

**Les effets des impôts
et des transferts sur les comportements
récents de fécondité
et de travail des québécoises :**
**simulations réalisées à l'aide
d'un modèle de choix discrets¹**

Liliane BROUILLETTE

Claude FELTEAU

Pierre LEFEBVRE

Département des sciences économiques

Université du Québec à Montréal

INTRODUCTION

Le Canada a connu au cours des vingt-cinq dernières années des transformations démographiques et socio-économiques majeures qui ont eu pour effet de modifier de façon radicale le cadre de vie familiale des Canadiens et des Canadiennes. L'augmentation de la participation des femmes (y compris celles qui ont de très jeunes enfants) au marché du travail, la chute marquée de la fécondité et l'accroissement de l'instabilité conjugale sont autant de phénomènes marquants. En particulier, l'effondrement de la fécondité sous le seuil de remplacement des générations,

1. Cette recherche a bénéficié de l'appui financier du Fonds FCAR du ministère de l'Enseignement supérieur et de la Science du Québec ainsi que du ministère de la Santé et du Bien-être social du Canada.

projette l'avenir démographique du pays à l'avant-scène des principales questions d'intérêt public. Le Canada n'est pas le seul parmi les pays développés à avoir un tel taux de fécondité; il ne se trouve pas non plus au bas de l'échelle. Cependant, notre société semble être une des rares où le déclin démographique, masqué par la forte proportion des personnes en âge de procréer (conséquence du « baby-boom ») et l'immigration excédentaire, soulève peu d'inquiétudes. L'attitude la plus courante est que problème il y a, mais qu'il n'est pas pressant; que les faibles taux de fécondité sont susceptibles d'engendrer un processus auto-régulateur et donc correcteur. Cette dernière perception s'appuie implicitement sur la doctrine économique et la politique libérale du « laisser-faire ». Mais, comme le fait remarquer de façon incisive Romaniuc (1990), dans ce domaine comme dans d'autres (p.ex. en éducation), l'intérêt personnel ne correspond pas toujours à l'intérêt collectif, et l'intervention des pouvoirs publics s'avère nécessaire quand il existe une divergence entre les résultats des comportements individuels et les objectifs sociaux (p.ex. formation insuffisante de la main-d'œuvre, décrochage scolaire). De plus, l'idée que rien ne peut être fait, que cette chute sur le plan démographique a un caractère inéluctable, est constamment répétée. Un pessimisme que ni les comportements socio-économiques, ni l'analyse des effets des interventions publiques sur ceux-ci, ni l'état des connaissances sur l'efficacité des politiques démographiques étrangères ne justifient. Enfin, on ignore que le surcroît de fécondité nécessaire au rétablissement de « l'équilibre démographique » ou propre à assurer une croissance modérée, si elle était jugée désirable, est assez modeste. Aujourd'hui, avoir 1,5 ou 2,5 enfants fait toute la différence du monde entre le vieillissement et le déclin démographique du corps social et une société dont la survie et l'expansion modérée sont assurées.

Les causes de la baisse de la fécondité sont bien connues de façon générale. Grâce à une meilleure maîtrise de la contraception, le nombre d'enfants non désirés a diminué. Mais le nombre d'enfants désirés a aussi baissé, notamment à cause de facteurs économiques comme l'augmentation des niveaux de vie, qui entraîne une élévation des charges pécuniaires et non pécuniaires liées à la présence des enfants. Les coûts directs et les manques-à-gagner associés à la venue d'un enfant (supplémentaire) n'ont pas donné lieu à une compensation financière plus favorable découlant de la politique familiale; elle s'est plutôt détériorée par rapport à l'évolution du coût de la vie².

2. Cette argumentation est développée plus à fond dans Brouillette, Felteau et Lefebvre (1990 et 1991a).

La situation est un peu différente au Québec, puisque la politique familiale au cours des quatre ou cinq dernières années a pris une orientation très différente de celle poursuivie au palier fédéral. Elle a été axée, sinon sur la peur de « disparaître », du moins sur la volonté de retarder le moment, quasi fatidique au début du millénaire, où la population du Québec commencera à décroître en nombre absolu et de freiner en même temps l'érosion aussi inéluctable de la place relative de la population au sein du Canada³. En effet, le Québec est la seule province qui a réagi, assez tardivement faut-il ajouter, à la baisse de la fécondité en mettant en place d'importantes exemptions fiscales (crédits d'impôt) pour enfant(s) à charge (depuis 1986), des allocations familiales à la naissance (depuis 1988) graduées selon le rang de l'enfant (3 000 \$ pour le troisième enfant et les suivants – allocation qui a augmenté régulièrement pour atteindre 7 500 \$ en 1991) ainsi que des allocations familiales supplémentaires pour jeunes enfants (depuis 1989). Toutes ces allocations familiales ne sont pas imposables. Ces mesures⁴ ont été reçues avec un certain scepticisme quant à leur capacité à relever significativement le taux de fécondité.

La présente étude évalue les effets possibles sur la fécondité et la participation au marché du travail de modifications apportées aux paramètres des politiques fiscales et de transferts relatives aux familles, à l'aide d'un modèle microéconomique des comportements de fécondité et de travail des Québécoises. La section 2 présente un modèle polytomique de choix discrets et les résultats de son estimation réalisée à l'aide de données colligées au cours de la période 1984-1987 sur un échantillon de femmes québécoises. La section 3 rappelle les principaux paramètres des politiques publiques de soutien économique aux familles au cours de la période 1984-1987. Elle soulève alors certaines questions auxquelles doit répondre une politique familiale qui se voudrait plutôt nataliste ou du moins neutre sur le plan démographique. Enfin, elle simule des modifications qui pourraient être apportées aux paramètres des politiques fiscales et de transferts (et en particulier la politique familiale mise en place au

3. La chute du taux synthétique de fécondité au Québec s'est amorcée avant celle qu'on a pu observer ailleurs au Canada (l'indice atteint son apogée à 4,08 en 1957 contre 3,94 en 1959 pour le Canada). La baisse est plus radicale et continue jusqu'en 1987 (1,36 contre 1,74 au Canada) alors qu'on observe une légère hausse de ce taux en 1988 (1,42) et 1989 (1,52).
4. Pour l'année 1989, Simard et Bernier (1991) estiment à 430 et 1 070 millions de dollars respectivement la valeur des allocations familiales du Québec et de l'ensemble des dispositions fiscales spécifiques aux familles avec enfants. Ces aides s'ajoutent à celles du gouvernement fédéral versées aux familles du Québec (soit pour les allocations familiales imposables, le crédit d'impôt remboursable et le crédit d'impôt non remboursable des montants nets respectifs de 398, 439 et 136 millions de dollars).

Québec entre 1986 et 1991) ainsi que leurs effets sur la natalité et les coûts budgétaires pour les gouvernements. Une courte conclusion souligne les principaux enseignements des simulations sur le plan de la politique démographique ainsi que les limites de l'exercice.

UN MODÈLE EMPIRIQUE DE CHOIX DISCRETS DE FÉCONDITÉ ET DE TRAVAIL : SPÉCIFICATION, ESTIMATION ET RÉSULTATS⁵

La littérature scientifique en démographie économique portant sur les déterminants de la fécondité accorde une large place au coût d'opportunité des enfants en montrant qu'il est lié aux caractéristiques socio-économiques des couples ainsi qu'aux variables de l'environnement économique. En outre, elle insiste fortement tant sur l'endogénéité des décisions parentales de fécondité et de travail que sur leur interdépendance et leur caractère dynamique (Ermisch, 1989; Moffitt, 1984). Cependant, l'utilisation d'un modèle explicitement dynamique des décisions parentales permettant de déterminer empiriquement les différents arbitrages économiques relativement à la fécondité sur le cycle de vie des différentes générations se heurte à l'obstacle de l'indisponibilité de micro-données longitudinales adéquates⁶.

Au Canada, compte tenu de cette contrainte, les seules études économiques sur les comportements de fécondité ont porté sur un cycle complet de fécondité dans le cadre d'un modèle de cycle de vie (Robinson et Tomes, 1982). Les travaux s'appuient tous, y compris ceux à caractère exclusivement empirique (Tomes, 1985; Rao, 1987), sur les données du recensement.

On peut soulever deux critiques à l'égard de ces études. En premier lieu, les comportements analysés à l'aide des recensements de 1971 et 1981 ne sont pas récents. Il est beaucoup plus intéressant d'examiner les

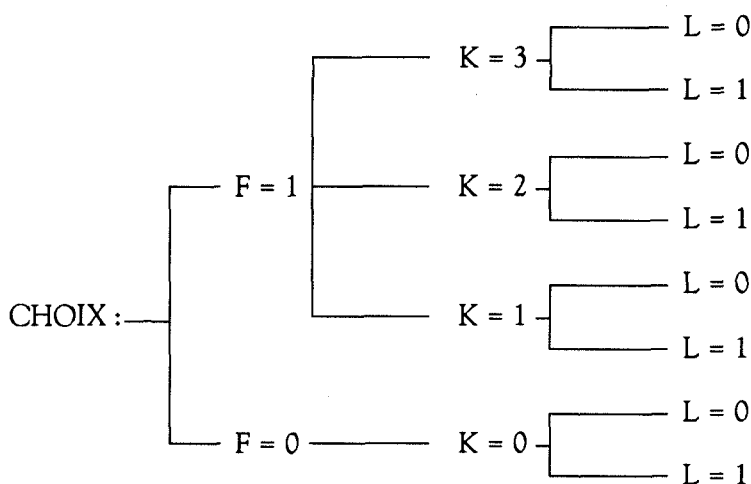
5. On trouvera dans Brouillette, Felteau et Lefebvre (1991b) une présentation plus détaillée de la modélisation et de ses résultats.

6. On fait abstraction ici de l'approche (p.ex. Ward et Butz (1980), Sprague (1988), Hyatt et Milne (1991)) qui consiste à utiliser des données chronologiques agrégées. Elle exclut qu'on puisse modéliser finement les effets des paramètres de la fiscalité personnelle et des transferts.

décisions parentales de familles qui n'ont pas terminé leur cycle de fécondité, sur lesquelles portent d'ailleurs la plus grande partie des micro-données disponibles, afin de découvrir les variables socio-économiques en jeu. En deuxième lieu, dans la plupart des travaux empiriques dans ce domaine, les contraintes budgétaires des familles sont spécifiées crûment, sans tenir compte des données récentes de la littérature économique relative aux effets de la fiscalité personnelle et des transferts sur l'offre de travail, et l'on utilise une modélisation peu satisfaisante des effets que peuvent exercer les politiques publiques. Il est alors impossible d'analyser l'efficacité relative de ces dernières, lesquelles visent spécifiquement à encourager la natalité.

La stratégie de recherche que nous avons adoptée tire le meilleur parti des micro-données existantes, évite les critiques énoncées plus haut et comporte certaines « innovations ». La décision de fécondité des couples, la décision quant au nombre d'enfants et la décision de participer au marché du travail sont modélisées comme des décisions discrètes mais interdépendantes⁷. L'estimation empirique prend en considération les paramètres de la fiscalité personnelle spécifique aux familles ainsi que les paramètres des programmes de transferts conditionnels à la présence et au nombre d'enfants à charge. Enfin, sur le plan économétrique, le modèle est estimé de façon efficiente à l'aide d'une procédure de maximum de vraisemblance à information complète. Comme on suppose que les choix se font rationnellement à partir de la valeur attendue (en ce qui concerne l'utilité ou le revenu) des situations particulières de fécondité et de participation au marché du travail des femmes, on obtient alors un cadre empirique formel permettant de simuler les effets sur les comportements démographiques de changements spécifiques des paramètres de la politique familiale. La structure du modèle peut se représenter par le schéma suivant qui indique les niveaux de décision ainsi que les options auxquelles sont confrontées les femmes (les couples) :

7. La modélisation s'appuie sur une proposition de McFadden (1981) généralisant la classe des modèles de choix discrets polytomiques.



où $F = 0,1$ représente les choix associés à la décision de fécondité; $K = 1,2,3$ les choix associés à la décision du nombre d'enfants ($K = 0$ si $F = 0$); et $L = 0,1$ ceux associés à la décision de participer au marché du travail, pour chacune des valeurs de K . Cet arbre de décision définit un ensemble de choix avec 8 options caractérisées par leur « valeur ».

Un modèle polytomique séquentiel⁸

Formellement, on suppose que le niveau d'utilité d'une personne i (la valeur de chaque option) est donné par la fonction suivante⁹ :

$$V_{ifkl} = V_{ifkl}(W_{ifk}, Y_{ifkl}, X_{ifkl}) \quad (1)$$

où les indices f (enfant(s)/pas d'enfant), k (nombre d'enfants) et l (travaille/ne travaille pas) indiquent les différents niveaux du modèle. La variable W_{ifk} est une mesure du taux de salaire net de l'épouse selon les valeurs prises par k ($= 0,1,2,3$) et f ($= 0,1$); Y_{ifkl} est une mesure de son revenu hors travail au niveau l ($= 0,1$) et une mesure du revenu disponible de la famille aux niveaux k et f

8. On a recours à une modélisation polytomique séquentielle afin d'introduire un certain degré de dépendance entre les choix à un même niveau de décision et d'éviter ainsi les implications de l'hypothèse dite de l'indépendance des choix non pertinents (McFadden, 1981).

9. On omettra par la suite l'indice i afin de ne pas alourdir la notation.

(excluant les gains de l'épouse, mais incluant les paiements de transfert). Finalement, X_{ifkl} est un vecteur de variables socio-économiques exogènes qui représentent l'hétérogénéité des préférences des femmes et de leur famille relativement au loisir et à la consommation, au nombre d'enfants et à la décision d'avoir ou non des enfants, mais dont les valeurs restent constantes quelle que soit l'option choisie. L'explication des choix observés dans l'échantillon utilisé repose sur les valeurs prises par les arguments de cette fonction d'utilité.

À chacun des niveaux de l'arbre de décision correspond une *forme structurelle* et une *forme réduite*. La première comprend des variables dont la valeur change selon l'option choisie (salaire, revenu disponible) et des variables socio-économiques dont la valeur reste fixe (éducation, âge, etc.) quelle que soit l'option. La seconde ne contient que des variables dont la valeur est indépendante de l'option choisie. Elle est obtenue en remplaçant les variables dont la valeur change avec l'option par des *variables instrumentales* permettant de les prédire¹⁰.

Les probabilités (non conditionnelles) que chaque femme observée dans l'échantillon choisisse l'une ou l'autre des huit options de l'arbre de décision sont données par la relation fonctionnelle suivante¹¹ :

$$\text{Prob } \{F,K,L\} = \text{Prob } \{L \mid F,K\} \times \text{Prob } \{K \mid F\} \times \text{Prob } \{F\}, \quad (2)$$

(pour $F = 0,1$; $K = 1,2,3$ si $F = 1$; $K = 0$ si $F = 0$; $L = 0,1$).

10. En fait, la forme réduite du modèle ne sert qu'à évaluer les probabilités que chaque observation de l'échantillon se retrouve à l'une ou l'autre des extrémités de l'arbre de décision. Ces probabilités permettent de dériver des termes de correction dont l'utilisation s'avère nécessaire lors de l'estimation d'équations de salaire à l'aide des seules observations sur les femmes qui travaillent et qui ont un nombre donné d'enfants (0,1,2 ou 3 ou plus). On doit en effet estimer des équations de salaire des femmes dont les coefficients diffèrent suivant le nombre d'enfants parce que l'approche adoptée requiert une prévision du salaire qu'aurait eu une femme si elle avait choisi d'avoir un nombre d'enfants différent de celui qu'elle a effectivement eu. On peut soutenir que les femmes qui ont eu plusieurs enfants (comparativement à celles qui n'en ont pas eu ou qui n'en ont qu'un) ont dû passer un certain temps hors du marché du travail. Cette absence plus ou moins prolongée aura affecté, du moins temporairement, leur productivité et on peut admettre que le rendement associé à certaines caractéristiques socio-économiques (p.ex. l'éducation) différera suivant la longueur de cette absence. L'estimation d'une forme « réduite » permet donc de dériver des termes de correction (inverses du ratio de Mill) pour tenir compte du problème d'autosélection dans les équations de prédiction des salaires des femmes.

11. Pour chaque femme on n'observe évidemment qu'un seul choix, celui où par hypothèse la valeur de l'option en termes d'utilité est la plus élevée.

Ces probabilités sont évaluées à l'aide des coefficients estimés des fonctions de probabilité de choix à chaque niveau de décision :

$$\text{Prob}\{L = 1|F, K\} = \frac{\exp\{(\alpha_{fkl} W_{fk} + \delta_{fk} Y_{fkl} + X_{fk} \beta_{fkl}) / (1 - \mu_{fk})\}}{\sum_{m=0}^1 \exp\{(\alpha_{fkl} W_{fk} + \delta_{fk} Y_{fkl} + X_{fk} \beta_{fkl}) / (1 - \mu_{fk})\}} \quad (3)$$

$$\text{Prob}\{K = k|K\} = \frac{\exp\{(\alpha_f W_{fk} + \delta_f D_{fk} + X_f \beta_{fk} + \Theta_f I_{fk}) / (1 - \mu_f)\}}{\sum_{m=1}^3 \exp\{(\alpha_f W_{fm} + \delta_f Y_{fm} + X_f \beta_{fm} + \Theta_f I_{fm}) / (1 - \mu_f)\}} \quad (4)$$

$$\text{Prob}\{F = f\} = \frac{\exp\{(\alpha W_f + \delta D_f + X \beta_f + \tau I_f)\}}{\sum_{m=0}^1 \exp\{(\alpha W_m + \delta D_m + X \beta_m + \tau I_m)\}} \quad (5)$$

où $\text{Prob}\{L = 1|F, K\}$, $\text{Prob}\{K = k|F\}$ et $\text{Prob}\{F = f\}$ sont respectivement les fonctions de probabilité de participer au marché du travail ($L = 1$ ou $L = 0$), les fonctions de probabilité d'avoir un nombre donné d'enfants conditionnelles à la décision de fécondité ($F = 1$ et $K = 1, 2, 3$) et la fonction non conditionnelle d'observer une femme dans les options de fécondité ($F = 0$ ou $F = 1$); où, outre les variables explicatives déjà définies, D est le revenu disponible (qui exclut le revenu de travail net de l'épouse) des couples qui varie selon les valeurs prises par K et F ; les α , δ , β et τ sont des coefficients estimés attachés aux variables explicatives; les I sont les valeurs des variables d'inclusion et les μ des indices de similarité des choix selon les niveaux¹². Les taux de salaire nets associés à chacune des options permettent de mesurer le coût d'opportunité d'avoir 1, 2, 3 enfants ou plus. Les variations du revenu disponible du couple

12. Un modèle séquentiel de choix discrets comprend des valeurs d'inclusion. Voir McFadden (1984) pour une explication du rôle joué par ces variables dans le modèle.

reflètent la variation du nombre d'enfants et les effets différenciés des transferts publics et des mesures fiscales conditionnelles à la présence d'enfants.

Données et échantillon

L'échantillon est construit à l'aide de quatre bandes de micro-données de l'*Enquête sur les finances des consommateurs* de Statistique Canada, réalisée en 1985, 1986, 1987 et 1988, et portant sur le revenu (de l'année antérieure) des familles économiques. Dans un premier temps, on a retenu seulement les familles qui répondaient aux critères suivants : les couples mariés avec ou sans enfant(s) célibataire(s), dont l'épouse était âgée de 23 à 40¹³ ans et qui vivaient au Québec au moment de l'enquête¹⁴.

L'estimation des coefficients de la forme structurelle du modèle implique l'utilisation de taux de salaire et de revenus disponibles qui soient nets d'impôts pour tous les couples de l'échantillon. La procédure pour obtenir ces variables fut d'abord de prédire des taux de salaire bruts pour les épouses dans chacune des situations pertinentes ($K = 0, 1, 2, 3$), à l'aide d'équations de salaire spécifiques estimées en tenant compte explicitement du problème d'autosélection, puis de calculer des taux de salaire et des revenus disponibles nets d'impôt à l'aide d'un programme permettant de calculer les impôts payés. Ce dernier reproduit l'ensemble des paramètres de la fiscalité des particuliers en vigueur aux paliers fédéral et québécois pour chacune des années, c'est-à-dire les dispositions fiscales relatives aux revenus assujettis aux impôts personnels, aux déductions (dont celles relatives aux frais de garde), aux exemptions personnelles, aux allocations familiales, au crédit d'impôt remboursable pour enfants à

13. L'espace des choix pour quelques familles devait être restreint dans la mesure où on n'observe pas dans l'échantillon de très jeunes femmes « mariées » de 16 à 22 ans ayant eu 3 enfants ou plus. Afin de ne pas compliquer la programmation du modèle par des restrictions supplémentaires, on a choisi d'éliminer les familles dont l'épouse avait moins de 23 ans.

14. Après certaines exclusions (les familles qui présentaient des caractéristiques très spécifiques : celles dont l'épouse était « en permanence incapable de travailler » ; celles dont le chef – le mari – avait travaillé moins d'une semaine, avait un revenu de travail inférieur à 1 \$ ou était en permanence incapable de travailler) il reste 6085 familles constituant l'échantillon (1573, 1524, 1361 et 1627 pour les années de revenu 1984 à 1987). Lors de l'estimation, trois dossiers sur quatre ont été retenus de façon aléatoire, pour limiter le temps de calcul sur ordinateur central.

charge ainsi qu'aux barèmes d'imposition. Le programme permet donc de calculer les impôts et les taux marginaux d'imposition de l'épouse et de l'époux¹⁵. En outre, il est conçu de façon à permettre de calculer le revenu hors travail (virtuel) net de l'épouse lorsque le nombre de semaines de travail est nul (dans le cas des non-travailleuses)¹⁶ et égal au nombre minimal de semaines requis pour que l'époux ne puisse plus bénéficier, même partiellement, de l'exemption de personne mariée (dans le cas des travailleuses)¹⁷.

Résultats de l'estimation de la forme structurelle du modèle

Le tableau 1 présente les résultats de l'estimation des coefficients de la forme structurelle du modèle.

Comme les options de référence selon les niveaux de décision sont le fait de *ne pas participer* au marché du travail (niveau L), le fait d'*avoir un seul enfant* (niveau K) et le fait de *ne pas avoir d'enfant* (niveau F), le signe des coefficients indique dans quel sens (positif ou négatif) varient les probabilités de *participer au marché du travail*, d'*avoir deux ou trois enfants (ou plus)* et d'*avoir au moins un enfant*.

-
15. On a fait l'hypothèse que l'époux bénéficiait des exemptions personnelles pour personnes à charge quand son revenu était plus élevé que celui de l'épouse.
 16. Le revenu hors travail virtuel de l'épouse est donné par l'intersection de sa contrainte budgétaire linéarisée à un nombre donné de semaines de travail et l'axe du revenu disponible. C'est un concept technique utilisé dans la mesure de l'impact du revenu de propriété (qui ne dépend pas des heures de travail) sur la propension à travailler.
 17. L'Enquête ne rapporte pas le nombre d'heures habituellement travaillées durant la semaine mais seulement le nombre de semaines travaillées durant l'année de référence. Dans ce cas, seuls des taux de salaire hebdomadaires peuvent être calculés pour l'époux et l'épouse.

TABLEAU 1

Estimation par maximum de vraisemblance de la forme structurelle du modèle :
niveau L, variable dépendante $y_l = 0, 1$; niveau K, variable dépendante
 $y_k = 1, 2, 3$; niveau F, variable dépendante $y_f = 0, 1$

Variables	CCEFFICIENTS (STATISTIQUES T)			
	NIVEAU L			
	0 enfant	1 enfant	2 enfants	3 enfants +
CONST.	-1,228 (1,14)	-2,518 (2,35)b	-3,191 (3,06)a	-3,850 (2,45)b
ÉPOUSE				
ÂGE	-0,388 (1,66)c	-0,203 (0,96)	0,153 (0,77)	0,508 (1,76)c
ÂGEC				
ED 3-5	0,852 (4,47)a	0,831 (5,04)a	0,743 (4,97)a	0,001 (0,00)
ED 6-7	1,533 (6,80)a	1,442 (7,68)a	1,122 (6,31)a	0,427 (1,82)c
ED 8	1,065 (2,83)a	1,682 (4,64)a	1,898 (5,47)a	1,524 (3,66)a
PPT	4,315 (12,57)a	3,689 (17,62)a	4,651 (27,69)a	4,666 (18,57)a
COHT				
NWWK				
NWWF				
NWW1	0,175 (1,52)	0,031 (0,35)	0,080 (0m92)	-0,058 (0,40)
TCHÔM	0,077 (1,56)	0,012 (0,23)	-0,078 (1,55)	-0,086 (1,15)
FAMILLE				
RÉG 2-4				
RÉG 5				
C 7-15		1,703 (11,24)a	1,434 (11,00)a	0,618 (3,24)a
C 16-24		3,248 (8,12)a	1,657 (4,04)a	-0,967 (1,04)
NUEIL	0,263 (0,42)	-0,175 (0,46)	1,300 (3,77)a	0,247 (1,13)
NUEIK				
NUEIF				
NUEI1	0,219 (1,97)b	-0,098 (1,20)	-0,106 (1,62)	-0,044 (0,53)
YR84				
YR85				
YR86				
VINCK				
VINCF				
N. obs. L :	1 031	1 024	1 684	763

	NIVEAU K			NIVEAU F	
	1 enfant	2 enfants	3 enfants +	0 enfant	enfants
CONST.		0,280 (0,30)	-0,035 (0,04)		0,720 (0,78)
ÉPOUSE					
ÂGE		1,101 (1,95) ^c	1,037 (1,59)		2,592 (417) ^a
ÂGEC		-0,746 (3,49) ^a	-1,085 (3,74) ^a		-1,429 (6,12) ^a
ED 3-5					
ED 6-7					
ED 8		-0,706 (1,84) ^c	-0,818 (2,08) ^b		-1,058 (2,61) ^a
PPT		-0,766 (51,4) ^a	-1,061 (6,23) ^a		-0,519 (2,61) ^a
COHT		0,437 (4,05) ^a	0,749 (5,21) ^a		0,668 (5,89) ^a
NWWK	0,351 (1,90) ^c	0,351 (1,90) ^c	0,351 (1,90) ^c		
NWWF				-0,409 (1,19)	-0,409 (1,19)
NWW1		-0,160 (1,05)	0,150 (0,90)		-0,199 (0,69)
TCHÔM					
FAMILLE					
RÉG 2-4		0,282 (2,84) ^a	0,354 (2,72) ^a		0,277 (2,48) ^b
RÉG 5		0,288 (2,42) ^b	0,926 (6,39) ^a		0,468 (3,39) ^a
C 7-15					
C 16-24					
NUEIL					
NUEIK	1,353 (4,24) ^a	1,353 (4,24) ^a	1,353 (4,24) ^a		
NUEIF				-1,402 (1,40)	-1,402 (1,40)
NUEI1		-1,321 (1,86) ^c	-0,380 (0,64)		-0,639 (1,84) ^c
YR84		-1,174 (3,32) ^a	-2,350 (5,07) ^a		-2,013 (5,23) ^a
YR85		-0,586 (2,32) ^b	-1,414 (4,29) ^a		-0,772 (4,29) ^a
YR86		-0,484 (2,96) ^a	-0,837 (4,02) ^a		-0,771 (4,07) ^a
VINCK	0,999 (3,46) ^a	1,000 (2,89) ^a		-0,771 (4,07) ^a	
VINCF				0,999 (4,01) ^a	0,999 (4,49) ^a
N. obs.		K: 3 471		F: 4 502	

Les 98 coefficients des variables explicatives selon les niveaux sont estimés simultanément. Options de référence : au niveau L : ne travaille pas et ne cherche pas un emploi; au niveau K : un enfant; au niveau F : sans enfant. Catégories de référence : ED 1-2 (moins de 10 années d'études primaires et secondaires); PPT + 0, n'a pas travaillé l'année précédente comme travailleuse rémunérée ou autonome; RÉG 1 (vivant dans un grand centre urbain de 500 000 habitants ou plus); C 0-7 (catégorie d'âge de l'enfant de plus jeune moins de 7 ans); YR87 (année 1987). Ln L : logarithme naturel de la fonction de vraisemblance. Statistiques t : coefficient significativement différent de zéro (a) au niveau de confiance de 1 % si $t > 2,576$; (b) de 5 % si $t > 1,960$ et (c) de 10 % si $t > 1,645$

Les variables explicatives se divisent en deux groupes : les variables socio-économiques, dont les valeurs restent inchangées selon les niveaux de décision, et les variables économiques, dont la valeur change selon

l'option¹⁸. Les variables du premier groupe (soit la participation au marché du travail à la période précédente (PPT), la catégorie d'âge de l'enfant le plus jeune (C 0-6, 7-15, C 16-24), les variables de scolarité (ÉD) et d'âge de l'épouse (âge et âge au carré), les variables de génération (COHT) et celles liées à la taille de la population dans la région de résidence (REG 1, RÉG 2-4; RÉG 5)) présentent des coefficients généralement significatifs et conformes aux prévisions. Les effets de ces variables sur les différentes probabilités d'appartenir à chacun des états du modèle ne seront pas discutées¹⁹.

Le groupe des variables économiques en comprend six. Deux d'entre elles apparaissent à tous les niveaux de l'« arbre de décision » et présentent des valeurs identiques à chacun des niveaux. Ce sont le salaire net prédit de l'épouse (NWW1) et le revenu disponible net de la famille excluant le salaire de l'épouse (NUEI1) dans le cas où le couple n'aurait qu'un seul enfant. Ce sont des mesures *interfamiliales* du coût de l'enfant (représenté par le prix implicite du temps de l'épouse) et des ressources disponibles au sein de la famille dans pareille situation. Selon la théorie économique, les coefficients de ces variables devraient être respectivement positifs et négatifs au niveau L et négatifs et positifs aux niveaux K et F. Tous les coefficients estimés sont statistiquement non significatifs sauf trois qui ont un signe contraire à celui attendu. Nos estimations indiquent qu'en général, une hausse du taux de salaire de l'épouse augmente sa probabilité de participer au marché du travail et réduit la probabilité d'avoir au moins un enfant ou d'en avoir deux. De même, une hausse du revenu disponible de la famille entraîne une diminution de la probabilité que l'épouse travaille et qu'elle ait deux ou trois enfants.

Les valeurs prises par deux des autres variables économiques du modèle dépendent des options (de travail et de fécondité) choisies. Ces variables sont le taux de salaire net prédit de l'épouse (NWWK et

18. La définition empirique des variables est présentée en annexe.

19. Certaines variables de contrôle (la génération à laquelle appartient l'épouse, sa langue maternelle, la taille de la région de résidence et les variables dichotomiques d'année) sont ignorées dépendant des niveaux, par parsimonie et parce que leurs coefficients n'étaient jamais significatifs lors des premières estimations. Les variables de la langue maternelle de l'épouse qui auraient pu capter des différences culturelles entre les personnes parlant français, anglais ou d'autres langues n'étaient pas significatives. Les variables dichotomiques qui tiennent compte de l'année de l'enquête (YR) montrent que la probabilité d'avoir plus d'un enfant est systématiquement plus faible pour les années antérieures à celle utilisée comme catégorie de référence (1987).

NWWF) dans la situation où elle aurait 0, 1, 2 ou 3 enfants et le revenu disponible correspondant de la famille (NUIK et NUIF). Ces variables (non classiques) permettent de mesurer sur une base *intrafamiliale* la variation du coût d'opportunité et celle des ressources disponibles de la famille résultant de la décision d'avoir deux ou trois enfants plutôt qu'un (niveau K) et de la décision d'avoir au moins un enfant (niveau F) plutôt que de ne pas en avoir. Au niveau K, on s'attendra à ce qu'une hausse du salaire net prédit de l'épouse dans les options K = 2,3 relativement au salaire net prédit dans l'option K = 1, représente une diminution du coût d'opportunité (rémunération sacrifiée en restant hors marché du travail un certain temps) associée au fait d'avoir deux ou trois enfants plutôt qu'un seul. Dans ce cas, une hausse du salaire net de l'épouse serait associée à une propension plus grande à avoir deux ou trois enfants plutôt qu'un. Un modèle classique suggérerait un effet négatif du salaire réel sur la propension à avoir plusieurs enfants parce qu'aucun contrôle statistique n'est exercé sur la rémunération que se verrait offrir une femme dans chacune des options possibles. En outre, une hausse du revenu disponible dans les options K = 2,3 relativement à l'option K = 1 reflète l'augmentation des transferts nets et la baisse des impôts personnels conditionnels au nombre d'enfants; elle devrait donc accroître la probabilité d'avoir deux ou trois enfants plutôt qu'un seul. Ces prédictions restent valides, *mutatis mutandis*, lorsqu'elles sont appliquées au niveau F.

Finalement, on introduit dans le modèle deux autres variables permettant de mesurer le revenu hors travail (virtuel) de l'épouse au niveau L dans les options de la participation et de la non-participation au marché du travail (NUEIL). À ce niveau, les coefficients associés aux variables de salaire net et de revenu hors travail devraient tous être positifs.

Au niveau L, les coefficients estimés des variables de revenu hors travail sont en général positifs (selon nos prévisions), bien qu'un seul soit statistiquement significatif. Au niveau K, les coefficients des variables de salaire net et de revenu disponible sont statistiquement significatifs et conduisent aux effets attendus : plus ces variables prennent des valeurs élevées dans les options correspondant à deux et trois enfants, plus la probabilité d'observer une famille de cette taille augmente. Ces résultats, par ailleurs statistiquement significatifs, soutiennent sur le plan empirique l'idée qu'un accroissement de l'aide financière (fiscale et directe) conditionnelle au nombre d'enfants a un effet potentiellement non négligeable sur la fécondité.

Au niveau de décision F, on s'attendrait à ce qu'une augmentation du salaire net de l'épouse et du revenu disponible de la famille exercent

une influence analogue sur la probabilité d'avoir au moins un enfant plutôt que de ne pas en avoir. Les coefficients associés à ces variables, quoique non significatifs, sont négatifs plutôt que positifs. Deux attitudes peuvent être adoptées dans l'interprétation des implications de ces coefficients : la première, optimiste, consiste à ignorer ces résultats en s'appuyant sur le fait que les coefficients en question sont mesurés avec peu de précision. La seconde nous suggère de considérer avec circonspection les résultats obtenus au niveau K. En principe, une augmentation de la probabilité qu'un couple ait deux ou trois enfants plutôt qu'un seul à la suite d'une hausse des paiements de transferts n'est pas incompatible avec une incapacité de ce type de politique à convaincre des couples sans enfant d'en avoir. Néanmoins, on comprend mal comment une hausse des paiements de transfert pourrait entraîner une *diminution* de la probabilité que des couples sans enfant en aient au moins un. Ce résultat apparaît difficilement explicable, mais il permet de supposer que la décision d'avoir des enfants plutôt que de ne pas en avoir ne répond pas de la même façon aux aides financières conditionnelles à la présence et au nombre d'enfants que la décision portant sur le nombre d'enfants pour les couples qui ont choisi d'en avoir au moins un.

SIMULATION DES EFFETS DE MODIFICATIONS APPORTÉES AUX POLITIQUES DE SOUTIEN À LA FAMILLE

Principaux paramètres des politiques publiques et tendances démographiques de 1984 à 1987

Aux deux paliers de gouvernement, les politiques fiscales et de transferts à l'égard des familles ont été modifiées de façon importante au cours de la période 1984-1987. En 1984, le gouvernement fédéral décidait de ne plus indexer, selon la disposition relative à l'augmentation du « coût de la vie », l'exemption fiscale pour enfant à charge de moins de 18 ans. En 1986, il appliquait un traitement identique à l'exemption fiscale pour « enfants » de 18 ans et plus. Au cours de la période 1983-1986, le seuil de revenu à partir duquel le crédit d'impôt pour enfant devient remboursable cessait d'être indexé. En 1985, le gouvernement fédéral décidait qu'à partir de 1987, le crédit d'impôt remboursable serait augmenté, que le seuil de revenu nécessaire pour conserver intact ce crédit serait abaissé et finalement, que l'exemption fiscale pour enfant à charge

serait réduite pour atteindre en 1989 le niveau des allocations familiales de cette même année. Ces dernières n'étaient indexées que pour la partie de la hausse du coût de la vie qui dépassait 3 %. Les mesures concernant l'exemption fiscale et les allocations familiales les auraient rendues à terme équivalentes à un crédit d'impôt remboursable mais forfaitaire. La réforme fiscale de 1988 a modifié ces mesures avec, pour résultat, de réduire le crédit forfaitaire au fur et à mesure que croît le revenu du contribuable.

Au Québec, le budget de 1984-1985 annonçait l'instauration, à partir de l'année 1986, d'exemptions fiscales substantielles pour enfants à charge (exemptions qui avaient été éliminées pour les enfants de moins de 16 ans lors de la restructuration des allocations familiales en 1967). Cependant, les allocations familiales fédérales devenaient imposables et les allocations provinciales étaient soumises à une récupération totale par l'impôt du Québec (sauf pour les familles à très faible revenu). Les allocations familiales du Québec sont indexées au coût de la vie de façon discrétionnaire par le ministre des Finances (par exemple, il n'y a pas eu d'indexation en 1985). Les allocations de disponibilité, qui n'ont jamais été indexées depuis leur création en 1982, étaient modifiées en 1987 pour devenir progressives en fonction du rang de l'enfant plutôt que dégressives. Le budget 1987-1988, associé à la réforme fiscale de 1988, ainsi que les budgets qui devaient suivre, ont modifié la plupart des dispositions à l'égard des familles tout en introduisant de nouvelles mesures. Les principaux paramètres des politiques qui prévalaient entre 1984 et 1987 sont présentés au tableau 2.

Les changements dans les comportements procréateurs des Québécois et des Québécoises au cours des trente dernières années sont bien connus. L'indice synthétique de fécondité, qui est un indicateur parmi d'autres, devait tomber en « chute libre » pendant les années soixante pour se stabiliser à 2,1 en 1970, soit approximativement le seuil de remplacement des générations. Cet indice devait diminuer légèrement durant les années soixante-dix, baisser rapidement à la fin de la décennie, stagner à 1,44 de 1983 à 1986, pour atteindre son niveau le plus bas en 1987 à 1,35 et remonter quelque peu depuis (1,65 en 1990). En outre, depuis vingt ans, on observe que l'âge auquel les femmes donnent naissance à un premier enfant augmente systématiquement et que le taux d'infécondité « permanente » croît. Ces tendances ne peuvent que conduire à une diminution de l'indice synthétique de fécondité sur un horizon plus long.

TABLEAU 2

Principaux paramètres des politiques fiscales et de transferts relatives aux familles avec enfants, Canada et Québec, 1984-1987

MESURES	1984 (\$)	1985 (\$)	1986 (\$)	1987 (\$)
1. Exemption fiscale pour enfant	—	—	—	—
moins de 16 ans : Québec	710	710	710	560
moins de 16 ans : Canada	810	810	—	—
16 et 17 ans : Québec	710	710	710	560
16 et 17 ans : Canada	710	710	710	560
18 ans et plus : Québec ¹	320	1 320	—	—
18 ans et plus : Canada	1 360	1 420	1 420	1 200
moins de 21 ans : Québec				
premier enfant	—	—	1 870	1 930
enfants suivants	—	—	1 370	1 420
2. Exemption fiscale supplémentaire				
enfants aux études				
post-secondaires : Québec	—	—	2 690	2 900
3. Allocation de disponibilité : Québec				
1er enfant	300	300	300	100
2ième enfant	200	200	200	200
3ième enfant et suivants	100	100	100	300
4. Allocations familiales annuelles				
0 à 18 ans : Québec	95	95	99	103
1er enfant	127	127	132	137
2ième enfant	158	158	165	171
3ième enfant	190	190	197	205
4ième enfant et suivants				
0 à 11 ans + supplément 12 à 18 ans : Canada				
1er enfant	216 + 85	225 + 85	242 + 85	242 + 85
2ième enfant	343 + 85	358 + 85	361 + 85	355 + 85
3ième enfant et suivants	834 + 85	871 + 85	879 + 85	898 + 85
5. Crédit fédéral d'impôt remboursable				
pour enfant				
crédit par enfant	367	384	454	489
seuil de revenu	26 330	26 330	23 500	23 760

Source : *The National Finances*, Canadian Tax Foundation, Toronto, différentes années.

Principales questions posées par une politique nataliste

Certains démographes et économistes soutiennent que les politiques publiques peuvent renverser ces tendances de fond ou du moins encourager

suffisamment les comportements de fécondité pour que collectivement la fécondité se rapproche du seuil de remplacement des générations. Pour créditer la politique familiale d'une présomption d'efficacité sur le plan démographique, il faut s'interroger sur ses effets. Ceci soulève deux types de questions.

En premier lieu, sans objectif affiché, il deviendrait difficile de mesurer si l'effet recherché s'est effectivement produit. Quel est le but visé en ce qui a trait aux naissances, taux de natalité ou de fécondité ? Il est possible de baliser cet objectif en estimant, à l'aide des indices synthétiques de fécondité et du nombre de naissances observées pour les années 1984 à 1989, le « déficit » des naissances observées par rapport au nombre de naissances qui assurerait ou tendrait vers le remplacement des générations (soit un indice synthétique de fécondité de 1,8 ou de 2,1). Les résultats de ce calcul paraissent au tableau 3, dans lequel les écarts du nombre de naissances sont obtenus à l'aide des taux spécifiques de fécondité par âge des femmes de 23 à 40 ans pour chacune des années. Cette simplification peut être justifiée par le fait que, pour ces années, environ 85 % des naissances au Québec étaient attribuables à des femmes appartenant à ce groupe d'âge. La proportion des naissances totales chez les femmes âgées de moins de 23 ans (environ 13 %) ou de plus de 40 ans (environ 2 %) diminue chaque année. Il est donc raisonnable de supposer que leur taux de fécondité n'augmentera pas dans les années à venir.

En deuxième lieu, il faut être en mesure d'évaluer l'efficacité des moyens spécifiques qui peuvent être mis en œuvre en tenant compte des efforts financiers que la société devrait alors consentir. Sur le seul terrain des mesures fiscales et de transferts – qui n'épuisent évidemment pas l'« arsenal » des stratégies d'action pronatalistes – on peut penser qu'il suffit de les bonifier afin de réduire le « coût des enfants ». Cependant, il y a plusieurs façons de le faire qui s'inspirent toutes du principe de la compensation des charges familiales induites par la présence d'enfants.

Il s'agit de compenser le coût induit au niveau familial par la présence d'un enfant supplémentaire. La notion fondamentale est ici celle du *niveau de vie par personne*. Logiquement le coût d'un enfant supplémentaire équivaut au supplément de revenu dont la famille devrait disposer pour que son niveau de vie et celui de chacun de ses membres demeurent constants. Or les diverses études existantes montrent que les coûts associés à la présence d'un enfant varient sensiblement en fonction

TABLEAU 3

Naissances observées et naissances hypothétiques selon différents taux synthétiques de fécondité des femmes âgées de 23 ans à 40 ans, Québec, 1984-1989

	Naissances observées : 23 ans à 40 ans (14 ans à 49 ans)	Taux synthétiques : de fécondité observé : 23 ans à 40 ans (14 ans à 49 ans)	Naissances hypothétiques : si taux synthétique de fécondité est égal à :		Différences entre les naissances hypothétiques et les naissances observées	
	(1)	(2)	1,800 2,100	(3) (4)	(5)=(3)-(1)	(6)=(4)-(1)
1984	69 969 (87 610)	1,200 (1,447)	91 313 (108 954)	109 469 (127 110)	21 344	39 500
1985	71 824 (86 008)	1,174 (1,418)	95 098 (109 282)	113 402 (127 586)	23 274	41 578
1986	70 976 (84 579)	1,149 (1,395)	95 335 (108 938)	113 398 (127 001)	24 359	42 422
1987	70 591 (83 600)	1,104 (1,349)	99 316 (112 325)	118 441 (131 450)	28 725	47 850
1988	73 456 (86 358)	1,152 (1,409)	98 327 (111 229)	115 831 (128 733)	24 871	42 375
1989	78 297 (91 751)	1,236 (1,515)	96 267 (109 721)	115 197 (128 651)	17 970	36 900

Sources : *La Situation démographique au Québec*, différentes éditions, Bureau de la statistique du Québec, pour les naissances et les taux synthétiques observés; et calculs des auteurs.

de son rang, de son âge et du revenu familial²⁰. Par voie de conséquence, l'application du principe du coût de l'enfant conduit à donner une orientation à la composante démographique de la politique familiale : celle-ci

20. En fait, il apparaît que la « vraie valeur » du coût d'un enfant, *abstraction faite du coût en temps*, est proportionnelle au revenu d'un couple sans enfant, sauf pour les couples qui ont de très hauts revenus. Typiquement, le coût du premier enfant représente entre 20 % et 30 % du revenu du couple sans enfant (ou entre 18 % et 32 % avec un taux d'accroissement de 2-3 % par année d'âge). Le deuxième enfant est moins coûteux que le premier (la moitié – cependant le consensus est plus fragile à cet égard), sauf s'il est très jeune (il serait alors aussi coûteux que le premier). Le troisième est approximativement aussi coûteux que le second, alors que les coûts diminuent rapidement pour les suivants. Voir van der Gaag (1982) pour une revue des études empiriques en langue anglaise.

devrait accorder une aide d'autant plus élevée que le revenu familial est important et être davantage favorable aux enfants de rang 1 et 2. En effet, une politique démographique globalement nataliste mais véritablement neutre quant à l'« origine sociale » (ou la classe de revenu des parents) des nouveaux nés et au rang de l'enfant exigerait une compensation proportionnée aux coûts effectifs. Une telle politique ne serait pas biaisée puisqu'une stricte compensation horizontale aiderait toutes les familles dans des proportions semblables. En fait, il faut reconnaître que le niveau de vie ne peut être assimilé à la notion étroitement définie de bien-être matériel. L'enfant est une source de *bonheur* pour sa famille, même si sa présence abaisse le niveau de vie mesuré par les quantités consommées de différents biens. Une politique nataliste pourrait alors ne viser qu'à limiter l'inégalité des niveaux de vie entre familles ayant un même revenu primaire et un nombre différent d'enfants. Un tel compromis pourrait se justifier par le fait que le coût associé à la recherche de l'égalité stricte est prohibitif et par l'objectif de ne pas favoriser, par des aides très substantielles attribuées aux familles nombreuses, la constitution de familles dont la taille excéderait la capacité des parents à prendre réellement en charge tous les aspects de l'éducation de chacun des enfants.

Une interprétation moins stricte du principe du coût de l'enfant consiste à soutenir que tout enfant a droit aux mêmes avantages, peu importe son rang à la naissance, les revenus de ses parents ou leur statut matrimonial. Cette approche est fondée sur la notion de besoins normatifs à satisfaire, qui sont supposés être indépendants des caractéristiques sociales de la famille. Dans cette optique, on aboutit à un niveau d'aide fixe, sans condition de ressources et non imposée, pour toutes les familles ayant un même nombre d'enfants. Pour les raisons données plus haut, la compensation qui en découle est faussement égalitaire, car elle conduit à compenser les charges familiales de façon en fait très inégalitaire, compte tenu des coûts mesurés associés à la présence d'un enfant.

Cette interprétation normative du principe de compensation peut être appliquée dans une optique de redistribution verticale, puisqu'en allouant autant à chaque enfant on referme l'éventail des revenus, pour des familles ayant un nombre donné d'enfants. Il peut s'agir alors non plus seulement d'estimer quelle devrait être la compensation forfaitaire du coût de l'enfant, mais de décider des seuils de ressources et de revenu à partir desquels la compensation diminue. Cette dernière peut éventuellement se transformer en une contribution nette dans la mesure où certaines familles avec enfants ne reçoivent aucun paiement de transfert

mais doivent contribuer au financement des compensations²¹. En apparence, les avantages attribués aux familles seront aussi inégaux, mais ils correspondent alors au cas opposé des écarts de coûts : quand les niveaux de vie de départ sont trop inégaux, donner davantage aux plus défavorisés semble normal. La justice exige l'inégalité des prestations. C'est le fondement du caractère sélectif de la politique familiale telle qu'elle se pratique au Canada depuis les quinze dernières années. La compensation verticale va conduire à favoriser plus fortement la natalité des familles les plus aidées, en l'occurrence les familles les plus défavorisées.

À cet égard, il n'y a pas à proprement parler de véritable politique nataliste. Puisque selon cette logique, la politique familiale se borne à compenser des situations que la société juge anormales. Comme principe orientant une politique nataliste, celle-ci est d'autant plus biaisée ou non neutre que s'y greffe la préoccupation de redistribution verticale et que son poids est important. Ce sujet est plutôt tabou : autant on accepte de discuter de l'efficacité des incitations démographiques globales que comporte la politique familiale, autant on refuse de se poser la question des effets *différentiels* que les aides familiales peuvent éventuellement avoir sur la natalité, selon les milieux sociaux ou selon le niveau de revenu des parents²².

Pour qu'on puisse véritablement parler de politique nataliste, il faut qu'il y ait incitation : que la natalité devienne un élément endogène de la politique familiale. La logique de l'incitation est différente de la logique de la compensation et à la limite les mesures de l'une peuvent entièrement s'opposer aux mesures de l'autre.

21. C'est la situation des familles, dont le « revenu net » le plus élevé du parent est supérieur à 50000 \$, qui doivent remettre une partie ou la totalité des allocations familiales reçues au palier fédéral, selon la disposition de récupération en vigueur depuis 1989.

22. Certains contestent la politique nataliste parce qu'ils y voient une intrusion de l'État dans la sphère des décisions privées. D'autres s'interrogent sur le bien-fondé d'une politique globalement nataliste : les objectifs mis de l'avant pour justifier une telle politique (dynamisme économique et social, maintien de la société distincte, financement des retraites, etc.) seront-ils atteints si les enfants mis au monde grâce aux incitations financières publiques sont peu éduqués, chômeurs, drogués, délinquants, faute d'un contexte familial et social favorable ? Dans cette perspective, la politique familiale et éventuellement la politique nataliste doivent être cohérentes avec la politique d'éducation et d'emploi.

L'analyse précédente permet de qualifier les différentes propositions pronatalistes avancées, qui peuvent se résumer par les trois points suivants.

Aide positive versus aide normative : exemption fiscale ou allocation familiale

Il devrait être clair qu'une exemption fiscale emprunte à la conception de la compensation horizontale : la valeur de l'aide varie avec le revenu puisqu'elle dépend du niveau de revenu lorsque la taxation est progressive²³. Cependant, en proportion du revenu, la valeur fiscale de l'exemption décroît sauf si la taxation est à taux proportionnel. En revanche, une allocation familiale non imposée emprunte à la logique de la compensation horizontale mais normative : l'aide ne varie pas avec le revenu²⁴. On s'attend donc à ce qu'à dépense égale, une exemption fiscale corresponde mieux au coût de l'enfant et soit plus incitative sur le plan de la natalité, toutes choses égales par ailleurs.

Progressivité et dégressivité en fonction du rang de l'enfant : la problématique du troisième enfant et la logique de l'incitation

Il y a tout lieu de penser, malgré certaines nuances en ce qui touche le troisième enfant, que le coût d'un enfant diminue au fur et à mesure que le nombre d'enfants de la famille augmente en raison des économies d'échelle. Ce qui conduirait à adopter une aide dégressive en fonction de la taille de la famille. Cependant, deux ou trois enfants impliquent des perturbations relativement au marché du travail beaucoup plus importantes qu'un seul enfant, sans considérer que la congestion des tâches parentales s'accroît. En outre, pour que des parents décident d'un deuxième ou d'un troisième enfant il faut qu'ils aient pris la décision d'en avoir un premier et cela, suffisamment tôt pour que se pose à nouveau la décision des autres. Est-il préférable de « partager la besogne », selon l'expression du démographe Henripin (1989) ou doit-on admettre que l'aide au troisième enfant demeure tout à fait pertinente et essentielle

23. Le même effet peut être obtenu à l'aide d'un crédit d'impôt convenablement choisi : lorsque le niveau du crédit correspond à la valeur de l'exemption au taux maximum d'imposition.

24. La combinaison exemption fiscale et allocation familiale imposable conduit au même résultat : l'aide devient forfaitaire, abstraction faite du financement général des allocations.

comme le soutient le démographe-économiste Mathews (1990), parce que, au fond, seule une « minorité » de parents a des préférences fortes pour les enfants et donc la relance de la fécondité passe nécessairement par l'encouragement de ces comportements procréateurs ? Quoi qu'il en soit, on s'attendrait à ce que les aides à la naissance du troisième enfant soient plus incitatives, lorsqu'elles sont particulièrement importantes relativement au coût de l'enfant (qui est plus faible que le coût des deux précédents) et lorsque les aides attribuées aux deux premiers se rapprochent de leur coût, toutes choses étant égales par ailleurs.

Progressivité et dégressivité en fonction de l'âge : l'aide aux « jeunes » familles

Certains (p.ex. Henripin et Mathews) soutiennent que la concentration des aides familiales au cours des premières années devrait être plus efficace et plus utile pour les parents que leur étalement. Mathews (1990) avance même que le soutien pour des enfants adolescents ne repose sur aucune base sérieuse puisque le revenu des parents augmente selon leur cycle vital. Cependant, notons en ce qui concerne l'influence de l'âge des enfants, que la réalité des coûts mesurés indique une augmentation du coût de l'enfant selon son âge; que plus de 73 % des jeunes de 15 à 19 ans étaient aux études à plein temps en 1984, pour la très grande majorité au niveau secondaire ou collégial (BSQ, 1984) et, on peut le présumer, dépendaient financièrement de leurs parents (13 % étaient des travailleurs à temps plein et 10 % dépendaient de programmes sociaux). Par ailleurs, l'âge des enfants n'est pas nécessairement un indicateur fidèle de « l'âge » des familles : l'augmentation tendancielle de l'âge de la femme à la naissance du premier enfant indique que les décisions de fécondité sont reportées pour terminer des études et entamer une carrière sans se préoccuper de responsabilités familiales. Les couples sont donc plus âgés. Le coût d'un enfant ne s'en trouve pas nécessairement réduit, même si on peut penser que les femmes ayant un enfant plus tardivement ont des salaires plus élevés et de meilleurs emplois qui leur permettent d'acheter plus facilement des services de garde, et ainsi de minimiser l'effet négatif de la présence d'un enfant sur les heures de travail sur le rendement associé à leur capital humain accumulé avant de donner naissance à un enfant. Puisque les aspirations matérielles pour les enfants augmentent avec le revenu des parents et donc leur coût, penser que des aides plus substantielles aux jeunes enfants sont plus susceptibles d'inciter à la procréation, c'est supposer que les familles se comportent avec une certaine forme d'illusion sur le coût des enfants. Les calculs de rationalité

reposent, il va de soi, sur le long terme. On doit donc admettre que les parents peuvent évaluer les aides publiques pour les enfants et les allouer comme bon leur semble dans le temps. Enfin, il est vrai que le coût de l'enfant en bas âge varie beaucoup selon qu'il y a recours ou non à un système de garde payante. Des aides importantes pour les jeunes enfants permettent aux parents de prendre en compte cet aspect lorsqu'il n'existe pas d'aide spécifique pour la garde des enfants et cela, dans la mesure où les femmes désirent maintenir leur participation au marché du travail. On s'attendrait donc à ce que la modulation inversée en fonction de l'âge n'ait que peu d'effet incitatif en termes de natalité.

Enfin, les différentes stratégies d'intervention ne peuvent pas faire abstraction du fait que l'environnement économique continuera de se modifier. En particulier, deux tendances de fond peuvent être prises en considération, soit la tendance des femmes à accumuler plus de capital humain ainsi que la poursuite de leur « rattrapage » salarial par rapport aux hommes. Ces évolutions reflètent de nouvelles normes sociales sur le rôle des femmes et leurs attitudes vis-à-vis du mariage et de la famille. On peut donc tenter de simuler l'effet des liens existant entre les salaires anticipés, la participation au marché du travail et la fécondité, en examinant ce qui se produirait si les femmes d'aujourd'hui étaient plus scolarisées et si leur taux de salaire était plus élevé. On doit donc prendre en considération le point suivant : la hausse tendancielle de la scolarisation devrait se traduire par une augmentation des taux de salaire réels des femmes.

Simulations et résultats

Aucune des simulations présentées dans ce texte ne permet de comparer l'effet des différentes propositions pronatalistes décrites plus haut sur les comportements de fécondité, à ponction budgétaire constante. Cependant, elles présentent un certain intérêt dans la mesure où elles correspondent à des modifications relativement simples des paramètres des politiques existantes et parce qu'elles permettent de comparer les prédictions du modèle en présence de politiques qui bonifient les aides financières indépendamment du rang de l'enfant à la naissance ou introduisent une structure d'incitations qui tienne compte explicitement de ce rang.

On trouvera dans le tableau 4 les valeurs moyennes des principales variables du modèle correspondant à la solution de référence (*benchmark*). Les estimations des coefficients du modèle sont alors utilisées pour réaliser

les simulations dont la description apparaît à la fin du tableau 5. Ce même tableau présente les résultats de ces simulations ainsi que les probabilités conditionnelles et non conditionnelles moyennes associées à la solution de référence. Les critères utilisés pour la comparaison des différentes politiques sont : 1) l'effet sur le nombre d'enfants « supplémentaires » engendrés sur une période de quatre ans et 2) les coûts budgétaires associés à chacune des mesures. Ces mesures sont estimées pour l'ensemble de la population à partir de l'échantillon pondéré et tiennent compte du changement de la probabilité moyenne d'appartenir à chacun des états du modèle et du niveau de revenu disponible moyen associé à chacun de ces états. Les variations estimées du revenu disponible des familles ne reflètent que l'effet des modifications apportées aux paramètres des politiques fiscale et soutien à la famille.

TABLEAU 4

Valeurs moyennes (proportion en pourcentage et dollars de 1987) pondérées de l'échantillon, selon la population totale de l'échantillon et les choix observés, Québec, 1984-1987

Variables socio-économiques et financières	POP	F=0	F=0	F=1	F=1	F=1	F=1	F=1	F=1
		K=0 L=0	K=0 L=1	K=1 L=0	K=1 L=1	K=2 L=0	K=2 L=1	K=3 L=0	K=3 L=1
ÂGE	31,7	28,9	28,8	30,2	31,0	32,4	33,7	33,7	34,8
ED 3-5 (%)	0,42	0,37	0,37	0,45	0,43	0,50	0,43	0,40	0,33
ED 6-7 (%)	0,26	0,18	0,34	0,22	0,31	0,17	0,27	0,13	0,21
ED 8 (%)	0,11	0,24	0,20	0,06	0,11	0,04	0,10	0,03	0,13
LM 1 (%)	0,08	0,05	0,09	0,09	0,08	0,09	0,08	0,07	0,08
LM 3 (%)	0,06	0,07	0,04	0,08	0,06	0,06	0,07	0,08	0,09
PPT (%)	0,72	0,43	0,98	0,33	0,94	0,18	0,95	0,15	0,94
COHT	11,2	8,6	8,2	9,7	10,5	12,0	13,1	13,3	14,2
TCHÔ (%)	11,4	12,3	12,1	11,8	11,6	11,2	10,9	11,0	10,6
RÉG 2-4 (%)	0,30	0,30	0,26	0,32	0,28	0,33	0,33	0,29	0,29
RÉG 5 (%)	0,19	0,16	0,11	0,21	0,16	0,21	0,18	0,35	0,26
C 7-15 (%)	0,24	0,00	0,00	0,23	0,26	0,29	0,41	0,30	0,39
C 16-24 (%)	0,02	0,00	0,00	0,02	0,05	0,02	0,03	0,01	0,01
YR84 (%)	0,25	0,31	0,22	0,26	0,26	0,26	0,23	0,28	0,23
YR85 (%)	0,25	0,21	0,25	0,25	0,24	0,25	0,25	0,27	0,21
YR86 (%)	0,26	0,27	0,28	0,25	0,26	0,26	0,26	0,22	0,30
NOMBRE (000)	1 976	51	439	142	320	294	438	156	138
N. ENFANTS (000)	2 885	0	0	142	320	584	876	521	442

1. Salaire hebdomadaire prédit et revenu disponible calculé dans le cas où les épouses travaillent 52 semaines selon les différentes options du modèle.

TABLEAU 5

Probabilités moyennes conditionnelles et non conditionnelles de choix des états en solution de base, taux de variation en pourcentage des probabilités et du nombre des enfants présents et coût net (en dollars de 1987) des mesures en selon les simulations, Québec, 1984-1987

Probabilités moyennes	Solution de base	Simulations ¹						
		S1	S2	S3	S4	S5	S6	S7
Probabilités conditionnelles de travail :								
L=0 F=0,K=0	0,1189	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %	-1,4 %
L=1 F=0,K=0	0,8811	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,2 %
L=0 F=1,K=1	0,3114	0,2 %	0,0 %	0,1 %	0,1 %	0,0 %	0,1 %	-0,2 %
L=1 F=1,K=1	0,6886	0,0 %	0,0 %	-0,1 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,1 %
L=0 F=1,K=2	0,3982	0,1 %	0,2 %	0,0 %	0,0 %	0,1 %	0,2 %	-0,1 %
L=1 F=1,K=2	0,6018	0,0 %	-0,1 %	-0,1 %	-0,1 %	-0,1 %	-0,1 %	0,0 %
L=0 F=1,K=3	0,5240	0,1 %	0,1 %	0,1 %	0,1 %	0,1 %	0,1 %	0,2 %
L=1 F=1,K=3	0,4760	-0,1 %	-0,1 %	-0,1 %	-0,1 %	-0,1 %	-0,1 %	-0,2 %
Probabilités conditionnelles de fécondité selon le rang :								
K=1 F=1	0,3092	-2,9 %	-6,8 %	-4,2 %	-5,3 %	-5,6 %	-7,7 %	-6,0 %
K=2 F=1	0,4845	0,8 %	0,9 %	1,2 %	0,0 %	-0,1 %	0,9 %	0,0 %
K=3 F=1	0,2063	2,5 %	8,1 %	8,7 %	7,2 %	8,6 %	9,5 %	9,0 %
Probabilités de fécondité :								
F=0	0,2490	0,9 %	1,0 %	1,2 %	0,8 %	0,3 %	0,8 %	0,4 %
F=1	0,7510	-0,3 %	-0,3 %	-0,4 %	-0,3 %	-0,1 %	-0,2 %	-0,1 %
Probabilités non conditionnelles :								
F=0, K=0, L=0	0,0300	1,0 %	1,0 %	1,3 %	0,6 %	0,3 %	0,7 %	-1,7 %
F=1, K=0, L=1	0,2190	0,9 %	0,8 %	1,1 %	0,7 %	0,2 %	0,7 %	0,6 %
F=1, K=1, L=0	0,0724	-3,3 %	-8,1 %	-5,1 %	-6,4 %	-6,6 %	-9,4 %	-7,4 %
F=1, K=1, L=1	0,1582	-3,2 %	-6,8 %	-4,5 %	-5,7 %	-5,1 %	-7,3 %	-5,7 %
F=1, K=2, L=0	0,1449	0,3 %	0,0 %	0,8 %	-0,4 %	-0,9 %	0,0 %	-1,2 %
F=1, K=2, L=1	0,2178	0,5 %	1,1 %	1,1 %	0,4 %	0,1 %	0,9 %	0,5 %
F=1, K=3, L=0	0,0835	2,0 %	7,4 %	3,0 %	6,6 %	8,1 %	8,9 %	9,0 %
F=1, K=3, L=1	0,0741	2,4 %	8,2 %	3,2 %	7,2 %	8,9 %	9,6 %	8,8 %

Var. Nb. Enfants	0	13 808	54 049	21 813	43 051	54 334	63 228	57 450
Var. en %	0 %	0,5 %	1,9 %	0,7 %	1,5 %	1,9 %	2,2 %	2,0 %
Couples 0 enfant	24,9 %	0,9 %	0,8 %	1,0 %	0,7 %	0,2 %	0,7 %	0,4 %
Couples 1 enfant	21,3 %	-3,3 %	-7,2 %	-4,7 %	-5,7 %	-5,6 %	-7,9 %	-6,2 %
Couples 2 enfants	36,3 %	1,2 %	0,6 %	0,9 %	0,0 %	0,3 %	0,6 %	-0,2 %
Couples 3 enfants	15,8 %	2,2 %	7,8 %	3,1 %	6,9 %	8,4 %	9,2 %	8,9 %
Part. au travail %	76,6 %	0,0 %	2,3 %	0,0 %	-0,1 %	-0,1 %	-0,1 %	0,0 %
Coût (millions \$)	0	752m \$	1206m \$	985m \$	945m \$	866m \$	1310m \$	644m \$
Coût/famille \$	0	509 \$	816 \$	667 \$	651 \$	585 \$	886 \$	441 \$

Source : selon les coefficients du modèle estimé (voir tableau 1 et texte).

1. Les résultats des simulations sont présentés en termes de taux de variations des probabilités (en solution de référence et après simulation) en pourcentage, arrondies à l'unité près. Les modifications de la valeur des variables exogènes du modèle sont les suivantes :

S1 : paramètres existants 1984-1987, sauf pour les exemptions fiscales existantes qui sont doublées.

S2 : paramètres existants 1984-1987, sauf pour les allocations familiales existantes qui sont doublées.

S3 : paramètres existants 1984-1987, sauf pour les exemptions fiscales du Québec qui sont fixées à leur niveau de 1986-1989 et pour les exemptions fiscales fédérales de base en 1984 qui sont doublées alors que l'exemption fiscale pour enfant aux études post-secondaires est posée égale à celle du Québec; pour les autres années les exemptions fiscales fédérales augmentent selon les taux de valorisation des exemptions fiscales du Québec au cours de la période 1986-1989.

S4 : paramètres existants 1984-1987, sauf pour les allocations familiales du Québec qui sont doublées alors que les allocations familiales des deux paliers de gouvernement ne sont plus assujetties à l'impôt (ne sont plus imposées ou récupérées).

S5 : paramètres existants 1984-1987 au palier fédéral. Les paramètres au Québec sont modifiés comme suit : les exemptions fiscales sont posées égales à celles des années 1986-1989; les allocations familiales restent inchangées mais ne sont pas récupérées par l'impôt; l'allocation de disponibilité est transformée en allocation familiale jeune enfant selon la structure existante en 1989, c'est-à-dire : en 1984 (1985, 1986, 1987) elle est respectivement égale à 95 \$ (100 \$, 105 \$, 110 \$), 190 \$ (200 \$, 210 \$, 220 \$) et 285 \$ (300 \$, 525 \$, 550 \$) par année pour le premier enfant, le deuxième enfant et le troisième enfant et les suivants; les allocations de naissance mises en place entre les années 1988 à 1991 sont transformations en allocations familiales, sur la base d'annuités selon un taux d'escompte de 8 % et un horizon de 18 ans, c'est-à-dire : en 1984 (1985, 1986, 1987) elles correspondent à des allocations familiales supplémentaires (non imposables) respectivement de 53 \$ (53 \$, 53 \$, 53 \$), 53 \$ (103 \$, 103 \$, 103 \$) et 309 \$ (445 \$, 573 \$, 690 \$) par année pour le premier enfant, le deuxième enfant et le troisième enfant et les suivants.

S6 : paramètres de la simulation S5, sauf pour les montants des allocations de jeune enfant qui sont triplés.

S7 : paramètres de la simulation S5, sauf pour le taux de salaire brut prédit des femmes qui augmente de 10 %.

Bien que les résultats obtenus aux niveaux K et F s'expliquent par l'interaction de plusieurs variables (salaires nets de l'épouse et revenus disponibles de la famille dans les différentes options), ils reflètent particulièrement l'influence de trois d'entre elles : la variable NUEIK (avec coefficient positif) qui permet d'évaluer l'impact d'aides monétaires différenciés suivant le rang de l'enfant; la variable NUEIF (avec coefficient négatif) dont la fonction est identique à NUEIK, mais au niveau F, et finalement la variable NUEI1 (avec coefficient négatif) qui permet d'évaluer l'impact sur la fécondité de mesures budgétaires indépendantes du rang de l'enfant. Par conséquent, on devrait s'attendre à ce qu'une politique qui bonifierait les aides financières associées au troisième enfant relativement au premier ou au deuxième enfant, produise un effet positif sur la natalité (via l'effet de la variable NUEIK) et à ce qu'une politique neutre relativement au rang de l'enfant produise un effet mitigé ou même négatif (via l'effet de la variable NUEI1 particulièrement) sur la fécondité.

Les probabilités moyennes du modèle estimé (tableau 5, solution de référence colonne deux) caractérisent les comportements moyens de travail et de fécondité de la population échantillonnée pour les années 1984-1987, soit 1 976 000 couples où sont présents 2 885 000 enfants (voir le tableau 4 pour la répartition observée selon les états). La solution de référence indique que les probabilités conditionnelles ($F = 0$; $K = 1,2,3$) de travail diminuent systématiquement selon le nombre d'enfants présents (88 % lorsque $K = 0$ à 47 % lorsque les couples ont trois enfants ou plus); une fois la décision de fécondité prise ($F = 1$), la probabilité de fécondité de rang 2 est la plus élevée (48 % contre 30 % pour le rang 1 et 20 % pour la rang 3); la probabilité générale de fécondité est de 75 % et donc la probabilité d'infécondité de 25 %. Les probabilités non conditionnelles associées aux huit états montrent que les trois premiers choix les plus probables (60 fois sur 100) sont dans l'ordre : pas d'enfant (22 %), deux enfants (22 %) et un enfant (16 %) avec, dans tous ces cas, participation au marché du travail; les trois choix d'états les moins probables sont dans l'ordre : sans enfant et sans participation au marché du travail (3 %), un enfant et sans participation au marché du travail (7 %) et trois enfants ou plus avec participation au marché du travail (7 %). Enfin, la probabilité non conditionnelle de participation au marché du travail est égale à 67 % alors que les probabilités non conditionnelles d'avoir un, deux ou trois enfants ou plus sont respectivement de 23 %, 36 % et 16 %.

Les autres colonnes du tableau 5 présentent les taux de variation de ces probabilités et leurs effets par rapport au nombre d'enfants présents

dans les familles et aux variations de revenu disponible (qui correspondent au coût des mesures) lorsque les paramètres des politiques sont modifiés. Dans les *deux premières simulations* les paramètres des politiques en place de 1984 à 1987 sont inchangés sauf en ce qui touche aux exemptions fiscales et aux allocations familiales dont les niveaux sont doublés (respectivement S1 et S2). Comme ces simulations et les autres modifient peu les probabilités de participation au marché du travail et la probabilité générale de fécondité, l'analyse s'en tiendra pour l'essentiel aux autres probabilités. Une bonification de ces mesures de soutien aurait augmenté les probabilités conditionnelles de fécondité de rang deux et trois en contrepartie d'une baisse de la fécondité de rang un. À la lecture des probabilités non conditionnelles d'états, on aurait observé une légère augmentation du nombre de familles dans l'état sans enfant et une hausse importante du nombre de celles dans l'état avec trois enfants ou plus, indépendamment du statut de travail de l'épouse. Enfin, l'effet de doubler les allocations familiales se démarque de celui associé à des exemptions fiscales elles aussi plus importantes de deux façons. Selon les probabilités non conditionnelles, le nombre d'enfants présents dans les familles aurait été beaucoup plus important, soit 54 049 sur un période de quatre ans contre 13 808 lorsque la simulation porte sur les exemptions fiscales. En revanche, le coût de cette mesure aurait été beaucoup plus lourd, soit 1 206 millions de dollars plutôt que 751 millions de dollars pour les exemptions, ce qui représente respectivement une variation moyenne du revenu disponible de 509 \$ et 816 \$ par famille ayant des enfants²⁵. Ces résultats ne sont pas étonnants compte tenu des coefficients estimés du modèle et du « biais » existant des allocations familiales qui sont fortement différenciées selon le rang de l'enfant par rapport aux exemptions fiscales qui, elles, ne le sont pas.

La *troisième simulation* (S3), à la différence des deux premières, modifie la structure existante des exemptions fiscales : leurs valeurs pour les années 1984-1987 sont posées égales à celles qui prévalaient pour les années 1986 à 1989 au Québec, alors que dans la fiscalité fédérale, les niveaux en 1984 des exemptions fiscales de base sont doublés en supposant que le même facteur de revalorisation qu'au Québec s'applique pour les autres années. En d'autres mots, la simulation reproduit la réforme québécoise des exemptions fiscales pour les enfants à charge mise en place au cours des années 1986 à 1989 et fait comme si le gouvernement fédéral

25. Il faut souligner ici qu'il s'agit d'un coût net puisqu'on tient compte de toutes les dispositions fiscales, y compris le fait que les allocations familiales peuvent être imposables.

avait adopté les mêmes dispositions. Les résultats de la simulation vont dans la même direction que les deux premières avec les nuances suivantes : pour un coût budgétaire un peu plus élevé que pour la première simulation, le nombre d'enfants présents aurait été beaucoup plus élevé; l'effet sur les probabilités non conditionnelles de rang semble être proportionnellement plus près de la solution de référence et donc moins incitative à la fécondité de rang trois ou plus, comme dans le cas de la deuxième simulation.

La *quatrième simulation* examine l'effet de doubler le niveau des allocations familiales du Québec en supposant que celles des deux paliers de gouvernement ne sont plus assujetties à l'impôt personnel. Les résultats simulés de telles mesures montrent, selon les probabilités non conditionnelles, qu'il y aurait eu une augmentation importante du nombre d'enfants présents au cours de ces années. En outre, il apparaît que la proportion des familles qui auraient choisi les états associés à la fécondité de rang un et de rang deux est supérieure à celle de la simulation deux. En principe, ces mesures seraient plus « neutres » par rapport à l'échelle des revenus (mais non par rapport au rang) que dans le cas de la simulation deux.

La *cinquième simulation* reproduit, *mutatis mutandis*, les mesures qui ont été adoptées en faveur des familles au Québec depuis 1986 (augmentation de la valeur des exemptions fiscales, allocations familiales supplémentaires aux jeunes enfants, allocations à la naissance²⁶ et non assujettissement à l'impôt des allocations québécoises). Elle intègre donc simultanément plusieurs mesures et comporte des modifications importantes à la structure des paramètres. Les résultats simulés sont sensiblement différents de ceux obtenus dans les autres simulations. Le nombre d'enfants supplémentaires associé à cette « réforme » dépasse toutes les autres pour un coût budgétaire moins élevé, qui incidemment est sous la responsabilité du Québec. Comme on pouvait s'y attendre, compte tenu des résultats du modèle et de la différenciation plus accentuée des aides selon le rang des enfants présents (bien que les aides financières du type allocation deviennent forfaitaires par rapport à l'échelle des revenus), la fécondité de rang trois ou plus croît beaucoup. Par contre, la simulation indique que les probabilités non conditionnelles d'infécondité resteraient, à toutes fins utiles, les mêmes que dans la solution de référence, ce qui la différencie encore des autres simulations.

26. Soulignons que celles-ci sont modélisées comme si elles étaient des allocations familiales supplémentaires escomptées sur un horizon de 18 ans.

La *sixième simulation* est construite, comme la précédente, avec une bonification des montants au titre de l'« allocation de disponibilité » qui joue le rôle d'une allocation familiale supplémentaire pour les jeunes enfants. On observe que le nombre d'enfants s'en trouverait augmenté, mais pour un coût budgétaire non négligeable par rapport à la simulation précédente. L'augmentation se produirait pour les rangs de naissance égal ou supérieur à deux avec corrélativement une diminution du nombre de familles dans les états associés à un enfant et à la non fécondité.

Enfin, la *dernière simulation* reprend les modifications de la simulation cinq en supposant, de plus, que les taux de salaire nominaux des épouses ont augmenté de 10 %²⁷. Par rapport à l'effet sur le nombre d'enfants supplémentaires associé à la simulation, une hausse des taux de salaire hebdomadaire se serait traduite par un nombre encore légèrement plus élevé d'enfants. Ce résultat ne devrait pas surprendre. Une hausse des salaires entraîne une augmentation de la probabilité de participer au marché du travail (au niveau L) ainsi qu'une hausse de la probabilité d'avoir deux et trois enfants ou plus (effet de la variable NWWK)²⁸. La simulation montre aussi que le coût budgétaire des mesures simulés (par rapport à S5) en présence d'une hausse exogène des taux de salaire des femmes diminuerait. Cette diminution doit être attribuée au fait que toute hausse du revenu de travail des épouses réduit ou annule l'exemption fiscale de personne mariée pour l'époux; cette réduction se répercute sur le niveau des impôts payés par le conjoint et les transferts nets reçus, en particulier les allocations familiales fédérales qui sont imposables aux deux paliers de gouvernement et le crédit fédéral d'impôt remboursable pour enfant qui dépend du revenu familial.

27. Cette augmentation est évidemment arbitraire. Elle pourrait être en partie justifiée en supposant qu'il y a un « rattrapage » salarial en faveur des femmes ou que le marché du travail des femmes s'est resserré. Si la hausse des salaires était liée à une accumulation plus prononcée du capital humain des femmes, il faudrait alors supposer que le niveau général d'éducation est plus élevé. Or dans le modèle estimé les coefficients des variables d'éducation ont en général un effet négatif sur les probabilités de fécondité selon le rang et de fécondité.

28. La section 2 explique cet effet non conventionnel.

CONCLUSION

Les résultats de ces premières simulations indicatives ont avant tout un caractère plus qualitatif que quantitatif. De plus, ils doivent être interprétés avec prudence compte tenu des résultats du modèle estimé, en particulier de sa « tendance structurelle » à produire un effet négatif sur la fécondité générale, de ses hypothèses et de ses limites.

Deux conclusions peuvent être dégagées de cet exercice de modélisation appliquée. La première concerne l'effet général des politiques publiques sur les comportements de travail et de fécondité des Québécois vivant en couple. Dans la mesure où les familles des années 1984-1987 auraient bien anticipé (en se comportant selon le modèle estimé) les aides financières conditionnelles simulées, ces mesures de soutien économique plus importantes auraient influencé positivement la fécondité dans un sens nataliste. Le coût budgétaire des mesures supplémentaires de soutien économique aux familles simulées apparaît non négligeable. En effet, bien que de telles mesures n'aient pas pour seul effet « d'inciter » les couples à avoir plus d'enfants, la grande majorité des familles n'aurait pas eu plus d'enfants mais aurait vu son niveau de bien-être économique augmenter. Il est délicat de mettre en relation le « déficit » des naissances au cours des années 1984-1987 (voir le tableau 3) avec le nombre des enfants supplémentaires qui auraient été présents si les mesures simulées avaient été adoptées, puisque le modèle ne prédit pas strictement des naissances mais plutôt la présence d'enfants selon le rang et selon la structure d'âge observée pour ces années²⁹. Néanmoins, en termes probabilistes, ces mesures auraient rapproché *ex post* les taux synthétiques de fécondité des taux les plus susceptibles de correspondre au seuil de remplacement des générations.

La deuxième conclusion, moins évidente, est que toutes les mesures n'ont pas le même effet bien qu'elles conduisent toutes à réduire le coût économique associé à la décision d'avoir un ou plusieurs enfants. La structure et la nature des « incitations » mises en place influent évidemment sur leur coût collectif, mais aussi sur les résultats relatifs à la fécondité.

29. Comme le modèle tient compte de l'âge observé des femmes et de l'âge observé des enfants lorsque les familles en ont, les naissances supplémentaires associées aux mesures simulées ne se seraient pas nécessairement produites au cours des années 1984 à 1987.

BIBLIOGRAPHIE

- BROUILLETTE, L., FELTEAU, C. et LEFEBVRE, P. (1990), « L'évolution de la situation économique des familles avec enfants au Canada et au Québec depuis 15 ans », *Cahiers québécois de démographie*, 19, 2, 241-271.
- BROUILLETTE, L., FELTEAU, C. et LEFEBVRE, P. (1991a), « Les familles avec enfants ou sans enfant : pauvreté ou aisance ? Les faits au Canada et au Québec de 1971 à 1987 », *L'actualité économique : revue d'analyse économique*, 67, 1, 133-154.
- BROUILLETTE, L., FELTEAU, C. et LEFEBVRE, P. (1991), « Fertility and work behavior of women in Québec : Estimates from a polychotomous discrete choice model with taxes and transfers », Paper presented at the Fourth Annual Conference of the European Society for Population Economics, Pise, June 6-8.
- BUREAU DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC (1984), *Les 15-29 : Portrait statistique des jeunes par région*, Les Publications du Québec, Québec.
- ERMISCH, J. (1989), « Purchased child care, optimal family size and mother's employment : Theory and econometric analysis », *Journal of Population Economics*, 2 (2), 79-102.
- HENRIPIN, J. (1989), *Naître ou ne pas être*, Institut québécois de recherche sur la culture, Québec.
- HYATT, D. et MILNE, W. (1991), « Can Public Policy Affect Fertility », *Canadian Public Policy/Analyse de politiques*, XVII, 1, 77-85.
- MATHEWS, G. (1990), « Politiques natalistes européennes et politique familiale canadienne », *Études et documents*, no. 59, INRS-Urbanisation, Montréal.
- McFADDEN, D. (1981), « Econometric models of probabilistic choice », *In Structural Analysis of Discrete Choice Data with Econometric Applications*, C. Manski et D. McFadden, (Eds.), Cambridge, MIT Press, 198-272.
- McFADDEN, D. (1984), « Econometric analysis of qualitative response models », *In Handbook of Econometrics*, Z. Griliches et M. Intriligator (Eds.), vol. 2, Elsevier Science Publishers, 1395-1457.
- MOFFITT, R. (1984), « Profiles of Labor Supply, Fertility and Wages of Married Women », *Review of Economic Studies*, 51, 263-278.

- RAO, V. (1987), « Childlessness in Ontario and Quebec : Results from 1971 and 1981 Census Data », *Canadian Studies in Population*, 14, 1, 27-46.
- ROBINSON, C. et TOMES, N. (1982), « Family Labour Supply and Fertility : A Two-Regime Model », *Canadian Journal of Economics*, 15, 4, 706-734.
- ROMANIUC, A. (1990), « Réflexions sur le devenir démographique des sociétés avancées : un regard sur le Canada », *Cahiers québécois de démographie*, 19, 2, 179-195.
- SIMARD, A. et BERNIER, J. (1990), « Aperçu des mesures d'aide à la famille au Québec 1990 », Direction des politiques et des programmes de sécurité du revenu, ministère de la Main-d'œuvre et de la Sécurité du revenu, Québec.
- SPRAGUE, A. (1988), « Post-War Fertility and Female Labour Supply Force Participation Rates », *The Economic Journal*, 98, 682-700.
- TOMES, N. (1985), « Childlessness in Canada 1971 : A Further Analysis », *Canadian Journal of Sociology*, 10, 1, 37-68.
- WARD, M. et BUTZ, W. (1980), « Completed Fertility and its Timing », *Journal of Political Economy*, 88, 5, 917-940.
- van der GAAG, B. (1982), « On measuring the cost of children », Special Report Series 32C, Institute for Research on Poverty, University of Wisconsin-Madison.

ANNEXE : DÉFINITIONS DES VARIABLES DU MODÈLE ESTIMÉ

ÂGE : Âge de l'épouse.

ÂGEC : Âge de l'épouse au carré.

COHT : Indice de génération de l'épouse défini par : l'âge de l'épouse moins l'année de revenu plus 1965.

C_{xx-xx} : Catégorie d'âge de l'enfant le plus jeune : <7 : moins de 7 ans (catégorie de référence); 7-15 : 7 ans à 15 ans; 16-24 : 16 ans à 24 ans.

ÉD_{x-x} : Nombre d'années de scolarité de l'épouse : 1-2 : moins de 11 années d'études primaires et secondaires (catégorie de référence); 3-5 : 11 à 13 année d'études primaires et secondaires; 6-7 : études post-secondaires partielles ou diplôme d'études post-secondaires; 8 : diplôme universitaire.

NUEIL : Revenu hors travail virtuel de l'épouse : ordonnée à l'origine de la contrainte budgétaire de l'épouse linéarisée selon : a) loisir à temps plein (non-travail) (NUEIL0); b) le nombre de semaines de travail tel que l'époux ne bénéficie plus de l'exemption fiscale de personne mariée (NUEIL1).

NUEIK : Revenu disponible net de la famille excluant le revenu de travail net de l'épouse (égal au revenu de travail net de l'époux plus les revenus nets de placement de la famille plus les paiements de transferts conditionnels au nombre et à l'âge des enfants). Au niveau de décision K, il est défini pour une famille hypothétique ayant les caractéristiques de la famille observée à l'exception de K (K = 1,2,3) enfants dont les âges correspondent aux âges moyens des enfants présents dans les familles en 1987, conditionnellement à leur parité et à l'âge de la mère.

NUEIF : Revenu disponible net de la famille excluant le revenu de travail net de l'épouse (égal au revenu de travail net de l'époux plus les revenus nets de placement de la famille plus les paiements de transferts conditionnels au nombre et à l'âge des enfants). Pour F = 0, il est défini pour une famille hypothétique ayant les caractéristiques de la famille observée mais sans enfant. Pour F = 1, la variable est une moyenne pondérée des trois niveaux de revenu disponible net défini au niveau K (voir NUEIK). Les poids sont les probabilités (prédites à l'aide de la forme réduite du modèle) que l'épouse soit observée avec un, deux ou trois enfants normalisés sur 1.

NUE11 : Revenu disponible net de la famille excluant le revenu de travail net de l'épouse (égal au revenu de travail net de l'époux plus les revenus nets de placement de la famille plus les paiements de transferts conditionnels au nombre et à l'âge des enfants). Il est défini pour une famille hypothétique ayant les caractéristiques de la famille observée avec un enfant dont l'âge correspond à l'âge moyen des enfants présents dans les familles avec un enfant en 1987 conditionnellement à l'âge de la mère. Le niveau de cette variable ne change pas selon les options aux niveaux K et F.

NWWK : Taux de salaire hebdomadaire net prédit de l'épouse. Au niveau de décision K, il est défini pour une famille hypothétique ayant les caractéristiques de la famille observée sauf pour K (K = 1,2,3) enfants dont les âges correspondent aux âges moyens des enfants présents dans les familles en 1987 conditionnellement à leur parité et à l'âge de la mère.

NWWF : Taux de salaire hebdomadaire net prédit de l'épouse. Pour F = 0, il est défini pour une famille hypothétique ayant les caractéristiques de la famille observée mais sans enfant. Pour F = 1, cette variable est une moyenne pondérée des trois niveaux de salaire hebdomadaire net défini au niveau K (voir NWWK). Les poids sont les probabilités (prédites à l'aide de la forme réduite du modèle) que l'épouse soit observée avec un, deux ou trois enfants normalisés sur 1.

NWW1 : Taux de salaire hebdomadaire net prédit de l'épouse. Il est défini pour une famille hypothétique ayant les caractéristiques de la famille observée avec un enfant dont l'âge correspond à l'âge moyen des enfants présents dans les familles avec un enfant en 1987 conditionnellement à l'âge de la mère. Le niveau de cette variable ne change pas avec les options aux niveaux K et F.

PPT : Variable dichotomique = 1 si l'épouse a travaillé à temps plein ou à temps partiel durant l'année de référence (de revenu) dans un emploi rémunéré ou comme travailleuse autonome; = 0 autrement.

RÉGxx : Taille de la population dans la région de résidence : 1 : grands centres urbains de 500 000 habitants ou plus (catégorie de référence); 2-4 : centres urbains de 30 000 à 499 999 habitants; 5 : régions rurales.

TCHÔ : Taux de chômage au Québec des femmes selon l'année et la catégorie d'âge (moins de 25 ans, 25 à 34 ans, plus de 35 ans).

VINCx : Valeurs d'inclusion.

YR_{xx} : Variables dichotomiques indiquant l'année (de revenu) de l'échantillon (1987 est la catégorie de référence).

y₁ : Variable dichotomique = 1 si l'épouse a travaillé à temps plein ou à temps partiel ou si elle cherchait du travail au moment de l'Enquête *et* si son statut professionnel est travailleuse rémunérée ou travailleuse autonome dans son emploi actuel ou son dernier emploi; = 0 autrement.