 mai 1988, p. 10). Ce budget du printemps 1988 (le premier du gouvernement dirigé par le Parti libéral), caractérisé par l'introduction de plusieurs mesures importantes de soutien des familles, bonifiées dans les années suivantes, marque un changement d'orientation de la politique familiale que certains ont qualifié de « pronataliste ».

Avant 1986, le Québec – la seule province avec des mesures de soutien des familles – aidait financièrement les familles par des allocations familiales non imposables, modestes mais croissantes avec le nombre d'enfants. L'autre disposition consistait en une déduction fiscale pour les enfants de 16-17 ans ou de plus de 17 ans s'ils fréquentaient l'école (une déduction analogue pour les enfants de moins de 16 ans fut abolie lorsque le gouvernement introduisit ses propres allocations familiales, en 1967). En 1986, le gouvernement du Parti québécois décide de réintroduire une exemption fiscale pour les enfants de moins de 16 ans (en promettant des hausses pour les deux années suivantes). Cependant, les allocations familiales étaient en partie récupérées pour financer cette déduction. Ces derniers changements ne peuvent être considérés que comme modestes en termes financiers. Le budget de 1988 met fin à la récupération des allocations familiales, transforme les exemptions fiscales en crédits non remboursables, modifie l'allocation de disponibilité (transformée plus tard en allocations pour jeunes enfants) et introduit des allocations de naissance, une réduction sélective d'impôt famille et des crédits remboursables pour la taxe de vente. Les budgets de 1989 à 1991 vont essentiellement

modifier l'allocation à la naissance pour le deuxième enfant (1 000 \$ en deux versements) et pour le troisième enfant et les suivants (20 versements trimestriels de 400 \$). À partir de 1993, aucune des mesures d'aide (fiscale ou autre) n'est indexée pour tenir compte de l'inflation, de sorte que les aides sont réduites en termes réels (bien que le taux d'inflation pour les années 1993 à 1996, qui est notre dernière année d'analyse statistique, soit très faible). Le tableau 1 met en perspective l'effort financier fait en faveur des enfants de 0-17 ans. En termes réels, le soutien par enfant s'accroît de 2,4 fois de 1985 au milieu des années 1990.

TABLEAU 1

Évolution du soutien financier des familles venant du gouvernement du Québec en millions de dollars constants (\$1992), nombre d'enfants (000) de 0-17 ans, et soutien par enfant en dollars

Année	1985	1987	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
Aide \$	1 097	1 277	1 789	1 942	1 964	2 204	2 524	2 653	2 694	2 653	2 615
Enfants	1 634	1 617	1 624	1 642	1 658	1 668	1 671	1 670	1 664	1 650	1 627
\$/ enfant	671	790	1 102	1 183	1 185	1 321	1 510	1 589	1 619	1 608	1 607

Note : L'aide financière est la somme des transferts aux familles avec des enfants à charge (incluant la portion de l'assistance sociale couvrant les besoins essentiels des deux premiers enfants) et toutes les aides de nature fiscale pour les familles avec des enfants à charge.

Sources : Pour le soutien nominal, Documents budgétaires, ministère des Finances du Québec, différentes années ; pour le nombre d'enfants, Régie des rentes du Québec et Institut de la statistique du Québec ; pour les aides en termes réels et par enfant, calculs des auteurs.

Le tableau 2 illustre l'aide financière (fiscalité et transferts nets) des deux paliers de gouvernement pour une famille biparentale selon le revenu et le nombre d'enfants à charge². On observe une hausse modeste de l'aide entre 1985 et 1987 avec l'introduction de la déduction fiscale québécoise. L'augmentation est de 300 \$ pour un enfant, de 400 \$ pour deux enfants et de 600 \$ pour trois enfants. La politique de 1988 accroît considérablement le niveau de l'aide pour les familles à revenu modeste et pour toutes les familles avec trois enfants. En 1989, comparativement à 1987, pour les familles avec 30 000 \$ de revenu de travail, l'aide pour un enfant augmente de 707 \$, pour deux enfants, de 864 \$ et pour trois enfants, de 2 757 \$; pour les familles avec un revenu de 40 000 \$, les hausses sont

2. L'aide financière est calculée pour un couple avec un seul revenu de travail et sans dépenses pour services de garde. L'âge du premier enfant est de sept ans, dans le cas d'un deuxième, il est de deux ans et le troisième est un nouveau-né. L'aide du Québec comprend la réduction d'impôt famille, les différentes allocations familiales et les autres allocations. L'aide fédérale comprend avant 1993 les crédits d'impôt remboursables et non remboursables pour enfant à charge et en 1993 ou après, la prestation fiscale fédérale.

respectivement de 275 \$, 421 \$ et 2 309 \$ tandis que pour celles ayant 50 000 \$ de revenu, elles sont de 78 \$, 158 \$ et 2 014 \$. À cause de l'indexation et d'autres changements mineurs aux mesures, le niveau des aides augmente nominalement en moyenne de 1989 à 1994 de 700 \$ pour un premier enfant, de 1 100 \$ pour deux enfants et de 1 800 \$ pour trois enfants.

En résumé, il y a une hausse du soutien financier ; les incitations financières à avoir plus d'enfants sont plus fortes pour les familles à revenu plus modeste, peu importe le rang de naissance ; et les incitations financières sont considérablement plus élevées pour toutes les familles donnant naissance à un enfant de rang trois ou plus³. Les changements importants de la politique entrent en vigueur au printemps 1988, de sorte qu'ils devraient donner des résultats observables en 1989 ou après, si effets il y a sur la fécondité. D'autres hausses du soutien se produisent en 1990 et 1991 pour les naissances de rang 3, de sorte que les effets sur la fécondité devraient se manifester dans les années 1990, compte tenu de l'espacement et du tempo des naissances.

Finalement, le gouvernement du Québec a décidé en 1997 qu'à partir de septembre 1997, le régime des différentes allocations familiales universelles serait aboli et remplacé par une « nouvelle allocation familiale⁴ » (en fait une prestation fiscale), fortement ciblée sur le revenu familial et complémentaire à la prestation fiscale fédérale. Pour « compenser » les familles, le gouvernement introduisait une politique visant à accroître l'offre de services de garde en assumant les coûts supplémentaires de celle-ci (les services de garde à 5 \$ par jour et par enfant).⁵

Au palier fédéral, deux mesures furent les piliers de la politique familiale de 1945 jusqu'à la fin des années 1970 : les allocations familiales et une déduction fiscale pour enfant à charge. En 1974, les allocations familiales furent doublées, indexées à l'inflation et rendues imposables. En 1978, elles furent réduites pour financer une troisième mesure, soit un crédit remboursable dégressif selon le niveau de revenu familial. En 1988, la déduction fiscale fut remplacée par un crédit non remboursable. De 1989 jusqu'à leur abolition en 1993, les allocations familiales étaient sujettes à une récupération fiscale pour les familles dont le revenu familial dépassait 50 000 \$. En 1993, la politique est modifiée. Les deux mesures traditionnelles – allocation familiale et crédit fiscal non remboursable – sont abolies au profit du crédit fiscal remboursable qui prend le nom de

3. Cette politique fut mise en place durant une période de stagnation du revenu réel des familles.

4. Cette allocation remplaçait également la « portion enfant » des prestations d'aide sociale.

5. Pour une analyse des impacts financiers de ces changements de la politique familiale, voir Baril, Lefebvre et Merrigan, 2000, et Lefebvre et Merrigan, 2002.

TABLEAU 2

Soutien financier des enfants de famille biparentale, Québec (Q) et gouvernement fédéral (F), selon le niveau de revenu familial de travail, en dollars, 1985-1995

Année	1985	1987	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
<i>Famille biparentale avec un revenu de travail de 30 000 \$</i>									
Q1 enfant	95	392	1 099	1 380	nd	1 722	1 744	1 971	1 971
Q2 enfants	521	938	1 802	2 127	nd	2 545	2 693	2 968	2 968
Q3 enfants	880	1 431	4 188	4 571	nd	5 168	5 637	5 959	5 959
F1 enfant	580	552	523	558	nd	652	767	767	767
F2 enfants	1 371	1 427	1 616	1 670	nd	1 817	1 878	1 879	1 878
F3 enfants	2 551	2 701	3 181	3 259	nd	3 474	3 763	3 763	3 763
1 enfant	675	944	1 622	1 938	nd	2 374	2 511	2 738	2 738
2 enfants	1 892	2 365	3 418	3 797	nd	4 362	4 571	4 846	4 846
3 enfants	3 431	4 132	7 368	7 830	nd	8 642	9 400	9 722	9 722
<i>Famille biparentale avec un revenu de travail de 40 000 \$</i>									
Q1 enfant	95	425	700	982	1 130	nd	1 358	1 604	1 605
Q2 enfants	521	982	1 403	1 729	1 916	nd	2 307	2 601	2 601
Q3 enfants	880	1 480	3 789	4 172	4 412	nd	5 251	5 592	5 593
F1 enfant	342	313	252	257	261	nd	517	517	517
F2 enfants	911	936	1 116	1 172	1 220	nd	1 378	1 378	1 378
F3 enfants	2 084	2 204	2 681	2 761	2 830	nd	3 263	3 263	3 263
1 enfant	437	738	952	1 239	1 391	nd	1 875	2 121	2 122
2 enfants	1 432	1 918	2 529	2 901	3 136	nd	3 685	3 979	3 979
3 enfants	2 964	3 684	6 470	6 933	7 242	nd	8 514	8 855	8 856
<i>Famille biparentale avec un revenu de travail de 50 000 \$</i>									
Q1 enfant	95	425	503	583	nd	933	958	1 224	1 227
Q2 enfants	521	991	1 149	1 330	nd	1 755	1 907	2 249	2 252
Q3 enfants	880	1 494	3 508	3 794	nd	4 378	4 851	5 270	5 273
F1 enfant	350	327	243	257	nd	269	267	267	267
F2 enfants	799	742	594	670	nd	817	878	878	878
F3 enfants	1 628	1 712	2 124	2 205	nd	2 474	2 763	2 763	2 763
1 enfant	445	752	746	840	nd	1 202	1 225	1 491	1 494
2 enfants	1 320	1 733	143	2 000	nd	2 572	2 785	3 127	3 130
3 enfants	2 508	3 206	5 632	5 999	nd	6 852	7 614	8 033	8 036
<i>Famille biparentale avec un revenu de travail de 100 000 \$</i>									
Q1 enfant	95	nd	nd	563	611	nd	651	703	703
Q2 enfants	521	nd	nd	1 581	1 417	nd	1 510	1 640	1 640
Q3 enfant	880	nd	nd	3 847	4 093	nd	4 364	4 572	4 572
F1 enfant	nd	nd	nd	125	65	nd	0	0	0
F2 enfants	nd	nd	nd	280	129	nd	0	0	0
F3 enfants	nd	nd	nd	640	258	nd	263	263	263
1 enfant	nd	nd	nd	688	676	nd	651	703	703
2 enfants	nd	nd	nd	1 581	1 546	nd	1 510	1 640	1 640
3 enfants	nd	nd	nd	4 487	4 351	nd	4 627	4 572	4 572

Source : Discours sur le budget et renseignements supplémentaires, ministère des Finances du Québec.

prestation fiscale pour enfant⁶. La prestation annuelle de base est 1 020 \$ pour le premier et le deuxième enfant (1 095 \$ pour le troisième et les suivants) et elles sont réduites pour le premier enfant (le deuxième et les suivants) de 2,5 % (5 %) par dollar de revenu familial excédant 25 921 \$. Une famille avec un ou deux enfants ne recevait pas de prestations lorsque son revenu dépassait 66 721 \$ (88 621 \$ pour trois enfants). Comme le taux d'inflation n'a pas excédé 3 %, le niveau de la prestation est resté le même jusqu'en 1997. En 1998, le gouvernement décide d'accorder un supplément de prestation en fonction du rang de naissance de l'enfant. En 1999 et 2000, le niveau des prestations est augmenté ainsi que les seuils de revenu à partir desquels s'opère la réduction (la pleine indexation pour l'inflation est restaurée en 2000).

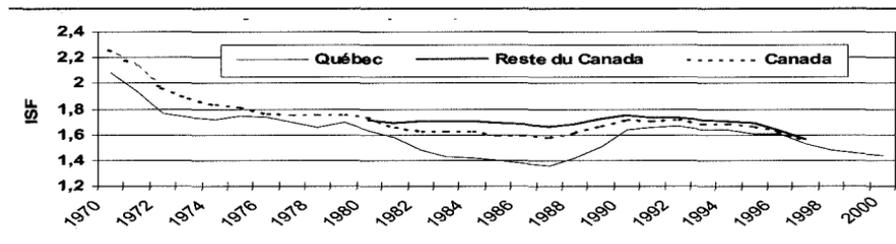
Concernant les prestations fédérales, une province pouvait demander au gouvernement d'appliquer une disposition selon laquelle celles-ci étaient modulées en fonction de l'âge ou du rang de naissance de l'enfant (du nombre d'enfants), pourvu que le coût total du programme reste le même. Le Québec et l'Alberta ont choisi des modalités différentes de celle d'une prestation identique par enfant comme ce fut le cas pour les autres provinces. Selon le choix du Québec, la prestation fiscale fédérale était de 869 \$ pour le premier enfant et respectivement de 1 000 \$ et de 1 597 \$ pour les enfants de rang deux ou trois et plus (avec un supplément pour chaque enfant entre 12 et 17 ans). En 1998, le Québec a décidé de laisser tomber cette modulation de la prestation fiscale fédérale. Cette disposition (qui s'appliquait aussi aux allocations familiales fédérales avant 1993) augmentait pour la période analysée l'incitation financière d'avoir un troisième enfant, compte tenu de la structure des allocations familiales québécoises.

STATISTIQUES DESCRIPTIVES

La figure 1 présente l'évolution historique de l'indice synthétique de fécondité (ISF) depuis 1970 pour le Québec, le Canada et le RDC (excluant le Québec pour les années 1980-1997) – en mai 2001, Statistique Canada n'avait pas rendu disponibles les taux pour le Canada et le RDC pour les années 1998-2000. Au Québec, l'ISF passe sous la barre de 2,1 (le seuil assurant le remplacement des générations) alors qu'au Canada (incluant

6. La réforme comprenait aussi un modeste supplément dégressif lorsqu'une famille avait un revenu de travail et un revenu familial total inférieur à 25 921 \$; les autres dispositions de la politique familiale (crédit remboursable pour taxe de vente, déduction pour frais de garde et crédit non remboursable pour famille monoparentale) ne furent pas modifiées.

FIGURE 1
Indice synthétique de fécondité 1971-2000



le Québec) cette baisse se produit autour de 1973. Durant les années 1960 et 1980, il y a une tendance nette à la baisse des taux de fécondité, qui dure jusqu'en 1987. De 1980 à 1987, l'ISF est passé de 1,63 enfant par femme à 1,36 en 1987. Durant la même période, l'ISF dans le RDC est stable à 1,68 enfant. La baisse de 1980-1987 n'a pas retenu l'attention des chercheurs ou fait l'objet d'explications particulières de la part des démographes. De 1987 à 1990, on observe tant au Québec que dans le RDC une hausse des taux de fécondité. L'ISF passe à 1,7 dans le RDC, tandis qu'au Québec il augmente à 1,63 (1,67 en 1992). Par la suite, dans le RDC, l'ISF baisse pour atteindre le niveau de 1,6 en 1997, alors qu'au Québec le taux reste stable à 1,63.

La hausse de la fécondité à partir de 1988 au Québec, et qui se maintient jusqu'en 1996, sera d'autant plus remarquable qu'elle coïncide avec la période où le gouvernement du Québec accroît fortement son soutien financier aux familles. Après 1996, la fécondité fléchit pour atteindre à nouveau 1,4 en 2000 (estimé provisoire), soit le même niveau qu'en 1987. La différence entre un taux de 1,4 et 1,7 peut paraître minime, mais elle correspond à environ 15 000 naissances par année (approximativement le nombre d'immigrants qui chaque année s'établissent au Québec). Une hausse (baisse) de cette ampleur répétée sur plusieurs années représente, par exemple, un « choc » important sur le système scolaire et sanitaire ainsi que sur son organisation. La politique familiale poursuivie au Québec entre 1986 et 1997 (et radicalement modifiée en 1998) soulève donc la question de l'effet des politiques publiques sur les comportements de fécondité.

Les figures 2 à 5 montrent l'évolution de l'ISF pour le Québec (1980-1999) et le RDC (1980-1997), respectivement pour les naissances de rang 1, 2, 3 et pour toutes les naissances. On observe les mêmes évolutions selon les rangs de naissance avec quelques différences dans le rythme chronologique. Ces figures mettent simplement en évidence l'argument que les mesures de la politique familiale introduites à partir de 1996 ont pu influencer les comportements de fécondité des Québécoises.

FIGURE 2
Indice synthétique de fécondité – Rang 1

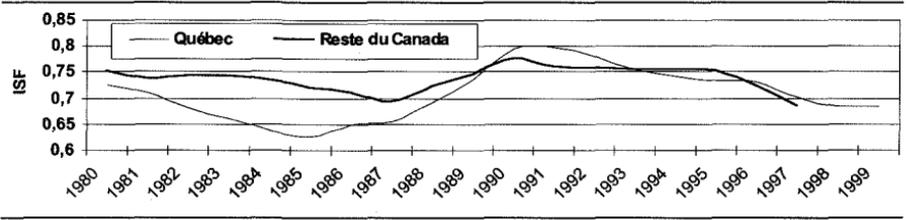


FIGURE 3
Indice synthétique de fécondité – Rang 2

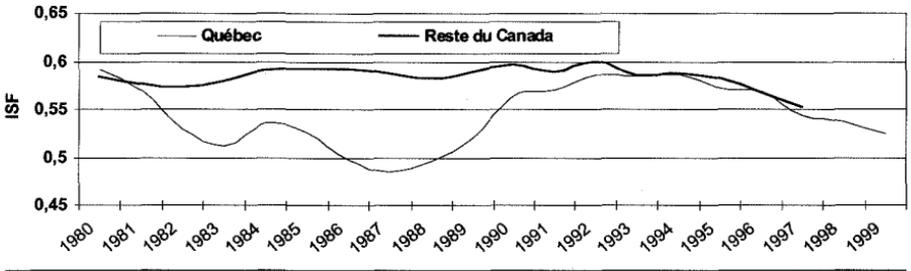


FIGURE 4
Indice synthétique de fécondité – Rang 3

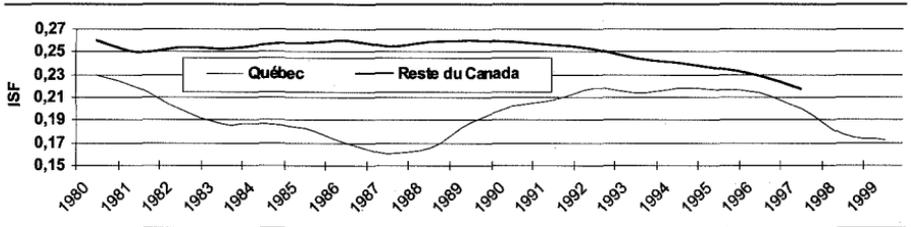


FIGURE 5
Indice synthétique de fécondité – Tous les rangs

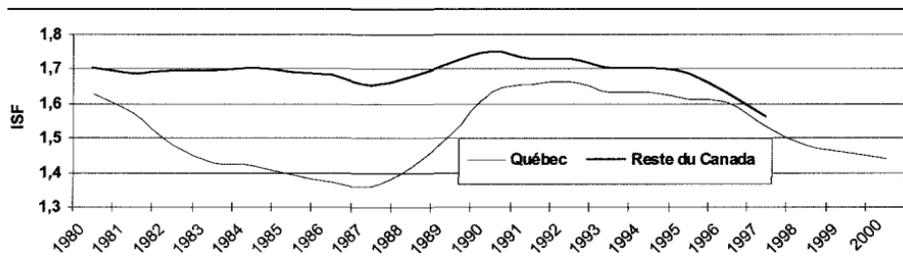
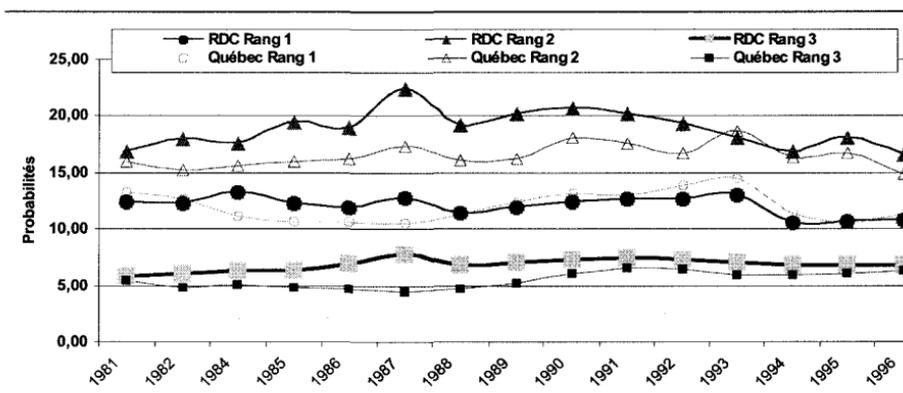


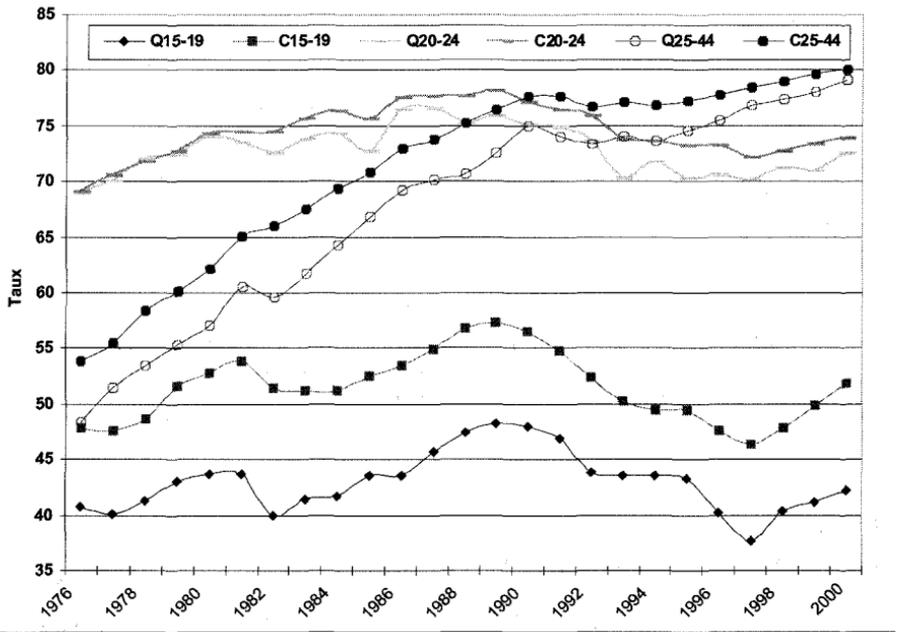
FIGURE 6
Probabilités observées de naissance par rang, RDC et Québec



La figure 6 présente la proportion des femmes susceptibles de donner naissance à un enfant et qui ont effectivement eu un enfant par rang de naissance (la méthode de calcul de ces proportions est décrite plus bas). Les mêmes évolutions s'observent, soit une baisse des proportions suivie d'une tendance à la hausse à partir de 1987. Pour les naissances de rang 1, on observe au Québec un mouvement de baisse jusqu'en 1987 avec un renversement et une tendance à la hausse jusqu'en 1993, alors que les deux « régions » se caractérisent par une baisse. Pour les naissances de rang 2, l'écart entre les deux régions commence à se réduire en 1990, pour disparaître en 1993. Puis, par la suite, les taux évoluent parallèlement. La figure indique que la différence entre les proportions est la plus grande pour les naissances de rang 3 en 1987, alors qu'une forte hausse se produit au Québec, les proportions devenant similaires de 1991 à 1997. Une fois encore, cette figure fournit une évidence empirique de l'effet de la politique sur les taux de fécondité.

FIGURE 7

Taux de participation au marché du travail des femmes
selon le groupe d'âge, Canada et Québec



D'autres facteurs peuvent influencer les comportements de fécondité et leur tendance peut être différente au Québec et dans le RDC, notamment ceux qui concernent le marché du travail et l'éducation. La figure 7 présente l'évolution des taux de participation au marché du travail des femmes au Québec et dans le RDC pour trois groupes d'âge (15-19 ans, 20-24 ans et 25-44 ans), de 1976 à 2000. Les taux évoluent en parallèle alors que les écarts ont tendance à se refermer dans le temps. Le même portrait s'observe (ces figures sont présentées dans Duclos *et al.*, 2001) pour les taux de chômage ainsi que pour les taux d'éducation par niveaux (selon quatre niveaux entre 1971 et 1996). Ces tendances jouent en faveur du report des naissances au Québec. Par conséquent, nos résultats seront biaisés à la baisse, car l'analyse statistique ne considère pas ces facteurs.

DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE

L'approche statistique repose au plan technique sur la construction de probabilités de passage entre différents rangs de naissance pour différents groupes d'âge des femmes. Pour les rangs 1, 2 et 3, il s'agit de calculer les

ratios des naissances par rang sur le nombre de femmes pouvant donner naissance à un premier, deuxième et troisième enfant. Ces ratios donnent les proportions de femmes qui ont changé d'état, c'est-à-dire qui ont fait la transition de l'état sans enfant (avec un, deux enfants) vers l'état un (deux, trois) enfant(s). Ces ratios sont calculés chaque année (avant et après les changements de la politique familiale).

Le nombre de naissances par rang s'obtient des Statistiques de l'état civil pour le Québec (Institut de la statistique du Québec) et pour le RDC (Statistique Canada) qui est simplement la différence entre le nombre de naissances au Canada et au Québec. Pour calculer le nombre de femmes susceptibles de donner naissance à un enfant d'un rang donné, il faut recourir aux microdonnées de l'Enquête canadienne sur les finances des consommateurs (EFC). L'EFC est disponible chaque année pour les années 1981 à 1997 (sauf pour l'année 1983)⁷. Dans cette enquête, pour chaque famille « économique », on connaît le nombre d'enfants présents, l'âge des femmes et celles qui sont conjointes ou chefs d'une famille de recensement (ou économique). De plus, pour chaque famille répondante, il y a un facteur de pondération universelle qui permet de connaître le nombre de femmes de chaque type dans la population canadienne. Ces poids sont utilisés pour estimer le nombre de femmes par âge selon le nombre d'enfants présents. Ces poids sont relativement précis puisque les nombres calculés d'enfants dans la population comparés avec ceux donnés par les Statistiques de l'état civil sont semblables.

Cependant, il est impossible de construire des probabilités fiables pour exactement chaque âge. En premier lieu, seulement des femmes âgées entre 18 et 35 ans sont retenues. Pour les femmes de 36 ans et plus, il est possible qu'un ou des enfants aient quitté le foyer familial ou vivent avec leur père, chef d'une famille monoparentale. Pour des raisons propres à l'enquête, il est difficile de calculer correctement le nombre d'enfants des femmes âgées de moins de 18 ans. De plus, les probabilités pour les Québécoises de chaque âge ne peuvent être construites de façon robuste au plan statistique, car pour certains âges de chaque rang de naissances, il n'y a pas suffisamment d'observations non pondérées (100 ou plus). Alors les probabilités pour les femmes susceptibles de donner naissance à un premier enfant (de rang 1) sont construites pour 4 groupes d'âge (18-22 ans, 23-25 ans, 26-29 ans, 30-35 ans). Pour les naissances de rang deux et trois, trois groupes d'âge sont utilisés (18-26 ans, 27-30 ans, 31-35 ans ; 18-29 ans, 30-32 ans, 33-35 ans). Ces probabilités sont calculées

7. Après 1997, l'EFC fut remplacée par l'Enquête sur la dynamique du revenu et du travail. Statistique Canada n'avait pas encore rendu disponible au moment de la recherche le fichier public des microdonnées pour les années 1998 et 1999.

pour le Québec et le RDC de sorte qu'on dispose de 60 « cellules » pour les naissances de rang 1 et de 45 cellules pour les naissances de rang 2 et 3, compte tenu des 11 années utilisées. Le modèle statistique utilisé est décrit à l'annexe technique.

RÉSULTATS DE L'APPROCHE « DIFFÉRENCE EN DIFFÉRENCES »

Avant de présenter les résultats de l'analyse statistique, on utilise une stratégie d'analyse très simple pour évaluer l'impact de la politique qui est reprise dans la modèle statistique. Elle s'appuie sur l'idée que les Québécoises peuvent être considérées comme un *groupe expérimental ou traitement* et les Canadiennes du RDC comme un *groupe contrôle*. Il s'agit de faire abstraction un instant de toutes les variables observables (conjuncture économique, politique familiale canadienne, scolarisation des femmes, etc.), autres que la politique familiale du Québec, qui ont pu influencer les taux de fécondité par rang de naissance au cours de la période étudiée. L'estimateur de l'effet global de la politique sera donné par la différence des moyennes du taux de fécondité du groupe traitement, après et avant sa mise en place.

Ce premier estimateur est faussé dans la mesure où les changements observés ne découlent pas forcément en totalité des effets de la politique publique d'aide puisque plusieurs facteurs ont pu affecter les comportements de fécondité au cours de la période retenue. Pour en tenir compte, on fait deux hypothèses. D'abord, que les changements observés au cours de la même période dans les taux de fécondité du groupe contrôle sont associés à ces facteurs. Puis, que leurs effets sur les taux de fécondité des deux groupes (contrôle et traitement) sont identiques. C'est effectivement le cas de la politique familiale fédérale. Pour des facteurs tels que les taux de scolarisation par niveau, les taux de participation au marché du travail, les taux de chômage et les taux de salaires, leur évolution (caractérisée plus haut) chez les Québécoises indique une diminution des écarts avec le RDC, ce qui devrait diminuer les taux de fécondité.

En soustrayant de l'estimateur précédent la différence des moyennes du taux de fécondité du groupe contrôle entre les deux mêmes sous-périodes (après et avant le changement de politique), l'effet des autres facteurs communs mentionnés précédemment se trouve éliminé. L'estimateur obtenu est appelé « estimateur différence en différences » (Meyer, 1995 ; Rosenzweig et Wolpin, 2000). Il permet d'isoler l'effet global de la politique familiale. Plus formellement, l'estimateur est donné par l'équation suivante :

$$\hat{E}_{ij} = (Y_{TP} - Y_{TA}) - (Y_{CP} - Y_{CA}) \quad (1)$$

où Y_{ij} est la moyenne des taux de fécondité (en logarithme naturel) du groupe i pour la période j ; T désigne le groupe traitement (les Québécoises), C le groupe contrôle (les Canadiennes du RDC), P la période postprogramme et A la période préprogramme. Le premier terme à droite de l'équation (2) donne l'estimateur initial et le deuxième terme mesure les facteurs communs aux deux groupes. La différence entre les deux termes mesure l'impact des changements de politique familiale sur les taux de fécondité.

TABLEAU 3

Estimateurs différence en différences de l'effet de la politique québécoise sur les taux de naissance (en logarithme) selon le groupe d'âge de la mère et le rang de naissance

Âges et rang de naissance	Groupe traitement Québec:		Groupe contrôle Reste du Canada:		Différences		Différence des différences
	Taux de naissance (ln)		Taux de naissance (ln)		[(1)-(2)]	[(1)-(4)]	
	Post-programme (1)	Pré-programme (2)	Post-programme (3)	Pré-programme (4)	(5)	(6)	(7)
<i>Rang 1</i>							
15-44	5,01	4,88	5,00	4,98	0,12	0,02	0,10
20-39	4,90	4,78	4,83	4,80	0,12	0,03	0,09
20-44	4,90	4,78	4,84	4,81	0,12	0,04	0,09
<i>Rang 2</i>							
15-44	4,72	4,65	4,76	4,76	0,07	- 0,00	0,07
20-39	4,69	4,63	4,71	4,72	0,06	- 0,01	0,07
20-44	4,70	4,68	4,72	4,72	0,07	- 0,00	0,07
<i>Rang 3</i>							
15-44	3,71	3,61	3,89	3,93	0,10	- 0,04	0,14
20-39	3,68	3,59	3,86	3,91	0,09	- 0,05	0,14
20-44	3,70	3,61	3,88	3,92	0,09	- 0,04	0,14
<i>Tous les rangs</i>							
15-44	5,71	5,66	5,82	5,82	0,05	0,00	0,05
20-39	5,69	5,60	5,72	5,72	0,09	0,00	0,09
20-44	5,70	5,61	5,74	5,73	0,09	0,01	0,08

Note : Le taux de naissance moyen préprogramme est la moyenne des taux de naissance (en logarithme) pour la période 1981-1987 tandis que le taux moyen postprogramme est calculé pour la période 1988-1997.

Le tableau 3 présente les résultats de ces calculs effectués à l'aide des taux de naissance (en logarithme pour obtenir pour des taux en pourcentage) pour trois groupes d'âge qui se chevauchent en partie et pour différents rangs de naissance. Les estimateurs, qui apparaissent à la colonne (7), indiquent que le changement de politique au Québec (lorsque l'on compare les années 1988-1997 à 1981-1987) a augmenté de 10 % les naissances de rang 1, de 7 % celles de rang 2 et de 14 % celles de rang 3 lorsqu'on s'en tient aux femmes de 20-39 ans ou de 20-44 ans ; au total, toutes les naissances, tous rangs confondus, la croissance des naissances est de 8 %-9 %.

RÉSULTATS DE L'ANALYSE ÉCONOMÉTRIQUE

La modélisation statistique, qui utilise des régressions multivariées, permet de construire un estimateur de différence en différences de l'effet de la politique plus rigoureux que celui présenté plus haut. Celle-ci et les résultats sont présentés dans Duclos *et al.* (2001). Les estimateurs obtenus sont statistiquement significatifs et plus importants lorsque le calcul prend l'année 1987 comme référence pour évaluer l'impact de la politique sur les naissances : les effets obtenus selon le rang 1, 2 et 3 indiquent des hausses respectivement de 21 %, 15 % et 26 %. Ces derniers résultats confirment la capacité d'une politique publique à influencer les comportements de fécondité si les incitations financières sont suffisamment importantes. Ce qui est clair des résultats statistiques, c'est que la politique familiale du Québec, entre 1986 et 1996, a certainement ramené les probabilités (conditionnelles à l'état 0, 1 ou 2 enfants) de naissances au Québec aux niveaux de ceux du RDC.

CONCLUSION

Cette étude présente des évidences empiriques indiquant que le soutien financier influence la probabilité de donner naissance à un enfant. Elle suggère également qu'un soutien plus important augmente fortement les probabilités de fécondité. Les configurations de politiques familiales du Québec et du RDC sur la période étudiée ont mis en place des incitations financières importantes associées aux naissances de rang 3 et plus. Les évidences empiriques présentées soutiennent l'hypothèse que les incitations ont eu un effet significatif sur les naissances de rang 3. Néanmoins, certaines questions subsistent. D'abord pour les naissances de rang 1, on observe un renversement de la tendance à la baisse en 1988, l'année où

la plupart des mesures ont été mises en place. On devrait plutôt observer un impact l'année qui suit le changement de politique, compte tenu de la durée d'une période de gestation. Cependant, le taux de fécondité ajusté pour le tempo de fécondité (hausse de l'âge à la naissance) ne révèle pas une telle hausse en 1988 (voir Duclos *et al.*, 2001, pour ces résultats). Ensuite, bien que l'on observe des effets importants associés à la politique pour les naissances de rang 3 après 1988, on ne capte pas d'impact pour les mesures additionnelles mises en place en 1991 et 1992. Pour donner une réponse finale à la question de savoir si la politique n'a tout simplement pas accéléré la venue d'enfants ou encore n'a eu que des effets de tempo sur la fécondité, il faudrait comparer des générations de Québécoises et de Canadiennes du RDC dont la fécondité est complétée et dont la période de fécondité va des années 1980 à 2000.

BIBLIOGRAPHIE

- Baril, Robert, Pierre Lefebvre et Philip Merrigan (2000). *Quebec Family Policy: Impacts and Options*, Montréal, Choices Family Policy, Institute for Research on Public Policy.
- Blank, Rebecca, C. George et R. London (1996). « States Abortion Rates: The Impact of Policies, Providers, Politics, Demographics, and Economic Environment », *Journal of Health Economics*, 15(5), p. 513-53.
- Duclos, Édith, P. Lefebvre et P. Merrigan (2001). A "Natural Experiment" on the Economics of Storks: Evidence on the Impact of Differential Family Policy on Fertility Rates in Canada, Cahiers de recherche CREFÉ, 136 (<http://ideas.uqam.ca/CREFE/publications.html>).
- Heckman, James et James Walker (1990). « The Relationship Between Wages and Income and the Timing and Spacing of Births: Evidence from Swedish Longitudinal Data », *Econometrica*, p. 1411-1441.
- Holtz, Joseph, Jacob Klerman et Robert Willis (1997). « The Economics of Fertility in Developed Countries », dans Mark Rosenzweig et O. Stark (dir.), *The Handbook of Population and Family Economics*, Amsterdam, Elsevier Science, North Holland.
- Hyatt, Douglas et William Milne (1991). « Can Public Policy Affect Fertility », *Canadian Public Policy*, 17(1), p. 77-85.
- Lefebvre, Pierre et Philip Merrigan (2002). A "New Deal" for Families and Children: An Assessment of Existing Policies in Canada and the Changes Needed, sous presse, Institute for Research on Public Policy, Montréal.
- Lefebvre, Pierre, Liliane Brouillette et Claude Felteau (1994). « Les effets des impôts et des allocations familiales sur les comportements de fécondité et de travail des Canadiennes, 1975-1987: résultats d'un modèle de choix discrets », *Population*, 54(2), p. 415-456.

- Lefebvre, Pierre, Liliane Brouillette et Claude Felteau (1994). « Comportements de fécondité et de travail des Québécoises, allocations familiales et impôts : résultats et simulations d'un modèle polytomique séquentiel de choix discrets », *L'Actualité économique : Revue d'analyse économique*, 70(4), p. 399-451.
- Merrigan, Philip et Yvan Saint-Pierre (1998). « An Econometric and Neoclassical Analysis of the Timing and Spacing of Births in Canada from 1950 to 1990 », *Journal of Population Economics*, 11(1), p. 29-51.
- Meyer, Bruce (1995). « Natural and Quasi-Experiments in Economics », *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(1), p. 151-162.
- Moffitt, Robert (1998). « The Effect of Welfare on Marriage and Fertility », dans Robert Moffitt (dir.), *Welfare, the Family, and Reproductive Behavior*, Washington, National Academy Press.
- Milligan, Kevin (2000). « Subsidizing the Stork : New Evidence on Tax Incentives and Fertility », Working Paper, Department of Economics, University of Toronto, 7 novembre.
- Rosenzweig, Mark (1999). « Welfare, Marital Prospects, and Nonmarital Child-bearing », *Journal of Political Economy*, 107(6), p. S3-S32.
- Rosenzweig, Mark et Kenneth Wolpin (2000). « "Natural Experiments" in Economics », *Journal of Economics Literature*, 37(4), p. 827-874.
- Zhang, Junsen, Jason Quan et Peter Van Meerbergen (1994). « The Effect of Tax-Transfer Policies on Fertility in Canada, 1921-1988 », *Journal of Human Resources*, 29(1), p. 181-201.