

**L'évolution récente de la fécondité au Québec : facteurs démographiques, économiques et sociaux**  
**THE RECENT EVOLUTION OF FERTILITY IN QUEBEC: DEMOGRAPHIC AND SOCIO-ECONOMIC DETERMINANTS**  
**EVOLUCIÓN RECIENTE DE LA FECUNDIDAD EN QUEBEC : FACTORES DEMOGRÁFICOS, ECONÓMICOS Y SOCIALES**

Gary Caldwell, Guy Fréchet et Normand Thibault

Volume 22, numéro 1, printemps 1993

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/010136ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/010136ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Association des démographes du Québec

ISSN

0380-1721 (imprimé)

1705-1495 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Caldwell, G., Fréchet, G. & Thibault, N. (1993). L'évolution récente de la fécondité au Québec : facteurs démographiques, économiques et sociaux. *Cahiers québécois de démographie*, 22(1), 93-132.  
<https://doi.org/10.7202/010136ar>

Résumé de l'article

Le but de cette étude est d'arriver à une évaluation des facteurs qui ont pu influencer l'évolution de la fécondité québécoise entre 1960 et 1990, afin de mieux cerner les déterminants à moyen et court termes de cette évolution. Un filtre Whittaker-Henderson est appliqué à diverses variables liées à l'indice synthétique de fécondité afin d'en extraire la tendance, ce qui permet de se concentrer sur les covariations des résidus. Une analyse de régression permet enfin d'évaluer le poids de certains facteurs et l'influence du court terme (cycle économique). Les incitatifs gouvernementaux, notamment entre 1988 et 1990, paraissent avoir contribué, comme la conjoncture économique, à la hausse de la fécondité observée au cours de cette période.

## **L'évolution récente de la fécondité au Québec : facteurs démographiques, économiques et sociaux**

Gary CALDWELL, Guy FRÉCHET et Normand THIBAUT \*

### **LES « DÉTERMINANTS » DE LA FÉCONDITÉ**

Parmi les façons de caractériser les déterminants de l'évolution de la fécondité, plusieurs types d'indicateurs peuvent être mis à profit. Avant d'aller plus loin, nous définirons ce que nous entendrons par «variables intermédiaires», indicateurs de causes sociétales ou «variables indicatrices» et «déterminants».

Lorsqu'il est question de déterminants, on se réfère à des changements sociaux assez complexes et abstraits, à des abstractions analytiques telles que la «sécularisation» ou la «modernisation». Plutôt que de faire appel d'entrée de jeu à des grands déterminants de ce type, nous préférons commencer par l'observation des variables intermédiaires qui influencent la fécondité, selon l'appellation typique des démographes. Ces variables sont des actes ou comportements facilement observables qui, dans une chaîne de causalité allant des causes à la conception, sont assez rapprochés de la conception.

Un exemple de variable intermédiaire est l'âge à la première naissance. Cet acte de la première conception influence la descendance finale directement et de façon presque mécanique

---

\* G. Caldwell, sociologue, est chercheur indépendant. G. Fréchet, sociologue, est chargé de projet au MSSS et professeur associé au département de sociologie, Université Laval. N. Thibault, démographe, travaille au Bureau de la statistique du Québec. Le Secrétariat à la famille (Gouvernement du Québec) et le Bureau de la statistique du Québec ont contribué financièrement à la réalisation de cette étude et nous les en remercions. L'étude a été menée dans le cadre du chantier sur les tendances de l'Institut québécois de recherche sur la culture. Les opinions exprimées n'engagent évidemment que les auteurs.

du fait qu'il marque le début de la période de fécondité. Généralement, plus elle commence tôt, plus une femme est susceptible de procréer d'enfants. D'autres exemples de variables intermédiaires sont offerts par le taux de nuptialité ou de divorce et le recours à la contraception ou à la stérilisation. Évidemment, les relations qui existent entre ces variables intermédiaires et la fécondité ne sont pas tout à fait mécaniques : la nature de la relation est aussi fonction d'un contexte social donné. Il est concevable, par exemple, que le taux de nuptialité ne soit pas déterminant en ce qui concerne la fécondité. Mais, dans notre contexte social, les couples légalement mariés demeurent plus féconds que les couples en union libre. C'est dire que le contexte social est beaucoup plus stable que la fécondité elle-même, même s'il n'est pas immuable. Bien que la relation entre variables intermédiaires et fécondité puisse varier dans le temps, il est permis de parler de relation de causalité.

Quant aux indicateurs des variables sociales, que nous conviendrons d'appeler variables indicatrices, il n'est plus du tout question de relation de causalité, mais, au mieux, de covariation. Il s'agit d'indices opérationnels de comportements sociaux qui, tout en covariant avec la fécondité, sont des manifestations des causes présumées. Ces indicateurs sont plutôt des reflets des causes, d'où la désignation «variables indicatrices». Par exemple, le taux d'activité des femmes sur le marché du travail est un reflet d'une ou plusieurs causes plus profondes telles que l'évolution des rôles féminins. L'autonomie financière des femmes, la pénétration du marché dans l'économie domestique, l'augmentation des aspirations matérielles, l'individualisation, etc., apparaissent comme autant de conséquences de ce changement. Évidemment, le lien entre l'indicateur et la véritable cause est une question d'interprétation parce que, à une telle distance de la fécondité dans la longue chaîne de causalité, la démonstration est difficile sinon impossible à réaliser. Toutefois, même si nous ne pouvons pas nous prononcer sur la nature du lien de causalité, le simple fait déjà de pouvoir affirmer que la fécondité covarie avec d'autres variables indicatrices dans un contexte social donné représente un acquis analytique considérable.

Cela laisse entrevoir la possibilité de concevoir une situation où une relation de covariation entre une variable intermédiaire ou une variable indicatrice et la variable dépendante «fécondité» a été isolée, sans qu'on en sache vérita-

blement la cause. Dans un tel cas, le suivi de l'évolution des variables intermédiaires et indicatrices permettra d'avoir une prise sur la variation de la fécondité, même si l'on en ignore la raison.

À cette réflexion sur les déterminants et la chaîne de causalité, il reste à ajouter un commentaire sur la direction de la causalité. Bien que la fécondité soit considérée comme variable dépendante dans cette analyse, la possibilité que la fécondité elle-même influence certaines de nos variables indicatrices n'est pas à exclure. Par exemple, il se peut très bien qu'une augmentation de la fécondité soit un facteur qui contribue à la stabilité des unions et des mariages. Si la stabilité des unions contribue également à une hausse de la fécondité, il est possible d'observer une boucle de rétroaction, un renforcement mutuel des facteurs. Une analyse sommaire d'une matrice établie à la suite d'une recherche sur les tendances sociales (Langlois et al., 1991) laisse entrevoir une telle éventualité dans le cas du Québec. Nous ne parlerons pas ici de la méthodologie utilisée pour la confection de cette matrice, sauf pour dire qu'elle a été établie de façon à refléter les relations déjà affirmées dans la littérature sur la question, à partir des études d'experts et des diagnostics présentés quant à ces tendances de la société québécoise. Qu'il suffise de souligner la possibilité d'une rétroaction dans le faisceau de relations entre la fécondité et les autres dimensions, telles que les rôles féminins, les modèles matrimoniaux, la parentèle, le travail des femmes, etc., qui apparaissent à la fois comme antécédents et conséquents à la fécondité.

## **TENDANCE ET CONJONCTURE**

Notre analyse repose sur le postulat suivant : parmi les facteurs qui agissent sur la fécondité à un moment donné, certains sont de très longue durée, d'un demi-siècle ou plus; d'autres se font sentir pendant une période limitée, de dix ans ou plus; finalement, d'autres, plus éphémères, sont liés à une conjoncture de très courte durée : de moins de dix ans. C'est ce que nous appelons les long, moyen et court termes. Comme ces facteurs agissent tous à la fois, il devient essentiel de décomposer la variation de la fécondité selon ces trois termes. Avant de parler de la manière d'y arriver, parlons de l'existence de ces trois termes, puisqu'il faut justifier ce qui n'est pour l'instant qu'un postulat analytique.

Lorsque la fécondité va dans un sens pendant une longue période (long terme) ou pendant une période plus courte, de dix ans ou plus (moyen terme), on a affaire à une tendance. Les effets qui se manifestent durant une période inférieure à une dizaine d'années constituent une variation à court terme. Afin d'éviter toute confusion, précisons que les tendances à long et moyen termes et les variations à court terme sont entendues ici en termes d'«effets» à long, moyen et court termes, ce qui est distinct des intervalles temporels ou périodes d'observation que nous analysons. En outre, les trois types d'effets peuvent se retrouver simultanément dans chacune des périodes. Le découpage temporel relève de raisons qui ne sont pas directement liées aux types d'effets susceptibles d'être observés.

Pour ce qui est du long terme, nous sommes dans une période démographique post-transitoire au Québec depuis 1970 et personne ne sait jusqu'où se rendra la tendance à la baisse. Tout au plus, on peut se demander si la hausse récente est un phénomène passager ou une inflexion de la tendance à plus long terme. Mais il n'est pas possible de répondre dès maintenant à cette question de la tendance à plus long terme en raison du nombre trop restreint d'années d'observation.

Quant au moyen terme, le «baby-boom» est un exemple typique d'une inflexion de la tendance plus ponctuelle dont les effets se font sentir pendant dix ans ou plus, sans que la tendance à long terme cesse de jouer. Au cours de la période plus récente, plusieurs pays de l'Occident ainsi que le Québec ont connu une autre variation à moyen terme dans la deuxième moitié des années 1970. Chez nous, elle s'est manifestée par le déclenchement d'une nouvelle période inattendue de déclin de la fécondité à partir de 1979. Ce fléchissement à moyen terme a été ressenti dans plusieurs pays.

Et, en dernier lieu, le court terme. Il existe dans la littérature un exemple d'un déterminant de la fécondité qui joue à court terme. Cet exemple est connu depuis maintenant cent ans et il est resté très présent à l'esprit des démographes avant que la surspécialisation des sciences sociales le fasse perdre de vue : il s'agit de l'influence du cycle économique ou des affaires («business cycle») sur la variation à court terme de la fécondité : depuis la fin du XIXe siècle, on a montré qu'à court terme, la fécondité varie selon le cycle des affaires (Yule, 1906; Galbraith et Thomas, 1941; Kirk, 1960). Jusqu'à la Deuxième Guerre, la moitié de la variation à court terme s'expliquait par le cycle des affaires; depuis, jusqu'aux trois

quarts. Il se trouve que la variation en question est cyclique, ce qui n'exclut pas la possibilité d'une variation conjoncturelle tout à fait épiphénoménale (unique et non récurrente). Par exemple, dans l'éventualité où des incitations natalistes auraient joué à court terme entre 1988 et 1990, il reste à savoir si elles vont continuer d'influer à moyen terme. Nous reprendrons ces deux questions.

Pour revenir à notre objectif, il s'agit de savoir, d'abord, jusqu'à quel point le sursaut de 1988-1990, marqué en particulier par les incitatifs gouvernementaux natalistes que sont les primes à la naissance, et le plafonnement et la baisse anticipée de 1991 sont un phénomène conjoncturel ou le commencement d'une bifurcation à la hausse en vertu d'un effet à moyen terme, ou les deux à la fois. Dans un second temps, il s'agit de savoir — une fois la réponse fournie à la première question — quelles sont les raisons de la variation à court terme ou du fléchissement à moyen terme, ou des deux.

D'autres approches seraient possibles. Dans une étude récente, Brouillette et al. (1993) ont tenté d'estimer les probabilités des comportements de fécondité en prenant un spectre plus large de mesures fiscales (crédits d'impôt pour enfants, déductions diverses, etc.). À l'issue de diverses simulations avec les facteurs susceptibles d'influencer ces probabilités, ils concluent : «les résultats de cet exercice de modélisation appliquée indiquent que les transferts et la fiscalité ont des effets sur ces comportements» (p. 273).

Pour notre part, nous ne retiendrons, essentiellement, que l'analyse de la variation de l'indice synthétique de fécondité. D'autres avenues de recherche pourraient consister à explorer l'effet différencié des divers incitatifs gouvernementaux sur la fécondité par rang de naissance ou leur effet proprement longitudinal sur la descendance finale. Nous n'avons pas retenu ces avenues dans le cadre de cette recherche, nous contentant d'aborder globalement les déterminants de l'indice synthétique de fécondité, et ce malgré les limites connues de l'utilisation de cet indice (effet de calendrier, etc.), qui n'ont pas à être directement évoquées dans la poursuite de l'objectif mentionné.

## **DÉCOMPOSITION DE LA VARIATION**

Les objectifs du présent modèle de décomposition de la variation consistent à visualiser l'évolution d'une série chronologique à l'aide d'un graphique qui représente bien son compor-

tement tendanciel à travers le temps, ainsi qu'à analyser les covariations des résidus d'une ou plusieurs de ces variables par rapport à la tendance.

Pour tenir compte de l'éventualité que les séries chronologiques ne laissent pas soupçonner d'interrelations réelles — à moins que les données soient transformées de façon à pouvoir être comparées —, nous avons tenté de développer une méthode susceptible, précisément, de rendre les séries comparables. Contrairement à l'objectif de prévision habituellement associé à l'analyse des séries chronologiques (Box et Jenkins, 1976; Ostrom, 1978; Abraham et Ledolter, 1983), nous les avons analysées ici simplement afin d'étudier les corrélations entre elles. Nous avons suivi diverses étapes pour en arriver à comparer les variations des résidus d'une ou plusieurs variables autour de la tendance, une fois celle-ci extraite. Ces étapes sont les suivantes :

1. transformation des données de base en vue de leur homogénéisation si nécessaire;
2. estimation des tendances à long et moyen termes à l'aide du filtre de Whittaker-Henderson de type A;
3. standardisation des résidus pour les variables prises deux à deux;
4. analyse des corrélations.

Une fois les données transformées en vue de leur homogénéisation, la fonction de lissage permet d'extraire la tendance pour l'analyse de la covariation des résidus. L'extraction de la tendance permet tout simplement d'éliminer l'effet à long et à moyen termes et de se concentrer sur les valeurs résiduelles, soit la différence entre les points observés et la tendance. La tendance est extraite avec la méthode dite de Whittaker-Henderson, basée non pas sur les méthodes auto-régressives classiques ou sur la régression polynomiale, mais sur l'analyse matricielle.

Les valeurs résiduelles sont ensuite centrées et réduites (scores  $Z$ ) et leur comportement correspond dès lors aux variations autour de la tendance, lesquelles peuvent être mises en corrélation deux à deux. Suit enfin l'analyse multivariée, où divers modèles (avec et sans décalage temporel, avec et sans le temps [tendance linéaire] comme reflet du long terme, etc.) nous permettent d'évaluer le poids des divers facteurs.

Ces étapes sont présentées ici plus en détail.

### **Transformation des données de base en vue de leur homogénéisation**

La modélisation des données brutes, présentées sous diverses formes, nécessite quelques préalables. Il s'agit essentiellement de la transformation en dollars constants dans le cas des indicateurs économiques, afin d'éliminer l'effet de l'inflation, qu'il s'agisse de données annuelles ou trimestrielles. Il s'agit ensuite de la désaisonnalisation de ces données ou des autres indicateurs retenus, pour éliminer le «bruit» à court terme<sup>1</sup>. Les données ainsi obtenues sont enfin transformées en leur logarithme naturel, selon la suggestion de Danthine et Girardin (1989). Cette dernière transformation n'a pour but que de réduire au maximum les différences d'ordre de grandeur entre les variables, afin de mieux respecter les hypothèses sous-jacentes au filtre Whittaker-Henderson de type A.

### **Estimation des tendances à long et moyen termes à l'aide du filtre de Whittaker-Henderson de type A**

La fonction de Whittaker-Henderson de type A consiste à modéliser la série pour en arriver à un lissage reflétant le plus fidèlement possible la tendance, sans sacrifier la qualité de l'ajustement de cette tendance aux données réelles. Une fois la tendance filtrée par cette fonction, il est possible de se concentrer sur les valeurs résiduelles. La fonction a été programmée sur chiffrier électronique, en vue d'analyser les inflexions du comportement d'une série chronologique à travers le temps<sup>2</sup>. L'intégration de cette fonction au chiffrier s'est effectuée grâce à

---

<sup>1</sup> Le logiciel X-11ARIMA/88 de Statistique Canada (1988) a été utilisé pour la désaisonnalisation des données trimestrielles.

<sup>2</sup> Nous sommes redevables à François Gardes, professeur d'économétrie à l'Université de Paris-Sorbonne I, de nous avoir indiqué les éléments majeurs de la littérature contemporaine sur la fonction de lissage de Whittaker-Henderson, établie dans les années 1920 mais réactualisée et appliquée par Hodrick et Prescott (1980) pour l'étude des cycles d'affaires (voir aussi Kydland et Prescott, 1982). La méthode s'inspire également des essais de covariation des résidus déjà publiés par Caldwell et Czarnocki (1977a, 1977b), qui sont fondés sur le modèle de régression mis au point par Czarnocki (1978). Elle découle enfin d'une première présentation d'un modèle de visualisation des séries chronologiques (Fréchet, 1988) fondée sur les modèles de régression développés en particulier par Gillett (1976) et Czarnocki (1978). Voir à ce sujet Hodrick et Prescott (1980), London (1985), Danthine (1989) et Danthine et Girardin (1989).

la programmation de macro-commandes <sup>3</sup>. Cela permet d'analyser la variation au cours d'une période plus ou moins longue, que nous avons limitée à une centaine d'observations à l'intérieur du chiffrier.

Une série de points échelonnés à travers le temps constitue un matériau de base à partir duquel il est possible de dégager une structure, linéaire, cyclique, etc. La fonction qui permettrait de représenter parfaitement cette série serait dite «ajustée», alors que celle qui permettrait d'en représenter la tendance serait dite «lissée» (voir à ce sujet Gentleman et al., 1990; Goodall, 1990). Sur des données qui varient de façon constante, la régression linéaire simple, par exemple, permettrait d'obtenir un bon lissage, et la qualité de l'ajustement serait fonction de la dispersion des données. Sur des données dont l'évolution est cyclique, le lissage ne représenterait plus que la tendance à long terme et l'ajustement perdrait nécessairement en qualité.

Une première façon de contourner le problème est de regarder du côté de la régression polynomiale <sup>4</sup>, dont le lissage serait un meilleur reflet de la tendance mais pour lequel l'ajustement serait encore fonction de la dispersion des données.

Une seconde façon est de tenter de trouver un compromis entre le lissage et l'ajustement. La fonction de Whittaker-Henderson de type A (sans pondération par rapport au type B, qui peut en utiliser : voir London, 1985) consiste à modéliser la série pour rechercher un lissage qui reflète le plus fidèlement possible la tendance sans sacrifier la qualité de l'ajustement (équation 1). Elle fait partie d'une famille de techniques de lissage reliées à la recherche d'un tel compromis (Goodall,

---

<sup>3</sup> Ces commandes servent essentiellement à automatiser les fonctions. Celles-ci comprennent entre autres la «détermination des intervalles», qui sert à établir les paramètres de tous les intervalles déjà nommés à l'aide d'un identifiant prédéterminé, la fonction de «lissage Whittaker-Henderson de type A», avec diverses valeurs de lambda suggérées par Hodrick et Prescott (1980; voir également Danthine et Girardin, 1989), l'appel des «graphiques» des données, du lissage et des intervalles de confiance de 95 %, que ce soit pour les données en logarithme naturel ou pour les données réexponentiées, et enfin l'appel des graphiques des «résidus», toujours pour les données en logarithme naturel ou pour les données réexponentiées.

<sup>4</sup> Dont la quadratique, de niveau 2, utilisée par Czarnocki (1978). Les niveaux supérieurs seraient la cubique, etc. Toutefois, il est connu qu'après le niveau 5, des phénomènes de distorsion apparaissent et rendent les résultats peu intéressants.

1990 : 172). Il s'agit de décomposer la série ( $y$ ) en sa composante cyclique ( $c$ ) et en sa composante croissance ( $g$ ) :

$$1) \min \sum_{t=3}^t c^2 + \lambda \sum_{t=3}^t [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2$$

$$c_t = y_t - g_t$$

en notation matricielle :

$$\min c' c + \lambda (Kg)' Kg$$

La croissance étant inconnue, une matrice de solution  $y_t$  permet de l'obtenir avec  $g_t = A^{-1}y_t$ , où  $A = 1 + \lambda K'K$ , comme l'ont démontré Danthine et Girardin (1989).

La valeur d'un paramètre  $\lambda$  permet de tester divers compromis entre l'ajustement et le lissage. Dans le but de tester diverses valeurs du paramètre  $\lambda$ , nous avons prévu les valeurs 100, 400, 1600, 6400 et 500 000 (infini), conformément aux suggestions de Hodrick et Prescott (Danthine et Girardin, 1989). Une valeur de 0 représenterait un ajustement parfait au détriment du lissage, et une valeur de 500 000 (infini) représenterait un lissage qui s'apparenterait à la régression linéaire, au détriment de l'ajustement. En l'occurrence, pour les raisons théoriques présentées par Hodrick et Prescott, nous avons déterminé que la valeur 400 était celle qui représentait le mieux nos données annuelles et la valeur 6400 celle qui représentait le mieux nos données trimestrielles relatives à l'indicateur principal (ISF) <sup>5</sup>. Le même paramètre ayant été appliqué à l'ensemble des données annuelles et à l'ensemble des données trimestrielles, les résidus sont devenus éminemment comparables. La tendance étant extraite, il est possible de faire l'analyse des covariations des variables dans le temps, pour des variables prises deux à deux.

### **Standardisation des résidus pour les variables prises deux à deux**

Les valeurs résiduelles, que l'on obtient en soustrayant les observations de la courbe de lissage, sont enfin centrées et

<sup>5</sup> Ils avaient pour leur part choisi la valeur 100 pour des données annuelles et 1600 pour des données trimestrielles, avec un seuil d'acceptation de la variation annuelle ou trimestrielle différent, en mentionnant que cela pouvait être modifié au besoin selon la nature des données (voir Danthine et Girardin, 1989).

réduites (scores  $z$ ). De cette façon, il est permis de lire directement les écarts par rapport à la différence moyenne en tant qu'écarts types. C'est ainsi que, la tendance étant extraite, les variations autour de la tendance pour des séries chronologiques distinctes deviennent comparables. Les graphiques présentés plus loin permettent d'évaluer les covariations de l'indice synthétique de fécondité et de chacune des autres variables.

### **Analyse des corrélations**

Seules les variables prises deux à deux ont été considérées jusqu'ici et, dans le but d'en arriver à une analyse multivariée, nous avons d'abord tenté de déterminer le décalage temporel idéal où peuvent apparaître les corrélations les plus fortes entre les variables. Dans le cas de la fécondité, il est plausible qu'un décalage d'une année fasse apparaître de telles corrélations. La fonction dite «Cross-Correlation Function (CCF)» du SPSS, que l'on peut appliquer aux séries chronologiques pour déterminer la force de la corrélation avec différents décalages temporels, a permis de confirmer ce choix pour plusieurs variables, mais pas nécessairement pour toutes. Les modèles de régression présentés le seront néanmoins avec et sans décalage d'une année, ainsi qu'avec et sans le temps parmi les variables indépendantes (reflet de la tendance à long terme ou tendance linéaire). Une transformation préalable des variables en indices 100 aura permis de standardiser les poids obtenus <sup>6</sup>.

Ces analyses, enfin, sont présentées pour deux périodes distinctes. Pour la première, qui va de 1960 à 1990, nous utilisons les données annuelles; nous l'avons définie de manière à avoir un nombre appréciable d'années d'observation. La seconde va de 1975 à 1990; nous utilisons cette fois les données trimestrielles désaisonnalisées, mais avec des variables un peu différentes, essentiellement à cause de la disponibilité des données trimestrielles. Nous présenterons cette dernière période en excluant et en incluant les incitatifs gouvernementaux (allocations à la naissance) en vigueur depuis 1988.

---

<sup>6</sup> La procédure retenue est celle de la régression avec extirpation de l'autocorrélation des résidus par itération («AREG», du module «Trends» de SPSS), en vue d'éliminer la multicollinéarité entre les variables indépendantes.

## **LES «VARIABLES» RETENUES**

Pour les fins de cette analyse, nous retiendrons d'abord la fécondité elle-même (mesurée par l'indice synthétique), les variables intermédiaires et les variables indicatrices, qu'elles soient de nature économique (Tapinos, 1986; Lecaillon, 1990) ou sociale (voir le tableau 1).

Deux éléments ont présidé au choix des variables intermédiaires : la disponibilité des données et un examen du contexte qui a entouré l'évolution de la fécondité récente dans cinq sociétés occidentales (Caldwell, Modell, Stiehr et Del Campo, 1994). L'examen du contexte s'est effectué de façon inductive et en fonction de sa valeur heuristique. Or il se trouve que la plupart des variables — «âge moyen à la naissance de rang 1», «âge moyen au premier mariage des célibataires», «indice synthétique de nuptialité des hommes et des femmes», «indice synthétique de divortialité» et «pourcentage des naissances hors-mariage»<sup>7</sup> — reflètent l'importance de l'évolution des rôles féminins dans la société occidentale. Le fait de se marier, le choix du moment, la persistance ou la rupture de l'union, la décision d'enfanter dans le cadre ou en dehors du mariage et l'étape de la vie où arrivent les enfants sont tous des comportements influencés par ce changement de définition des rôles féminins (voir le tableau 2).

Parmi les variables indicatrices économiques se trouvent l'«enrichissement» (revenu personnel disponible par habitant et taux de possession d'une automobile par 1000 habitants) et l'«inflation» (indice des prix à la consommation [IPC] de Montréal). Quant aux variables indicatrices dites sociales, il s'agit d'un choix de variables parmi celles qui sont habituellement disponibles. Pour le moment, nous ne justifions pas ce choix, bien qu'une de ces variables, le «taux d'activité des femmes de 15 ans à 64 ans» sur le marché du travail, soit classique (Carlinger et al., 1980). Quant aux autres — «État providence» (part des paiements de transferts [directs] dans le revenu personnel disponible)<sup>8</sup>, «perte de densité sociale» (taille

<sup>7</sup> Comprend les naissances de mères célibataires, veuves, divorcées, séparées ou dont l'état matrimonial n'est pas connu. Il est entendu que le statut sociologique des couples qui vivent hors mariage a considérablement changé depuis des années, ces unions ayant été décrites comme un «substitut au mariage» (Lapierre-Adamcyk et al., 1987).

<sup>8</sup> Comprend l'ensemble des transferts directs. Puisqu'il ne s'agit pas seulement de l'aide aux jeunes familles, on aura affaire à une variable de contexte et non de lien direct avec la fécondité.

TABLEAU 1 — Variables démographiques, économiques et sociales : mesure et période d'observation

Fécondité	Indice synthétique	1960-1990 (annuel) 1975-1990 (trimestriel)
<b>VARIABLES INTERMÉDIAIRES (DÉMOGRAPHIQUES)</b>		
1 Âge à la première naissance	Moyenne	1960-1990 (annuel) 1975-1990 (trimestriel)
2 Âge au premier mariage, femmes	Moyenne	1960-1990 (annuel)
3 Âge au premier mariage, hommes	Moyenne	1960-1990 (annuel)
4 Nuptialité féminine	Indice synthétique	1960-1990 (annuel)
5 Nuptialité masculine	Indice synthétique	1960-1990 (annuel)
6 Divorcialité	Proportion	1960-1990 (annuel) 1975-1990 (trimestriel)
7 Naissances hors-mariage		
<b>VARIABLES INDICATRICES (ÉCONOMIQUES)</b>		
8 Rythme de l'activité économique	Produit intérieur brut du Québec par habitant, dollars constants	1975-1991 (trimestriel)
9 Cycles économiques	Indicateur composite avancé, SC	1975-1991 (trimestriel)
10 Enrichissement	Revenu personnel disponible par habitant, dollars constants	1960-1990 (annuel) 1975-1991 (trimestriel)
11 État providence	Taux de possession d'une automobile/1000 habitants	1966-1987 (annuel)
12 Inflation	Proportion du revenu provenant des paiements de transferts directs	1961-1990 (annuel)
13 Incitations gouvernementales natalistes <sup>a</sup>	Indice des prix à la consommation (IPC) de Montréal	1961-1990 (annuel) 1975-1991 (trimestriel)
	Primes à la naissance	1975-1991 (trimestriel)
<b>VARIABLES INDICATRICES (SOCIALES)</b>		
14 Participation des femmes au marché du travail	Taux d'activité des femmes de 15 à 64 ans	1961-1989 (annuel)
15 Taux d'occupation, global, hommes et femmes	Taux d'activité × (1 - taux de chômage)	1975-1991 (trimestriel)
16 Perte de densité micro-sociale	Taille moyenne des ménages	1960-1989 (annuel)
17 Anomie	Taux de suicide	1960-1988 (annuel)

a. Sur plus d'une soixantaine de trimestres au total, la dernière quinzaine comporte l'existence de telles incitations gouvernementales, codées ici simplement en fonction de leur absence ou de leur présence (0 et 1).

des ménages) et «anomie» (taux de suicide) —, leur choix est beaucoup plus fondé sur une approche purement exploratoire. Mentionnons qu'une autre variable, le «taux de fréquentation scolaire», a été exclue faute de série suffisamment longue (la série remonte à 1975 seulement). Le moins que l'on puisse dire, c'est que la société québécoise contemporaine a connu des changements profonds dans ces domaines.

Pour la période 1975-1990 (données trimestrielles), les variables sont un peu différentes, pour des raisons surtout de disponibilité des données (tableau 3). Y figurent notamment l'«âge moyen à la naissance de rang 1» et le «pourcentage de naissances hors-mariage». Parmi les variables économiques, auxquelles nous avons voulu donner un peu plus d'importance dans l'analyse du court terme, on trouve le «produit intérieur brut (PIB) par habitant», l'«indice composite avancé (ICA) de Statistique Canada», le «revenu personnel disponible par habitant» et l'«inflation» (indice des prix à la consommation [IPC] de Montréal). La principale variable sociale est le «taux d'occupation» (taux d'activité  $\times$  [1 - taux de chômage]) : taux global, taux des hommes et taux des femmes. La définition du taux permet de mesurer la participation au marché du travail, l'activité et le chômage étant pris en considération. Les «incitations gouvernementales (primes à la naissance)» ont été incluses, sous la forme de leur absence ou de leur présence au cours des quinze derniers trimestres.

## **LE LONG TERME**

Des facteurs tels que la baisse de l'influence religieuse ou la hausse du degré de scolarisation, entre autres, ont été examinés dans le cadre d'une problématique de long terme (Frenette, 1983; Henripin, 1989; Rochon, 1989, 1990, 1991), mais nous ne pouvons les appliquer dans le cadre d'une problématique de plus court terme. D'autres facteurs, essentiellement économiques, ont déjà été appliqués au long terme, mais il paraît évident qu'ils se révéleront aussi et même plus importants à court terme.

Il ne nous reste donc qu'à adopter une attitude d'expectative relativement à la tendance à long terme. Il est toutefois possible d'opérationnaliser notre postulat des influences distinctes selon les types de durée en nous concentrant sur la variation à court terme et sur la tendance à moyen terme. Nous postulons que sur une période plus courte, 1960-1970 ou



TABLEAU 2 (suite)

Année	Âge moyen au 1er mariage à la 1re naiss.		Indice synthétique de nuptialité		% des naiss. hors-mariage	Taille moyenne des mén.	IPC M <sub>H</sub>	RPD/hab. (\$ 1981)	Transf. en % du RPD	Taux de suicide auto	Taux poss. auto	Taux activ. femmes 15-64 ans	ISF
	H	F	H	F									
1977	25,3	25,6	0,73	0,72	0,36	3,36	68,2	8 334	19,6	16,0	401,5	46,7	1,75
1978	25,4	25,7	0,68	0,67	0,36	3,24	73,9	8 522	19,7	14,9	388,8	48,9	1,71
1979	25,4	25,8	0,67	0,67	0,34	3,15	80,6	8 664	18,6	15,6	405,3	49,9	1,75
1980	25,4	25,8	0,64	0,64	0,32	3,12	89,0	8 851	18,6	16,2	399,0	51,7	1,68
1981	25,5	26,0	0,57	0,58	0,44	2,98	100,0	8 889	18,8	17,6	369,5	53,2	1,62
1982	25,5	26,1	0,53	0,54	0,42	2,94	111,6	8 771	21,0	18,1	367,7	52,2	1,52
1983	25,6	26,5	0,49	0,50	0,39	2,90	117,8	8 676	22,3	16,5	378,2	53,8	1,46
1984	25,6	26,7	0,49	0,51	0,38	2,86	122,7	9 064	22,0	17,0	379,9	55,4	1,45
1985	25,7	26,9	0,49	0,52	0,36	2,82	128,1	9 181	22,4	17,5	381,2	57,1	1,42
1986	25,8	27,0	0,42	0,46	0,42	2,79	134,4	9 134	22,4	17,7	399,7	58,1	1,40
1987	25,8	27,3	0,41	0,45	0,45	2,79	140,4	9 312	21,8	16,5	406,8	60,3	1,41
1988	25,9	27,5	0,42	0,47	0,47	2,75	145,8	9 564	21,7	15,5	—	61,2	1,47
1989	25,9	27,6	0,43	0,47	0,47	2,66	152,3	9 812	21,1	—	—	61,7	1,59
1990	26,0	27,8	0,42	0,47	0,49	—	158,7	9 840	22,0	—	—	—	1,71

Sources : Langlois et al., 1991; Bureau de la statistique du Québec; calculs des auteurs.

a. Les indices des années 1960 à 1968 (avant la loi sur le divorce) ont été estimés à partir du nombre de divorces et en fonction du rapport entre ce nombre et l'indice de 1969.

TABLEAU 3 — Variables démographiques, économiques et sociales, données trimestrielles désaisonnalisées, Québec, 1975-1991

	Âge moyen à 1re naiss.	% naiss. hors-mar.	Taux d'occupation		F	IPC Mtl	PIB/hab. (\$ 1981)	ICA	RPD/hab. (\$ 1981)	ISF
			Total	H						
1975-1	24,7	8,1	53,4	71,7	35,9	42,2	13 409	75,4	2 584	1,76
1975-2	24,6	8,8	53,9	72,1	36,4	43,1	13 530	77,9	2 491	1,79
1975-3	24,5	9,1	53,9	71,8	36,8	44,7	13 879	80,1	2 666	1,85
1975-4	24,5	9,5	54,0	72,2	36,7	45,5	13 735	82,2	2 660	1,86
1976-1	24,8	9,8	53,8	71,4	36,9	45,8	14 077	82,2	2 790	1,83
1976-2	24,8	9,6	53,4	70,5	37,2	46,4	14 956	83,6	2 821	1,80
1976-3	24,7	9,9	53,1	69,6	37,3	47,2	14 103	84,3	2 668	1,80
1976-4	24,8	9,7	52,8	69,4	37,0	47,9	14 913	85,2	2 861	1,80
1977-1	24,8	10,1	52,9	69,8	36,8	49,2	14 616	86,5	2 783	1,79
1977-2	24,9	10,4	52,8	69,2	37,2	50,1	14 632	87,3	2 796	1,76
1977-3	24,9	10,7	52,8	68,8	37,4	51,3	14 392	87,9	2 780	1,73
1977-4	24,9	10,8	53,0	68,8	37,9	52,4	14 537	89,2	2 797	1,74
1978-1	24,9	10,8	53,0	68,3	38,3	53,3	14 642	89,8	2 834	1,74
1978-2	25,0	11,2	53,3	68,6	38,6	54,4	14 817	93,0	2 871	1,72
1978-3	25,1	11,2	53,5	68,8	39,0	55,9	14 840	95,2	2 848	1,70
1978-4	25,1	11,8	53,7	68,9	39,2	56,4	15 155	96,7	2 899	1,70
1979-1	25,1	12,4	53,5	68,9	39,0	57,8	15 129	97,9	2 897	1,74
1979-2	25,0	12,2	54,1	70,0	39,0	59,3	15 320	97,9	2 958	1,77
1979-3	25,0	12,7	54,8	70,5	39,7	60,7	15 376	98,8	2 844	1,76
1979-4	25,1	13,2	55,4	70,3	41,1	62,2	15 479	97,5	2 955	1,73
1980-1	25,0	13,2	55,4	70,1	41,4	63,5	15 757	98,6	2 926	1,70
1980-2	25,1	13,7	55,0	69,9	40,8	65,1	15 778	94,4	3 011	1,69
1980-3	25,0	14,0	55,0	69,8	41,0	67,2	15 419	98,3	2 974	1,68
1980-4	25,1	14,6	55,4	69,6	41,8	69,1	15 511	101,9	2 967	1,67
1981-1	25,1	14,8	55,7	69,6	42,5	71,3	15 490	102,1	2 999	1,65
1981-2	25,2	15,2	55,4	69,0	42,5	73,5	15 565	103,2	2 973	1,63
1981-3	25,2	16,0	55,4	69,0	42,4	75,5	15 537	98,9	3 022	1,61
1981-4	25,3	16,4	53,8	68,2	40,3	77,5	15 091	95,9	2 955	1,59
1982-1	25,2	17,5	52,8	66,5	39,9	79,9	14 706	93,7	3 009	1,57
1982-2	25,2	18,0	51,7	64,3	39,8	82,3	14 237	91,7	2 912	1,54
1982-3	25,3	18,8	51,2	63,2	39,9	84,3	14 049	92,1	2 925	1,50
1982-4	25,4	18,6	51,2	63,2	39,8	85,6	14 140	95,2	2 871	1,48

1983-1	25,4	19,2	51,5	63,7	40,0	85,8	14 034	99,8	2 879	1,46
1983-2	25,5	20,3	52,2	64,4	40,7	87,1	14 372	104,7	2 861	1,45
1983-3	25,5	20,9	52,6	64,7	41,1	88,3	14 528	107,8	2 931	1,46
1983-4	25,4	21,0	52,9	64,6	41,9	89,4	14 816	109,3	2 931	1,47
1984-1	25,5	21,4	53,4	65,1	42,3	90,2	14 923	110,9	2 927	1,46
1984-2	25,6	21,9	53,4	65,2	42,3	91,2	15 124	110,1	2 996	1,45
1984-3	25,7	22,7	53,7	65,5	42,6	91,6	15 302	110,2	3 012	1,44
1984-4	25,6	23,6	53,8	65,4	42,8	92,2	15 386	111,4	3 126	1,43
1985-1	25,6	24,3	53,9	65,4	43,2	93,5	15 370	113,5	3 093	1,42
1985-2	25,8	24,1	54,7	66,0	44,1	94,8	15 357	116,4	3 104	1,42
1985-3	25,8	24,6	55,0	66,4	44,3	96,1	15 438	119,6	2 998	1,42
1985-4	25,7	25,8	55,4	66,4	45,0	96,8	15 674	121,9	3 064	1,41
1986-1	25,7	26,0	55,5	66,5	45,2	98,2	15 690	122,6	3 068	1,40
1986-2	25,9	26,8	55,5	66,7	44,9	99,3	15 779	123,5	3 012	1,40
1986-3	25,9	27,4	55,3	66,4	44,9	100,5	15 769	125,2	3 016	1,40
1986-4	25,9	28,5	55,8	67,1	45,2	102,0	15 878	127,5	3 001	1,41
1987-1	26,0	28,9	56,3	67,0	46,1	102,7	16 152	131,6	3 052	1,41
1987-2	26,1	29,8	56,8	67,4	46,8	104,0	16 499	135,0	3 089	1,41
1987-3	26,2	30,4	57,0	67,4	47,2	104,9	16 624	137,0	3 105	1,41
1987-4	26,2	30,7	57,2	67,7	47,3	106,2	16 751	136,9	3 095	1,41
1988-1	26,1	32,2	57,8	69,0	47,1	106,9	17 147	138,1	3 070	1,43
1988-2	26,3	32,4	57,6	68,8	47,2	108,1	17 279	139,7	3 136	1,45
1988-3	26,2	33,6	57,9	68,3	48,2	109,1	17 456	141,4	3 235	1,48
1988-4	26,4	34,0	58,5	69,1	48,5	110,0	17 557	143,9	3 246	1,51
1989-1	26,3	34,7	58,4	69,3	48,2	111,2	17 659	145,3	3 300	1,54
1989-2	26,4	35,5	57,9	68,4	48,0	113,0	17 362	143,9	3 263	1,57
1989-3	26,4	35,7	57,9	68,3	48,1	114,3	17 232	145,5	3 219	1,60
1989-4	26,4	36,5	58,1	68,1	48,6	114,8	17 352	146,6	3 316	1,64
1990-1	26,4	37,0	58,2	67,6	49,3	116,3	17 151	144,1	3 329	1,68
1990-2	26,5	37,7	58,4	67,7	49,6	117,2	17 205	143,3	3 288	1,72
1990-3	26,5	38,4	57,9	67,4	49,1	118,5	16 963	141,7	3 294	1,73
1990-4	26,5	39,4	56,7	65,9	48,2	120,6	16 836	138,3	3 278	1,72
1991-1	—	—	55,9	64,0	48,2	125,6	15 843	135,3	3 185	1,70
1991-2	—	—	56,0	63,9	48,5	126,8	15 811	142,6	3 161	1,69

Sources : Langlois et al., 1991; Bureau de la statistique du Québec; calculs des auteurs.

1971-1989, la tendance à long terme est linéaire. Dans des modèles construits autour des déterminants de la variation, nous avons inclus une variable «temps» basée sur la progression linéaire du temps, année après année. Tous les paramètres deviennent ainsi des indications des effets de la conjoncture à court terme. De la sorte, la variation linéaire durant la période visée est séparée de ce qui peut être une variation plus ponctuelle ou une modification à moyen terme. Nous cherchons de cette façon, non à expliquer, mais à isoler la tendance à long terme, afin de nous limiter à l'analyse des court et moyen termes. Il s'agit seulement, dans cette analyse, d'interpréter la tendance générale à l'intérieur de la période : nous cherchons à spécifier ce qui est conjoncturel et ce qui est une inflexion de tendance à moyen terme. Une fois cela fait, nous envisageons de saisir les facteurs qui sont en relation (covariation) avec ces deux types de phénomènes. Passons maintenant à la décomposition de la variation à court terme.

## **LE COURT TERME**

La variation à court terme est ce qui reste après l'extraction de la tendance. Les variables sont considérées deux à deux, une variable explicative et la fécondité. La tendance à long ou à moyen terme de chaque variable n'est pas prise en compte, non plus d'ailleurs que les effets entre variables explicatives. Nous avons retenu ici deux périodes, 1960-1990 et 1975-1990. La première englobe la fin de la transition démographique au Québec (l'effondrement de la fécondité au cours des années 1960) et la stabilisation relative survenue depuis, et nous risquons de nous trouver à cheval sur une période charnière entre des tendances à long et à moyen termes. Avec la période 1975-1990, nous risquons de nous trouver plus nettement à l'intérieur de la même tendance à long terme. La durée de la première période permet d'observer le comportement sur plus d'un quart de siècle. La seconde est plus courte mais la fréquence des observations y est plus forte.

### **La période 1960-1990**

Dans les exemples suivants, les résidus standardisés de l'évolution de l'indice synthétique de fécondité sont comparés avec ceux de l'évolution des autres variables retenues pour 1960-1990 ou 1961-1989, selon la disponibilité des données.

Les figures A-1 à A-15 présentent les résultats <sup>9</sup>. La première illustre simplement l'évolution de la fécondité et le lissage obtenu avec le filtre Whittaker-Henderson. Un décalage temporel d'une année est retenu dans toutes les mises en relation de la fécondité avec les autres variables.

Dans le cas du pourcentage de naissances hors-mariage et de l'âge moyen au premier mariage des hommes et des femmes, la relation est inverse. Il suffit de lire que plus le pourcentage de naissances hors-mariage ou plus l'âge moyen au premier mariage des hommes et des femmes tend à augmenter, plus l'indice synthétique de fécondité tend à diminuer, résultat bien conforme à ce qui est généralement observé.

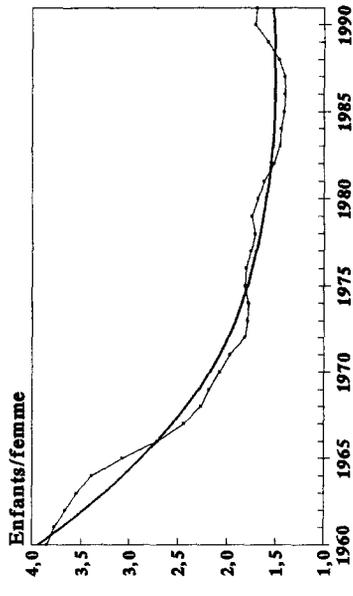
Des épisodes de relation inverse et de relation directe semblent avoir marqué le comportement des variables suivantes : âge moyen à la naissance de rang 1, taille des ménages et indice synthétique de nuptialité des hommes et des femmes. La relation inverse a généralement été observable de 1960 à 1975 et la relation directe de 1975 à 1990, à un petit nombre d'années près. Dans le cas de l'âge moyen à la naissance de rang 1, toutefois, la relation inverse paraîtrait plus constante au cours de la période, sauf pour une sous-période moins facile à identifier, entre 1976 et 1982. La relation inverse serait d'ailleurs plus conforme à l'effet anticipé de la hausse de cette variable sur la fécondité, ce qui semble se confirmer pour la majeure partie de la période.

Une des observations les plus importantes demeure toutefois la confirmation au Québec de la relation entre l'activité économique et la fécondité. Sous l'angle de l'évolution du revenu personnel disponible par habitant, les comportements sont fort apparentés, et sous l'angle de l'évolution de l'inflation, la relation est inverse, d'où le lien avec les cycles économiques ou des affaires. L'évolution du taux d'activité des femmes — variable sociale qui traduit également l'activité économique — présente deux phases distinctes : une première au cours des années 1960, marquée par un fort accroissement de ce taux et une forte chute de la fécondité, et une seconde, depuis 1972 en particulier, où la relation est plus directe. Quant à la place de l'État providence, les évolutions ont été parallèles jusqu'au dé-

---

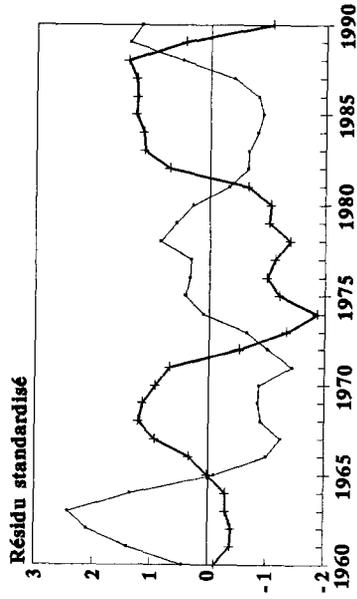
<sup>9</sup> Le lecteur pourra prendre connaissance de la valeur des corrélations brutes entre l'ISF et les autres variables, ainsi que des corrélations brutes entre les résidus standardisés de l'ISF et ceux des autres variables (données annuelles), dans notre rapport détaillé (Caldwell, Fréchet et Thibault, 1992).

A-1 Indice synthétique de fécondité (ISF, annuel) et son lissage

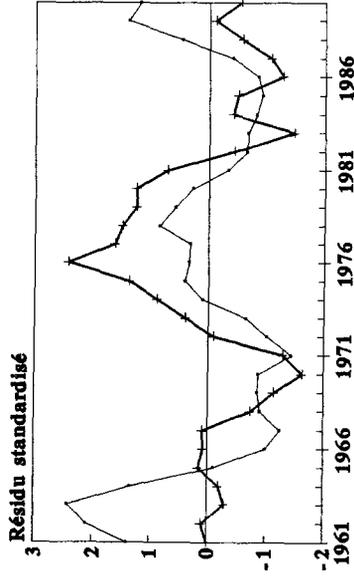


FIGURES A-1 à A-15 — ISF annuel observé et sa tendance, et comparaison de ses résidus (+ 1 an) avec ceux des variables indicatrices

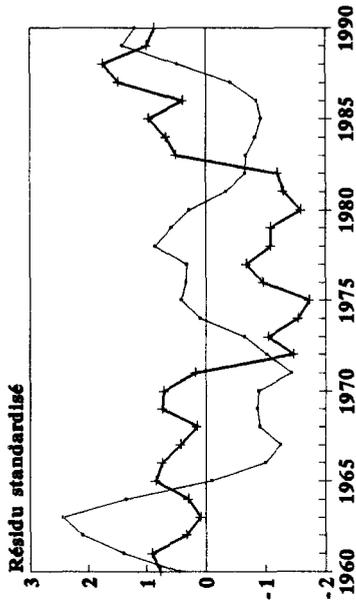
A-2 Pourcentage de naissances hors-mariage (HORS)



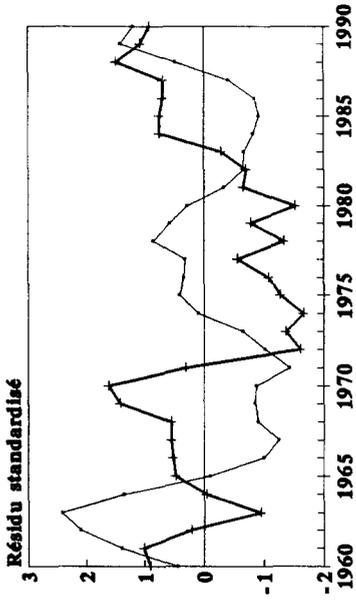
A-3 Revenu personnel disponible par habitant (RPDH)



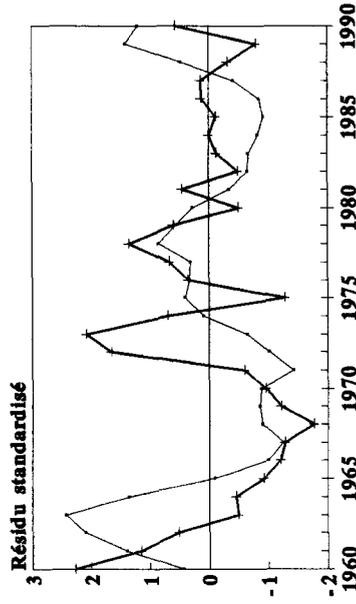
A-4 Âge des hommes au premier mariage (AMARH)



A-5 Âge des femmes au premier mariage (AMARF)



A-6 Âge moyen à la première naissance (AMNRI)



A-7 Taille moyenne des ménages (TMEN)

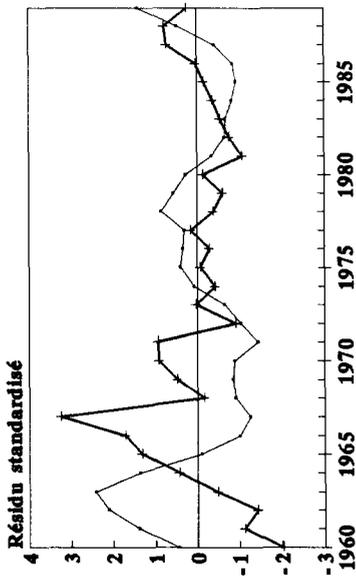
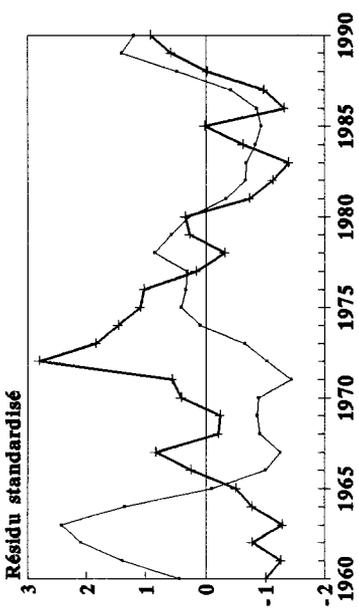
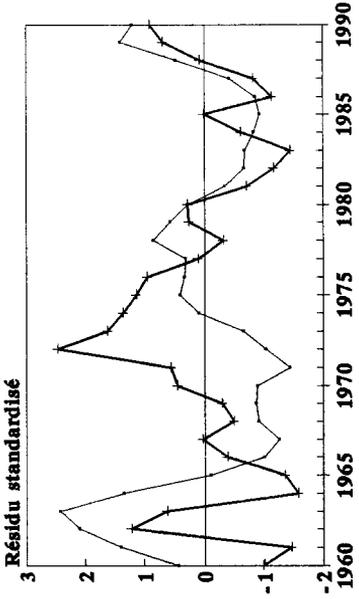


FIGURE A  
(suite)

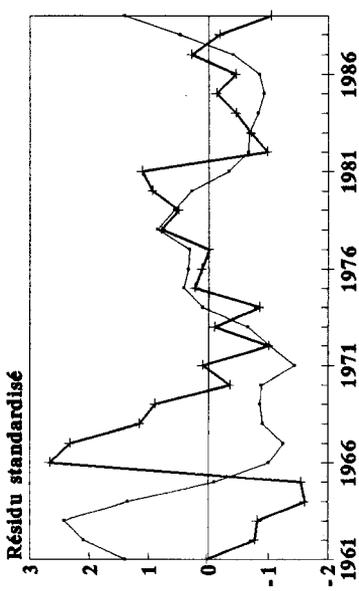
A-8 Primo-nuptialité des hommes (NUPH)



A-9 Primo-nuptialité des femmes (NUPF)



A-10 Taux d'activité des femmes (TAF)



A-11 Indice des prix à Montréal (IPC)

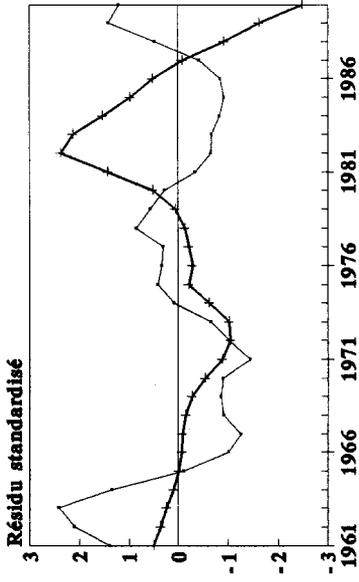
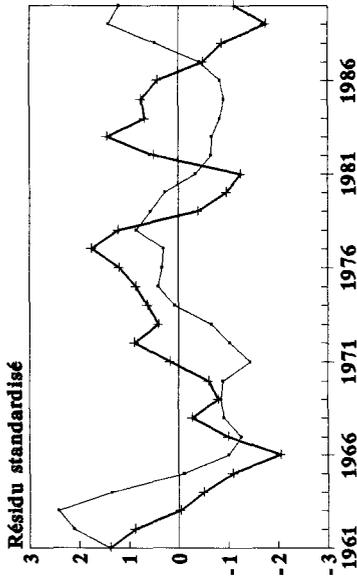
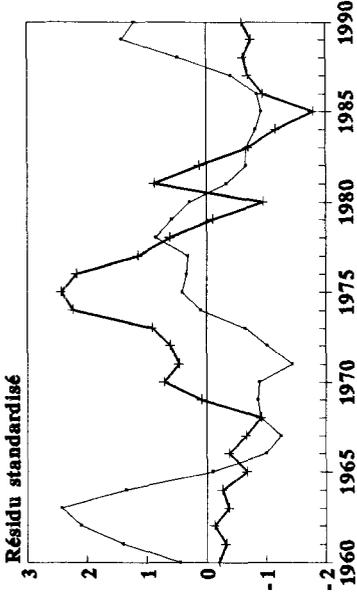


FIGURE A  
(suite)

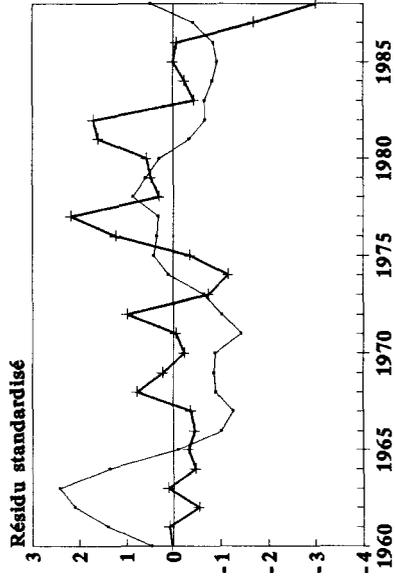
A-12 Revenu de transferts en pourcentage du RPD (TRNSF)



A-13 Indice synthétique de divorciabilité (DIV)



A-14 Taux de suicide



A-15 Taux de possession d'une auto

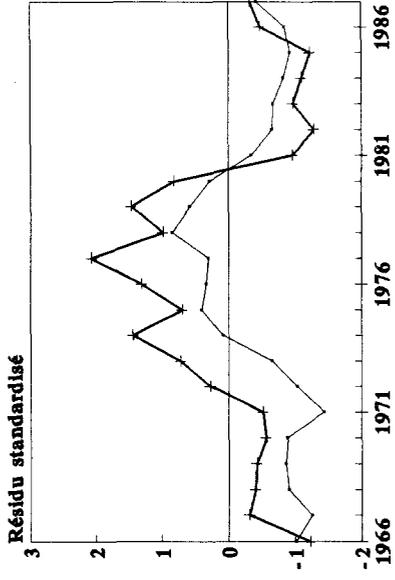


FIGURE A  
(suite et  
fin)

but des années 1980 et plutôt inversées depuis. Les évolutions ont également été parallèles avec le taux de possession d'une automobile (de 1966 à 1987 dans ce cas particulier), bien qu'il soit difficile d'établir l'antériorité ou la postériorité de la relation. Enfin, la divortialité et l'anomie ne présentent pas de fort degré de parallélisme.

### **La période 1975-1990**

Les résidus standardisés de l'évolution de l'indice synthétique de fécondité sont encore comparés ici avec ceux de l'évolution des autres variables retenues pour 1975-1990 (la période s'étend jusqu'au second trimestre de 1991 pour la fécondité). Les figures B-1 à B-10 présentent les résultats <sup>10</sup>. La première illustre encore simplement l'évolution de la fécondité et le lissage obtenu avec le filtre Whittaker-Henderson. Le décalage temporel retenu dans toutes les autres figures est encore d'une année, ou de quatre trimestres.

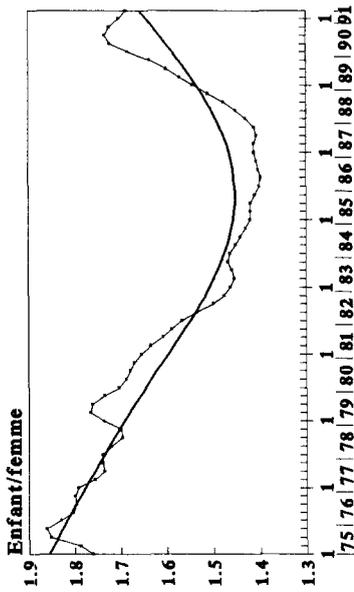
Marquée par plus de «bruit», la première des variables démographiques (âge moyen à la naissance de rang 1) ne laisse pas apparaître ici de relation claire. Dans le cas de la seconde (pourcentage de naissances hors-mariage), on observe la même relation inverse que pour la plus longue période.

Pour l'évolution du produit intérieur brut (PIB) par habitant, la relation est directe. Ainsi, plus le PIB tend à augmenter rapidement par rapport à sa tendance, plus l'indice synthétique de fécondité tend à être, à court terme, supérieur à sa tendance générale, mais il n'est pas impossible qu'un décalage dans le temps se produise. Au cours de la période où les deux séries sont sous la moyenne, l'indice synthétique n'est pas descendu aussi fortement que le PIB mais il a pris plus de temps à se réajuster à la hausse après la remontée du PIB; dans l'ensemble, toutefois, les pourcentages de la surface qui se trouvent au-dessus et en deçà de la moyenne sont sensiblement équivalents, d'où la corrélation observée. Cela demeure à peu près similaire pour l'indice composite avancé et pour le revenu personnel disponible par habitant, alors que la relation est inverse

---

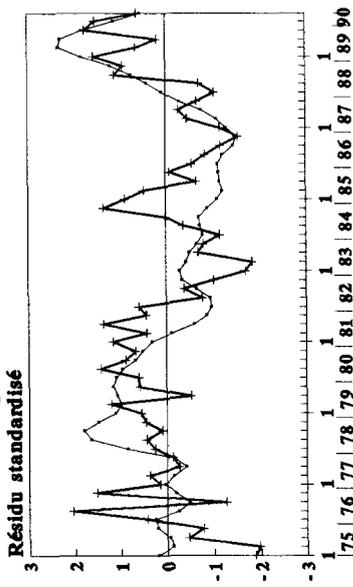
<sup>10</sup> On pourra également prendre connaissance de la valeur des corrélations brutes entre l'ISF et les autres variables, ainsi que des corrélations brutes entre les résidus standardisés de l'ISF et ceux des autres variables (données trimestrielles), dans notre rapport détaillé (Caldwell, Fréchet et Thibault, 1992).

B-1 Indice synthétique de fécondité (ISF, trimestriel) et son lissage

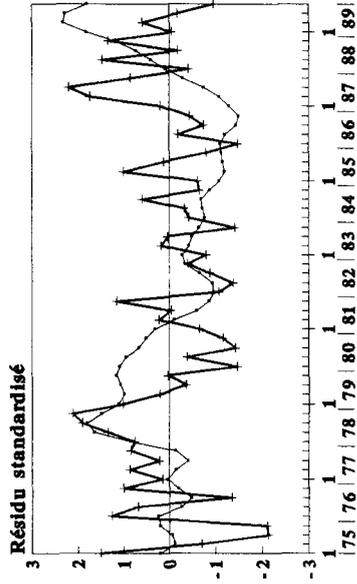


FIGURES B-1 à B-10 — ISF trimestriel observé et sa tendance et comparaison de ses résidus (+1 an) avec ceux des variables indicatrices

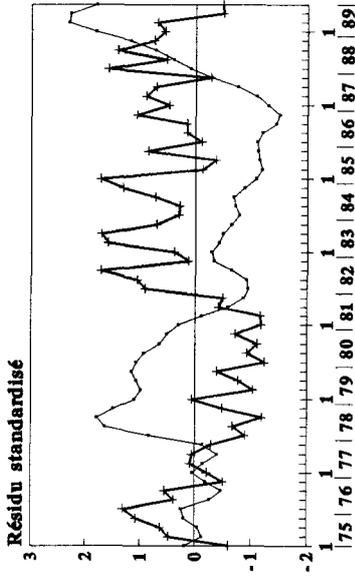
B-2 Revenu personnel disponible du Québec, par habitant (RPDH)



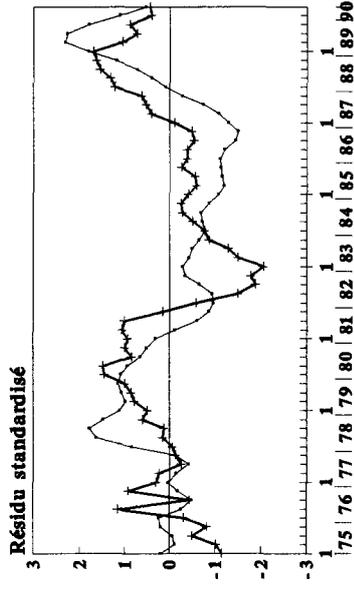
B-3 Âge moyen à la première naissance (AMNR1)



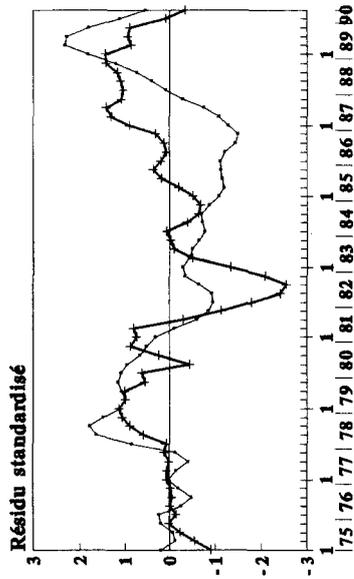
B-4 Pourcentage de naissances hors-mariage



B-5 Produit intérieur brut du Québec par habitant (PIBH)



B-6 Indicateur composite avancé du Canada (ICA)



B-7 Indice des prix à la consommation de Montréal (IPC)

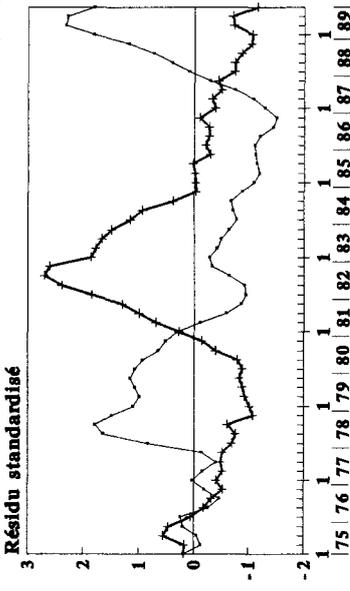
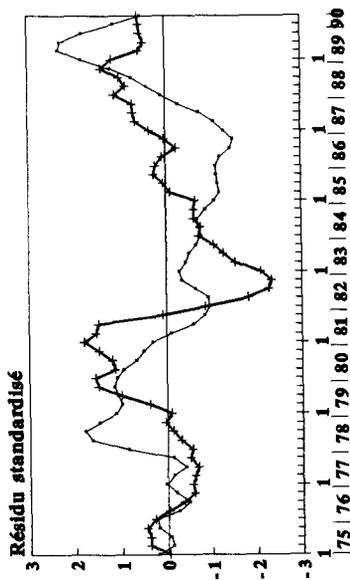
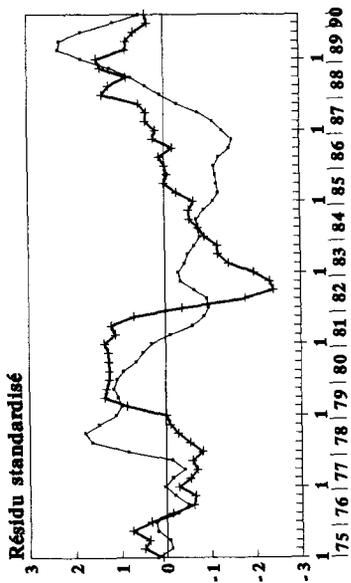


FIGURE B  
(suite)

B-8 Taux d'occupation, sexes réunis (TOG)



B-9 Taux d'occupation des hommes (TOH)



B-10 Taux d'occupation des femmes

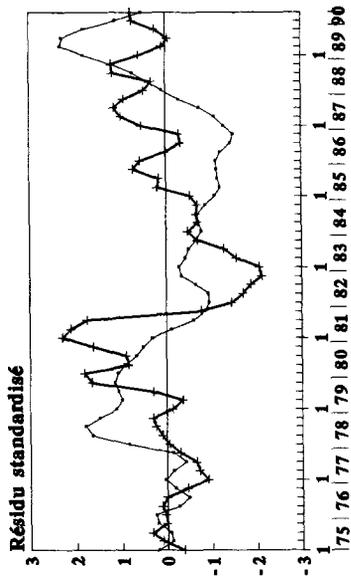


FIGURE B  
(suite et  
fin)

avec l'inflation. Les taux d'occupation enfin, à l'exemple des indicateurs économiques, sont directement liés à la fécondité.

### **Commentaires**

L'observation la plus importante demeure que les variations à court terme de la fécondité sont en relation avec les cycles économiques ou des affaires, confirmant pour le Québec les résultats observés ailleurs en Occident. Les indicateurs retenus présentent tous un degré de covariation positive. La relation est inverse dans le cas de l'inflation, ce qui s'inscrit malgré tout dans la même logique, et moins nette dans le cas des transferts gouvernementaux, où les effets sont parfois directs, parfois inverses, selon les périodes.

La seconde observation est que plusieurs variables démographiques, à l'exception de la divortialité, sont effectivement reliées à la fécondité. Il serait intéressant de voir dans quelle mesure elles traduisent également des impacts de l'activité économique. Il est vraisemblable que l'âge à la première naissance soit plus tardif dans la mesure où l'insertion sur le marché du travail n'est pas facile pour les jeunes.

Parmi les variables sociales, enfin, les taux d'occupation ont un comportement similaire à celui de l'activité économique : plus ils sont élevés, plus l'impact sur la fécondité paraît important. Quant à la densité micro-sociale et à l'anomie, les relations sont plus difficiles à cerner, bien que le premier indicateur soit lié positivement, dans la mesure où il s'agit de variables logiquement apparentées.

Des points de rupture sont apparus dans certains cas : taille des ménages (1972) et transferts gouvernementaux (début des années 1980); dans le cas du taux d'activité des femmes (début des années 1970), la rupture est plus difficilement interprétable à cause de la forte variation à laquelle on a assisté au cours des années qui ont précédé. L'observation de cette variable aurait pu débiter dans la seconde moitié des années 1960, le filtre tentant par définition de tracer une tendance optimale à travers des écarts dont la variation a été très accentuée. L'analyse du moyen terme permettra d'évaluer leur poids relatif dans l'ensemble des variables.

## **LE MOYEN TERME**

Pour trouver des déterminants susceptibles d'indiquer une possible modification de tendance à moyen terme, il importe de tenir compte simultanément d'un ensemble de facteurs. Les analyses bivariées qui précèdent peuvent être complétées par une analyse multivariée où les effets d'une variable sont susceptibles d'apparaître plus clairement alors que toutes les autres variables sont isolées. Il nous est alors permis de soumettre plusieurs hypothèses, avec ou sans décalage temporel, avec ou sans le temps (ou «tendance linéaire») et, dans le cas des valeurs trimestrielles, avec ou sans les incitatifs gouvernementaux (primes à la naissance).

### **La période 1960-1990**

Dans les divers modèles présentés pour la période 1960-1990 (ou, plus exactement, 1961-1989, en raison de la disponibilité des indicateurs), la quasi-totalité de la variation de la fécondité s'explique par celle de quelques variables ( $R^2$  de 0,93 à 0,99) (voir le tableau 4). L'influence du temps, de la nuptialité des hommes, du taux d'activité des femmes et des transferts gouvernementaux est négative pour la période, alors que celle du revenu personnel disponible, de la nuptialité des femmes, des naissances hors-mariage et de l'âge moyen à la première naissance sont positives dans le modèle sans décalage temporel et avec la tendance linéaire. Si l'on fait abstraction du temps, l'influence positive du revenu personnel disponible et de la nuptialité des femmes persiste, l'âge moyen au mariage des hommes absorbant l'effet du temps. Dans le modèle avec décalage temporel, l'influence négative du temps et de la nuptialité des hommes ne laisse encore une fois se manifester que l'influence positive du revenu personnel disponible et des naissances hors-mariage. Lorsque l'on fait abstraction du temps, le taux d'activité des femmes et la nuptialité des hommes (toutes deux fonction du temps) ont une influence négative, alors que le revenu personnel disponible et la nuptialité des femmes ont une influence positive. Le modèle avec décalage temporel et avec le temps apparaît comme le plus intéressant.

### **La période 1975-1990**

Dans les divers modèles présentés pour la période 1975-1990, la variation de la fécondité s'explique par celle de

TABLEAU 4 — Régressions<sup>a</sup> des variables démographiques, économiques et sociales sur l'indice synthétique de fécondité, données annuelles, Québec, 1961-1989

Années	Modèles sans décalage temporel d'une année			Modèles avec décalage temporel d'une année				
	Avec le temps	Sans le temps	Sans le temps	Avec le temps	Sans le temps	Sans le temps		
1961-	TEMPS	-0,06	TAF	-0,94	TEMPS	-0,08	TAF	-0,86
1989 <sup>b</sup>	RPDH	0,64	RPDH	0,71	RPDH	0,62	NUPH	-1,25
	NUPH	-1,01	TRNSF	-0,30	NUPH	-0,94	RPDH	0,59
	TAF	-0,48	NUPH	-1,26	HORS	0,12	NUPF	0,89
	TRNSF	-0,17	NUPF	0,78				
	NUPF	0,42	AMARH	5,17				
	HORS	0,07						
	AMNR1	2,72						
	Cte	6,87	Cte	-477,01	Cte	224,03	Cte	-441,18
	R <sup>2</sup>	0,99	R <sup>2</sup>	0,98	R <sup>2</sup>	0,98	R <sup>2</sup>	0,93

Sources : Langlois et al., 1991; Bureau de la statistique du Québec; calculs des auteurs.

a. Paramètres B retenus pour les seules significations du  $T \leq 0,05$ . Le  $R^2$  est ajusté.

b. Les variables suivantes n'ont pas été retenues dans l'analyse des données annuelles : taille moyenne des ménages (autocorrélation), taux de suicide (fragilité du lien logique) et taux de possession d'une automobile (tout aussi susceptible d'être conséquent).

Variables, de 1961 à 1989

AMARF : Âge moyen au premier mariage des femmes

AMARH : Âge moyen au premier mariage des hommes

AMNR1 : Âge moyen naissance de rang 1

DIV : Indice synthétique de divortialité

HORS : Pourcentage des naissances hors mariage

ICA : Indice composite avancé de Statistique Canada

IPC : Indice des prix à la consommation

NUPF : Indice synthétique de nuptialité des femmes

NUPH : Indice synthétique de nuptialité des hommes

RPDH : Revenu personnel disponible par habitant

TAF : Taux d'activité des femmes de 15 ans à 64 ans

TRNSF : Transferts en pourcentage du revenu personnel disponible

quelques variables, mais avec une intensité de relation moins forte ( $R^2$  de 0,84 à 0,89) (tableau 5). Lorsque les incitatifs gouvernementaux sont exclus, l'influence des naissances hors-mariage, du revenu personnel disponible et du temps est positive, alors que celle de l'inflation et de l'indice composite avancé est négative dans le modèle sans décalage temporel et avec la tendance linéaire (le temps). Si on fait abstraction du temps, les autres influences demeurent à peu près intactes. Le modèle avec décalage temporel ne permet d'éliminer que l'influence du revenu personnel disponible, les naissances hors-mariage et le temps demeurant des facteurs positifs. De nouveau, quand on fait abstraction du temps, les autres influences demeurent intactes. Le modèle avec décalage temporel et avec le temps apparaît encore une fois comme le plus intéressant.

Si on inclut les incitatifs gouvernementaux à la natalité, l'influence des naissances hors-mariage, du revenu personnel disponible, du temps et de ces incitatifs est positive, alors que celle de l'inflation et de l'indice composite avancé demeure négative dans le modèle sans décalage temporel et avec la tendance linéaire (le temps). Lorsqu'on fait abstraction du temps, les naissances hors-mariage et le revenu personnel disponible restent des facteurs positifs et l'inflation un facteur négatif. Le modèle avec décalage temporel et avec le temps laisse les naissances hors-mariage, les incitatifs et le temps parmi les facteurs positifs, alors que l'inflation demeure un facteur négatif. Si on fait abstraction du temps, l'influence positive des naissances hors-mariage et des incitatifs subsiste. Les modèles avec décalage temporel paraissent complémentaires au sens que les naissances hors-mariage sont fonction du temps. Dans les deux cas également, l'influence des incitatifs gouvernementaux apparaît comme étant positive.

L'influence de la proportion de naissances hors-mariage sur la fécondité semble contredire la relation inverse apparue dans l'analyse des variables prises deux à deux. En fait, nous l'avons indiqué, cette analyse préliminaire ne tenait pas compte de la tendance à plus long terme que nous cherchions précisément à isoler. Or, en raison de leur importance nouvelle (elles représentaient plus de 38 % des naissances en 1990 : tableau 2), les naissances hors-mariage sont devenues un facteur qui influence positivement la fécondité. Pour s'en convaincre, il suffit d'observer les changements survenus tout particulièrement au cours de la période 1975-1990. La

TABLEAU 5 — Régressions<sup>a</sup> des variables démographiques, économiques et sociales, avec et sans les incitatifs gouvernementaux, sur l'indice synthétique de fécondité, données trimestrielles, Québec, 1975-1990

Années	Modèles sans décalage temporel d'une année				Modèles avec décalage temporel d'une année			
	Avec le temps		Sans le temps		Avec le temps		Sans le temps	
1975-	HORS	0,21	HORS	0,22	HORS	0,21	HORS	0,20
1990 <sup>b</sup>	IPC	-0,77	IPC	-0,50	IPC	-0,74	IPC	-0,50
(sans	ICA	-0,39	RPDH	0,77	TEmps	0,013		
les inci-	RPDH	0,53	ICA	-0,27				
tatifs)	TEmps	0,01 <sup>c</sup>						
	Cte	142,94	Cte	80,54	Cte	162,69	Cte	125,99
	R <sup>2</sup>	0,84	R <sup>2</sup>	0,84	R <sup>2</sup>	0,85	R <sup>2</sup>	0,84
19 75-	HORS	0,17	HORS	0,19	IPC	-0,65	IPC	-0,39
1990 <sup>b</sup>	IPC	-0,76	IPC	-0,45	HORS	0,15	HORS	0,13
(avec	ICA	-0,44	RPDH	0,75	INCG	0,08	INCG	0,08
les inci-	RPDH	0,46	INCG	0,043	TEmps	0,01		
tatifs)	TEmps	0,01						
	INCG	0,05						
	Cte	157,26	Cte	82,83	Cte	167,16	Cte	126,25
	R <sup>2</sup>	0,85	R <sup>2</sup>	0,84	R <sup>2</sup>	0,89	R <sup>2</sup>	0,88

Source : Langlois et al., 1991; Bureau de la statistique du Québec; calculs des auteurs.

a. Paramètres B retenus pour les seules significations du  $T \leq 0,05$ . Le  $R^2$  est ajusté.

b. Les variables suivantes n'ont pas été retenues dans l'analyse des données trimestrielles : taux d'occupation (global, hommes et femmes), en vertu de l'autocorrélation avec les variables économiques, et PIB par habitant, en vertu de l'autocorrélation avec l'indice composite avancé.

c. Non significatif.

*Variables, de 1975 à 1990*

AMNR1 : Âge moyen naissance de rang 1

HORS : Pourcentage des naissances hors mariage

ICA : Indice composite avancé de Statistique Canada

INCG : Incitatifs gouvernementaux (binaire)

IPC : Indice des prix à la consommation

PIBH : PIB par habitant

RPDH : Revenu personnel disponible par habitant

TOF : Taux d'occupation des femmes

TOG : Taux d'occupation global

TOH : Taux d'occupation des hommes

répartition de la proportion des naissances hors-mariage selon le rang de naissance montre bien qu'il ne s'agit plus d'un phénomène marginal (tableau 6). Près de la moitié des naissances de rang 1 sont des naissances hors-mariage. S'il a longtemps été vraisemblable de croire que les couples non mariés n'auraient pas autant d'enfants que les couples mariés, la tendance est néanmoins à la hausse pour les naissances de rang supérieur. Les naissances hors-mariage de rang 2 ou plus ne représentaient qu'un phénomène marginal en 1975.

### **Commentaires**

Un effet à moyen terme a été défini comme susceptible de s'exercer sur la fécondité pendant plus d'une décennie. L'exemple d'effet à moyen terme cité plus haut est celui du «baby-boom», qui s'est fait sentir après la Seconde Guerre jusqu'au milieu des années 1960. John Caldwell (1982) montre bien, à propos des États-Unis et de l'Australie, qu'il résultait de la combinaison d'une série de changements sociaux produisant un contexte social unique et déterminant pour une époque. Toute une génération en a été marquée. De même, l'ensemble des changements de comportement attribuables à la montée du féminisme a occasionné une modification de la fécondité à la fin des années 1970 dans plusieurs pays occidentaux (Caldwell, Modell, Stiehr et Del Campo, 1994). Au Québec, cette nouvelle tendance à moyen terme a donné lieu à ce qu'on appelle maintenant la seconde phase de dénatalité, amorcée vers 1979, une quinzaine d'années après la fin du «baby-boom».

Le caractère unique de ces deux effets à moyen terme liés à des configurations sociales particulières les a rendus imprévisibles. Néanmoins, on peut aussi concevoir qu'il existe des cycles à moyen terme, comme l'ont d'ailleurs proposé certains théoriciens. Nous n'entrons pas ici dans le débat entourant la théorie d'Easterlin, dont les vérifications, dans d'autres pays (Calot et Leroy, 1989) et au Québec (Kyriasis, 1990), n'ont pas donné de résultats encourageants. Les deux autres modèles susceptibles d'illustrer une modification de tendance à moyen terme sont le modèle «coûts-ressources-besoins» présenté par Hawthorn en 1970 (Caldwell, 1976) et celui de l'école de Becker, le «New Household Economics» (Calot et Leroy, 1989).

Notre approche, ici, a été inductive. Elle a consisté à rechercher l'existence, non pas de cycles, mais d'effets combinés à moyen terme. Si le contexte social est unique et déterminant

TABLEAU 6 — Proportion des naissances hors-mariage selon le rang de naissance, Québec, 1975-1990

Année	Rang				
	1	2	3	4	5 ou +
1975	8,7	2,8	1,8	1,6	1,7
1976	14,1	4,0	2,3	2,5	3,1
1977	15,0	4,7	3,0	2,6	2,7
1978	16,2	5,5	3,2	3,2	2,5
1979	18,6	6,0	3,6	3,7	3,9
1980	19,9	7,0	4,2	4,1	4,8
1981	22,0	8,1	5,2	5,0	5,0
1982	25,5	9,4	6,4	6,0	4,6
1983	27,9	11,5	7,6	6,2	5,8
1984	30,6	13,8	8,7	7,5	5,6
1985	33,2	16,0	10,2	9,3	9,0
1986	36,0	17,6	11,6	10,1	9,5
1987	38,6	20,3	13,1	12,3	10,2
1988	41,7	23,6	14,9	14,0	12,0
1989	44,4	26,7	17,6	14,3	13,3
1990	46,7	29,1	19,5	15,1	13,1

Source : Bureau de la statistique du Québec; calculs des auteurs.

pour une génération, il peut y avoir un phénomène de discontinuité entre les générations, d'où l'idée de «générations culturelles» dans les comportements de fécondité (Lesthaeghe et Surkyn, 1988). Le Québec est-il au début de la formation d'une nouvelle «génération culturelle»? Nous y reviendrons.

Parmi les douze modèles présentés (tableaux 4 et 5), ceux qui incorporent le temps et comportent un décalage temporel attestent, pour la première période retenue, l'influence positive du revenu personnel et l'influence négative du temps, du taux d'activité des femmes et des transferts gouvernementaux; pour la seconde période retenue, quand on tient compte des incitatifs gouvernementaux, ces derniers ont une influence positive, en combinaison avec le temps (ou avec les naissances hors-mariage, qui en seraient simplement le reflet), alors que l'inflation et les cycles économiques ou des affaires (indice composite avancé) agissent négativement.

Comment interpréter ces influences? Ici comme dans le cas des effets à court terme, les facteurs économiques ont un effet sur la fécondité. Sur la plus longue période, le temps agit négativement (effet de l'élargissement de l'accessibilité à la contraception durant les années 1960 et 1970 et de l'évolution parallèle des rôles féminins). Sur la plus courte période, le

temps agit positivement, surtout en conjonction avec l'évolution de la proportion des naissances hors-mariage et avec l'apparition des incitatifs gouvernementaux. Durant la période la plus courte, en somme, que nous avons analysée à l'aide de données trimestrielles, les facteurs économiques ont limité la fécondité (l'inflation des années 1970 et la récession de 1982 surtout), alors que les incitatifs gouvernementaux, à compter de 1988, en ont stimulé la reprise. Nous pouvons donc affirmer l'effet positif des incitatifs gouvernementaux, en conjonction avec d'autres facteurs. Ces incitatifs seraient un stimulant particulier marquant l'évolution de la fécondité depuis la fin des années 1980.

### **CONCLUSION : LE COURT TERME ET LE MOYEN TERME DANS LA REMONTÉE DE 1988 À 1990**

Sommes-nous en face d'une modification de tendance à moyen terme, d'un simple effet de conjoncture à court terme, ou des deux à la fois ? Pour répondre à cette question, examinons l'évolution récente des quatre déterminants qui, à leur tour, sont en relation avec la fécondité dans ce que nous appelons le moyen terme.

Le premier, l'enrichissement, connaît un accroissement continu, lié au patrimoine plus considérable des personnes âgées et à la taille réduite des familles (qui comptent moins d'enfants dépendants). Il pourrait hypothétiquement favoriser une hausse de la fécondité, bien que la richesse soit inégalement répartie entre les groupes d'âge. Le rôle de l'État providence plafonne : étant donné la relation négative avec la fécondité, cette variable pourrait aussi favoriser une hausse de la fécondité, étant entendu qu'elle apparaît ici en tant que variable contextuelle. L'activité féminine plafonne également, ce qui pourrait contribuer au maintien de la fécondité, sinon à sa hausse, mais les interprétations doivent à cet égard tenir compte de l'enrichissement que procure la participation des femmes au marché du travail. Finalement, les incitations gouvernementales sont à la hausse, ce qui ajoute un quatrième stimulant en faveur d'une remontée.

L'évolution actuelle de tous les déterminants à moyen terme donne à penser qu'une tendance à la hausse de la fécondité est en train de s'amorcer. De plus, la dernière modification de tendance à moyen terme (1979) remonte à près d'une quinzaine d'années. Les effets à moyen terme que nous connaissons ont

une durée de vie d'environ quinze ans, ce qui correspond effectivement à l'intervalle entre les «générations culturelles» de Lesthaeghe et Surkyn (1988). La remontée de 1988-1990, bien qu'amplifiée par un effet de conjoncture (cycle des affaires), apparaît vraisemblablement comme le commencement d'une réorientation à moyen terme des tendances de la fécondité.

### RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ABRAHAM, Bovas, et Johannes LEDOLTER, 1983. *Statistical Methods for Forecasting*. New York, Chichester, Brisbane, Toronto, Singapour, John Wiley & Sons, Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics, 445 p.
- BOX, G. E. P., et G. M. JENKINS, 1976. *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. San Francisco, Holden Day, 575 p.
- BROUILLETTE, Liliane, Claude FELTEAU et Pierre LEFEBVRE, 1993. «Les effets de la fiscalité sur les comportements de fécondité au Québec», *Canadian Public Policy/Analyse de politiques*, XIX, 3 : 260-278.
- BUMPASS, Larry L., 1990. «What's Happening to the Family? Interactions Between Demographic and Institutional Change», *Demography*, 27, 4 : 483-498.
- CALDWELL, Gary, 1976. «La baisse de la fécondité au Québec à la lumière de la sociologie québécoise», *Recherches sociographiques*, 17, 1 : 7-22.
- CALDWELL, Gary, et Bogdan CZARNOCKI, 1977a. «Un rattrapage raté. I», *Recherches sociographiques*, 18, 1 : 9-58.
- CALDWELL, Gary, et Bogdan CZARNOCKI, 1977b. «Un rattrapage raté. II. La variation à court terme», *Recherches sociographiques*, 18, 3 : 367-396.
- CALDWELL, Gary, et Daniel FOURNIER, 1987. «The Québec Question: A Matter of Population», *Cahiers canadiens de sociologie*, 12, 1-2 : 16-41.
- CALDWELL, Gary, John MODELL, Karin STIEHR et Salustiano DEL CAMPO, 1994. «Fertility in Industrialized Societies in a Comparative Perspective», dans Simon LANGLOIS et al., éd. *Convergence or Divergence? Comparing Social Trends in Industrial Societies*. International Research Group on the Comparative Charting of Social Change. Frankfurt-am-Main, Montréal et Kingston-London-Buffalo, Campus-Verlag et McGill-Queen's University Press, à paraître.
- CALDWELL, Gary, Guy FRÉCHET et Normand THIBAUT, 1992. *Les Déterminants de l'évolution récente de la fécondité au Québec*. Rapport présenté au Secrétariat à la famille. Québec, Institut québécois de recherche sur la culture, 72 p.
- CALDWELL, John, 1982. *Theory of Fertility Decline*. Londres, Academic Press, 386 p.

- CALOT, Gérard, et D. LEROY, 1989. «Politique de l'enfance et de la natalité». In Jean-Claude CHESNAIS, éd. *La Population de la France*. Paris, ENA.
- CARLINGER, Geoffrey, et al., 1980. «Female Labour Supply and Fertility in Canada», *Canadian Journal of Economics*, XIII, 1 : 46-64.
- CASTELAIN-MEUNIER, Christine, et Jeanne FOGNONI, 1988. «Deux ou trois enfants : les nouveaux arbitrages des femmes», *Revue française des affaires sociales*, 42, 1.
- CHESNAIS, Jean-Claude, 1986. *La Transition démographique*. Paris, INED-PUF, 600 p.
- CZARNOCKI, Bogdan, 1978. «Macro-time, Midi-time, and Micro-time: A Set of Decompositional Techniques for Making Historical Sense out of Longitudinal Data», *Cahiers canadiens de sociologie*, 3, 1 : 21-39.
- DANTHINE, Jean-Pierre, 1989. «Modélisations des fluctuations conjoncturelles : survol de quelques récents développements», *Recherches économiques de Louvain*, 55, 3 : 213-244.
- DANTHINE, Jean-Pierre, et Michel GIRARDIN, 1989. «Business Cycles in Switzerland», *European Economic Review*, 33 : 31-50.
- DAVIS, Kingsley, 1984. «Wives and Work: Consequences of the Sex Role Revolution», *Population and Development Review*, 10, 3.
- DIELMAN, Terry E., 1989. *Pooled Cross-Sectional and Time Series Data Analysis*. New York et Bâle, Marcel Dekker Inc.
- DIONNE, Claude, 1989. «L'évolution récente de la fécondité au Québec», in Conseil des affaires sociales, Secrétariat à la famille et Bureau de la statistique du Québec. *Dénatalité, des solutions*. Québec, Les Publications du Québec : 5-38.
- DUCHESNE, Louis, 1991. *La Situation démographique au Québec, Édition 1990*. Québec, Bureau de la statistique du Québec, Les Publications du Québec, 234 p.
- FRÉCHET, Guy, 1988. «Modèle d'analyse des séries chronologiques». Communication présentée au Congrès de l'ACFAS 1988, Colloque de l'ACSALF, Atelier sur les méthodes quantitatives, Université de Moncton.
- FRENETTE, Lyse, 1983. «Facteurs explicatifs de la baisse de la fécondité québécoise, faits et commentaires», dans Bureau de la statistique du Québec. *Démographie québécoise : passé, présent, perspectives*. Québec : 239-289.
- GALBRAITH, V. L., et D. S. THOMAS, 1941. «Birth Rates and the Interwar Business Cycles», *Journal of the American Statistical Association*, 36, 216 : 465-477.
- GENTLEMAN, Jane F., Dale ROBERTSON et Monica TOMIAK, 1990. *Méthodes de lissage pour microdonnées longitudinales simulées*. Ottawa, Statistique Canada, Documents de recherche, 32, 26 p.
- GERSHUNY, Jonathan, et John P. ROBINSON, 1988. «Historical Changes in the Household Division of Labor», *Demography*, 25 : 537-552.
- GILLETT, Billy E., 1976. *Introduction to Operations Research. A Computer-Oriented Algorithmic Approach*. McGraw Hill, 617 p.

- GOODALL, Colin, 1990. «A Survey of Smoothing Techniques», dans John FOX et J. SCOTT LONG. *Modern Methods of Data Analysis*. Newbury Park, Londres et New Delhi, Sage Publications : 126-176.
- HARVEY, Andrew, 1991. *The Econometric Analysis of Time Series*. Cambridge, Mass., The MIT Press, 387 p.
- HAWTHORN, Geoffrey, 1970. *The Sociology of Fertility*. Londres, Collier MacMillan, 161 p.
- HENRIPIN, Jacques, 1989. *Naître ou ne pas être*. Québec, Institut québécois de recherche sur la culture, coll. «Diagnostic», 10, 141 p.
- HODRICK, R. J., et Edward C. PRESCOTT, 1980. «Post-War U.S. Business Cycles, An Empirical Investigation». Carnegie Mellon University, Working Paper.
- HOEM, Jan M., 1990. «Social Policy and Recent Fertility Change in Sweden», *Population and Development Review*, 16, 4 : 735-748.
- KIRK, Dudley, 1960. «The Influence of Business Cycles on Marriage and Birth Rate». In Universities National Bureau Committee for Economic Research. *Demographic and Economic Change in Developed Countries*. Princeton, PUP : 241-260.
- KYDLAND, Finn E., et Edward C. PRESCOTT, 1982. «Time to Build and Aggregate Fluctuations», *Econometrica, Journal of the Econometric Society*, 50, 6 : 1345-1370.
- KYRIASIS, Stella, 1990. *Relative Economic Status and Fertility: A Comparative Analysis of Québec and Ontario*. Montréal, Université de Montréal, Département de démographie, thèse de Ph.D., 302 p.
- LANGLOIS, Simon, Jean-Paul BAILLARGEON, Gary CALDWELL, Guy FRÉCHET, Madeleine GAUTHIER et Jean-Pierre SIMARD, 1991. *La Société québécoise en tendances, 1960-1990*. Québec, Institut québécois de recherche sur la culture, 667 p.
- LAPIERRE-ADAMCYK, Évelyne, T. R. BALAKRISHNAN et Karol J. KROTKI, 1987. «La cohabitation au Québec, prélude ou substitut au mariage ? Les attitudes des jeunes québécoises», dans Renée B. - DANDURAND, éd. *Couples et parents des années quatre-vingt*. Québec, Institut québécois de recherche sur la culture, «Questions de culture», 13 : 27-46.
- LESTHAEGHE, Ron, et Johan SURKYN, 1988. «Cultural Dynamics and Economic Theories of Fertility Change», *Population and Development Review*, 14, 1 : 1-45.
- LECAILLON, Jean-Didier, 1990. «Les déterminants de la fécondité post-transitionnelle : enseignements de la théorie économique», *Revue française d'économie*, 5, 3 : 73-105.
- LODH, Françoise, 1987. «Explaining Fertility Decline in the West (with Special Reference to Canada): A Critique of Research Results from the Social Sciences». Ottawa, Institut Vanier de la famille, 48 p.
- LONDON, Dick, 1985. «Whittaker Graduation», in Dick LONDON. *Graduation: The Revision of Estimates*. Winsted and Abington, Conn., Actex Publications : 53-69.
- OSTROM, Charles W., Jr., 1978. *Time Series Analysis: Regression Techniques*. Beverly Hills et Londres, Sage Publications, 07-009, 85 p.

- ROCHON, Madeleine, 1989. «La vie reproductive des femmes aujourd'hui. Le cas du Québec», *Cahiers québécois de démographie*, 18, 1 : 15-61.
- ROCHON, Madeleine, 1990. «La fécondité dans le Québec d'aujourd'hui», in Denise LEMIEUX, éd. *Familles d'aujourd'hui*. Québec, Institut québécois de recherche sur la culture : 43-54.
- ROCHON, Madeleine, 1991. «La fécondité des jeunes générations québécoises», dans Conseil du statut de la femme, éd. *Femmes et questions démographiques, un nouveau regard*. Québec, Les Publications du Québec : 74-102.
- Statistique Canada, 1988. X-11ARIMA/88. Ottawa, Direction de la méthodologie.
- TAPINOS, Georges, 1986. «Les déterminants économiques de la fécondité». In *La Fécondité dans les pays industrialisés*. Sixième Colloque national de démographie, Lille, France, 1979. Paris, Éditions du CNRS : 179-187.
- YULE, G. U., 1906. «On the Changes in the Marriage and Birth-Rates in England and Wales During the Past Half Century, with an Inquiry as to their Probable Causes», *Journal of the Royal Statistical Society*, 69 : 122-138.

**RÉSUMÉ — SUMMARY — RESUMEN**

CALDWELL Gary, FRÉCHET Guy et THIBAUT Normand. L'ÉVOLUTION RÉCENTE DE LA FÉCONDITÉ AU QUÉBEC : FACTEURS DÉMOGRAPHIQUES, ÉCONOMIQUES ET SOCIAUX

*Le but de cette étude est d'arriver à une évaluation des facteurs qui ont pu influencer l'évolution de la fécondité québécoise entre 1960 et 1990, afin de mieux cerner les déterminants à moyen et court termes de cette évolution. Un filtre Whittaker-Henderson est appliqué à diverses variables liées à l'indice synthétique de fécondité afin d'en extraire la tendance, ce qui permet de se concentrer sur les covariations des résidus. Une analyse de régression permet enfin d'évaluer le poids de certains facteurs et l'influence du court terme (cycle économique). Les incitatifs gouvernementaux, notamment entre 1988 et 1990, paraissent avoir contribué, comme la conjoncture économique, à la hausse de la fécondité observée au cours de cette période.*

CALDWELL Gary, FRÉCHET Guy and THIBAUT Normand. THE RECENT EVOLUTION OF FERTILITY IN QUEBEC: DEMOGRAPHIC AND SOCIO-ECONOMIC DETERMINANTS

*The purpose of this study is to assess the factors which have influenced the evolution of fertility in Québec between 1960 and 1990, in order to have a better focus on short and middle terms fertility's determining factors. A Whittaker-Henderson filter is applied to various variables presumably linked to the total fertility index in order to retrieve and isolate the trend, which then enables to concentrate on residuals' co-variations. A regression analysis then enables to assess the factors' weights and the short term's influence («business cycle»). Governmental incentives, notably between 1988 and 1990, appear as having contributed, as well as the overall economic conjuncture, to the observed total fertility index raise in the course of this period.*

CALDWELL Gary, FRÉCHET Guy y THIBAUT Normand. EVOLUCIÓN RECIENTE DE LA FECUNDIDAD EN QUEBEC: FACTORES DEMOGRÁFICOS, ECONÓMICOS Y SOCIALES

*El objetivo de este estudio es el de evaluar los factores que han influenciado la evolución de la fecundidad en Quebec entre 1960 y 1990, con el fin de poder enfocar los factores determinantes de esta evolución, a mediano y corto plazos. Se ha aplicado un filtro Whittaker-Henderson a distintas variables relacionadas con el índice total de fertilidad, afin de extraer la tendencia, lo que permite concentrarse en las co-variaciones de los residuos. Un análisis de regresión permite finalmente evaluar el peso de ciertos factores así como la influencia del corto término (ciclo económico). Los incentivos gubernamentales, particularmente entre 1988 y 1990, parecen haber contribuido, así como la coyuntura económica, al aumento del índice de fertilidad observado durante este periodo.*