

Nouvelles estimations du coût de l'enfant au Canada

New Estimates of the Cost of a Canadian Child

Nuevas estimaciones del costo del niño en el Canadá

Anne H. Gauthier

Volume 16, numéro 2, octobre 1987

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/600613ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/600613ar>

[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

Gauthier, A. H. (1987). Nouvelles estimations du coût de l'enfant au Canada. *Cahiers québécois de démographie*, 16(2), 187–208.
<https://doi.org/10.7202/600613ar>

Résumé de l'article

Afin de pouvoir évaluer le degré auquel les politiques gouvernementales d'aide et de soutien aux familles compensent les coûts économiques reliés à la prise en charge d'un enfant, il importe de disposer d'une estimation du coût de l'enfant. Dans cet article, l'auteur présente un nouveau modèle d'estimation de ce coût, et l'applique aux données de l'enquête de Statistique Canada sur les dépenses des familles en 1982. La première partie décrit les développements méthodologiques et théoriques ayant permis l'obtention de ce modèle, et la deuxième analyse les estimations du coût de l'enfant selon son âge et son rang, pour des familles de niveaux de vie différents.

Nouvelles estimations du coût de l'enfant au Canada

Anne H. GAUTHIER*

INTRODUCTION

Dans un contexte de dénatalité, il importe de pouvoir évaluer les politiques gouvernementales d'aide et de soutien aux familles. À quel degré les montants accordés par ces programmes compensent-ils les coûts économiques que représente la prise en charge d'un ou de plusieurs enfants ? Une réponse à cette question nécessite l'estimation des coûts de l'enfant : coût direct (dépenses assumées par les parents) et coût indirect (manque à gagner résultant du retrait plus ou moins prolongé de la mère du marché du travail).

Ces coûts ont déjà fait l'objet d'études tant en France (Bloch et Glaude, 1983; Calot, 1980; Chaussepied et Dégrégori, 1977) qu'aux États-Unis (Espenshade, 1973 et 1984) et au Canada (Henripin et Lapierre-Adamcyk, 1986). Ces tentatives d'estimation du coût de l'enfant se sont toutefois avérées insatisfaisantes à bien des égards. On présentera donc ici un modèle original d'estimation des coûts directs de l'enfant, modèle que nous jugeons plus satisfaisant, même si le niveau des coûts qu'il permet d'estimer demeure très approximatif. Nous commencerons par exposer le principe qui est à la base de ce modèle et par justifier la méthode d'estimation du coût de l'enfant que nous avons choisie. Nous décrirons ensuite brièvement les principales étapes suivies afin d'appliquer cette

* Statistique Canada, Division de la démographie, Ottawa.

Cet article est tiré du mémoire de maîtrise en démographie présenté par l'auteur à la Faculté des études supérieures de l'Université de Montréal. L'auteur remercie ses directeurs de recherche, MM. Robert Cléroux et Jacques Henripin, pour leurs précieux commentaires.

méthode, à savoir la détermination d'une forme de fonction acceptable et le choix d'un indicateur de niveau de vie. Enfin, nous présenterons certaines estimations du coût de l'enfant pour le Canada en 1982, et nous terminerons en discutant de l'apport théorique et pratique du modèle que nous proposons.

1. LA MÉTHODE D'ESTIMATION DU COÛT DE L'ENFANT

On trouve au sein de la littérature deux types principaux de méthodes d'estimation du coût de l'enfant : celles basées sur des normes et celles prétendant refléter davantage la réalité grâce à une exploitation de données d'enquête sur les dépenses des familles. Les premières, en ayant recours à certaines normes en matière de consommation (normes fixant les quantités requises, selon l'âge, des biens et services jugés indispensables), permettent d'estimer les dépenses minimales nécessaires pour assurer le bien-être physique et psychologique d'un enfant. Suivant cette méthode, le *Montreal Diet Dispensary* a estimé le coût d'un enfant d'âge moyen (7-9 ans) en 1982 à 1 918 \$ (niveau de subsistance) et à 2 392 \$ (niveau de confort minimal) contre 3 191 \$ pour le *Social Planning Council of Metropolitan Toronto*. L'absence de consensus en ce qui concerne les normes de consommation explique, au moins partiellement, de tels écarts dans l'estimation du coût de l'enfant. De plus, étant donné que les habitudes de consommation des familles s'éloignent, de façon générale, considérablement des normes utilisées, cette méthode, très arbitraire, sous-estime fortement le coût réel d'un enfant. Le deuxième type de méthodes, qui regroupe celles basées sur l'exploitation de données d'enquête, nous apparaît donc plus approprié.

Les estimations directes du coût de l'enfant que l'on peut tirer des enquêtes sont toutefois très partielles, car la plupart des dépenses sont recueillies sur une base familiale. Ainsi, dans l'*Enquête sur les dépenses des familles* de Statistique Canada, seules les dépenses de vêtements pour les moins de 14 ans et les dépenses de garde sont spécifiques aux enfants. En fait, plusieurs postes de dépense sont pour ainsi dire «indivisibles», dans le sens où il serait difficile lors de l'enquête d'établir la part des dépenses qui est attribuable à chacun des membres de la famille. On peut, de façon indirecte, établir une telle répartition en ayant recours à une échelle de consommation. En 1942, Statistique Canada a ainsi considéré, dans une des premières estimations du coût de l'enfant au Canada, que le coût du logement pour un enfant était égal au

sixième des dépenses de logement d'une famille de cinq (Statistique Canada, 1942 : 396). Cette méthode, bien que fondée sur des dépenses réelles de consommation, s'apparente toutefois aux méthodes normatives.

Plutôt que de recourir à de telles pondérations plus ou moins arbitraires, il a aussi été proposé d'estimer les dépenses attribuables à un enfant de rang «n» en faisant la différence entre les dépenses des familles de taille n et celles des familles de taille n-1 (une variante de cette méthode a été appliquée par Henripin et Lapierre-Adamcyk, 1986). Cependant, toutes les dépenses par poste budgétaire ne croissent pas avec le nombre d'enfants, parce que, sous la contrainte d'un revenu constant, les besoins résultant d'un enfant supplémentaire obligent les familles à restreindre leurs dépenses à certains postes. Cette modification de la structure de consommation des familles fait en sorte que, selon cette méthode, le coût de l'enfant serait négatif pour certains postes (pour les dépenses de transport notamment).

L'évolution différentielle des dépenses selon le poste budgétaire et le nombre d'enfants peut aussi être attribuée à une modification des goûts et préférences des familles, sans que soit diminué leur niveau de vie. Cependant, la part de ce facteur étant difficile à évaluer, nous le négligerons par la suite; ce faisant, nous introduisons cependant un certain biais à la hausse dans l'estimation du coût de l'enfant.

Il importe donc, afin d'estimer le coût réel d'un enfant, de tenir compte de la diminution du niveau de vie des familles. L'estimation de ces restrictions est toutefois difficile. Afin de contourner ce problème, on peut envisager d'estimer le coût de l'enfant en comparant le revenu des familles ayant n et n-1 enfants mais jouissant du même niveau de vie. L'écart de revenu entre deux familles ayant un nombre d'enfants différent représente alors le coût de cet enfant. Cette méthode peut toutefois s'avérer problématique lorsque l'on désire obtenir une série d'estimations du coût de l'enfant selon son âge, son rang et le niveau de vie de la famille. Il faudrait en effet, pour chaque estimation désirée, trouver deux familles ayant le même niveau de vie et ne différant que par l'âge ou le rang d'un des enfants présents, toutes choses étant égales par ailleurs.

Le recours à un modèle facilite l'application de cette méthode, en permettant de faire varier aisément un ou plusieurs facteurs (l'âge, le rang ou le niveau de vie) tout en maintenant les autres constants. Supposons, par exemple, que nous ayons estimé l'équation $NV = a + bY - cF$, où NV représente le niveau de vie, Y le revenu et F la taille de la famille. Puisque

l'augmentation de la taille de la famille provoque une diminution du niveau de vie, le coût d'un premier enfant est égal au revenu supplémentaire dont devrait pouvoir bénéficier la famille ayant un enfant afin de ramener le niveau de vie à sa valeur initiale (celle du niveau de vie avant l'arrivée de l'enfant). Cette méthode, utilisée entre autres par Espenshade (1973 et 1984) et Henripin et Lapierre-Adamcyk (1986), est donc très satisfaisante, puisque : 1° elle ne fait pas appel à des normes (la fonction étant développée à partir de données d'enquête); 2° elle permet l'estimation du coût de l'enfant pour des familles de taille, de composition et de niveau de vie variés (lorsqu'est utilisée une fonction beaucoup plus complexe que celle présentée ci-dessus à titre d'exemple); et 3° elle tient compte, indirectement, des restrictions de niveau de vie, puisque le coût de l'enfant y est défini comme le supplément de revenu nécessaire au maintien du niveau de vie.

Aussi séduisante que puisse paraître cette méthode, son application n'est toutefois pas aisée. Le développement d'une fonction de niveau de vie, étape fondamentale de cette méthode, présente en effet des difficultés méthodologiques certaines quant à la détermination de la forme de la fonction et quant au choix d'une variable représentative du niveau de vie des familles. Ces questions feront l'objet des prochaines sections.

2. LA FORME DE LA FONCTION DE NIVEAU DE VIE

Afin de donner à la fonction de niveau de vie une forme acceptable, on a veillé à ce qu'elle satisfasse certains postulats concernant l'effet du revenu, de la taille et de la composition d'une famille sur son niveau de vie. On s'attend en effet à ce que :

- 1° le niveau de vie augmente avec le revenu à un taux décroissant, pour se stabiliser lorsque le revenu atteint des valeurs élevées;
- 2° le niveau de vie diminue avec le nombre d'enfants, l'effet d'un enfant sur le niveau de vie décroissant avec son rang, à cause des économies d'échelle;
- 3° le niveau de vie diminue avec l'âge d'un enfant d'un rang donné;
- 4° l'effet d'un enfant d'un âge et d'un rang donnés sur le niveau de vie soit décroissant avec le revenu.

Sans relater ici les nombreux essais que nous avons réalisés avant d'en arriver à un résultat satisfaisant, nous avons trouvé qu'une fonction de la forme suivante respectait l'ensemble de ces postulats (cela sera démontré par la suite) :

$$\ln(NV) = a + b \ln Y + c \frac{E_{i-j}}{(\ln Y) + (F^Z)}$$

où $\ln(NV)$ = logarithme naturel de l'indicateur de niveau de vie

$\ln Y$ = logarithme naturel du revenu

E_{i-j} = nombre d'enfants par groupe d'âge $i-j$ (0-3, 4-6, 7-9, 10-12, 13-15, 16-17 ans)

F^Z = taille de la famille affectée d'un exposant z .

Il est à noter que l'introduction, dans cette fonction, de variables relatives au nombre d'enfants par groupe d'âge, permet de décrire de façon plus satisfaisante la composition d'une famille, que la méthode qui consiste à transformer la composition d'une famille en nombre d'équivalents-adultes (méthode utilisée entre autres par Henripin et Lapierre-Adamcyk, 1986).

Afin de tester cette forme de fonction, nous avons, dans un premier temps, utilisé à titre d'indicateur de niveau de vie la proportion du revenu net consacrée aux dépenses alimentaires à domicile. (On verra, dans la prochaine section, que l'utilisation de plusieurs autres indicateurs a aussi été tentée). Mentionnons simplement, pour l'instant, que cet indicateur a été retenu a priori parce qu'il a été souvent utilisé dans les études sur le coût de l'enfant, et parce qu'il présente une évolution monotone suivant le revenu (relation négative) et suivant le nombre d'enfants (relation positive). Un premier modèle d'estimation du coût de l'enfant a ainsi été élaboré suivant cette forme de fonction, à partir d'un échantillon de près de 4 000 familles tiré de l'enquête sur les dépenses des familles réalisée par Statistique Canada en 1982. Par régression linéaire, le résultat suivant a été obtenu :

$$\ln I = 4,51 - 0,68 \ln Y + 0,98 E'_{0-3} + 1,19 E'_{4-6}$$

$$+ 1,45 E'_{7-9} + 1,54 E'_{10-12} + 1,75 E'_{13-15}$$

$$+ 2,03 E'_{16-17}$$

$$R^2 = 0,547$$

$$\text{où } E'_{i-j} = \frac{E_{i-j}}{(\ln Y) * (F^{0,5})}$$

I = proportion (en pourcentage) du revenu net consacrée aux dépenses alimentaires à domicile

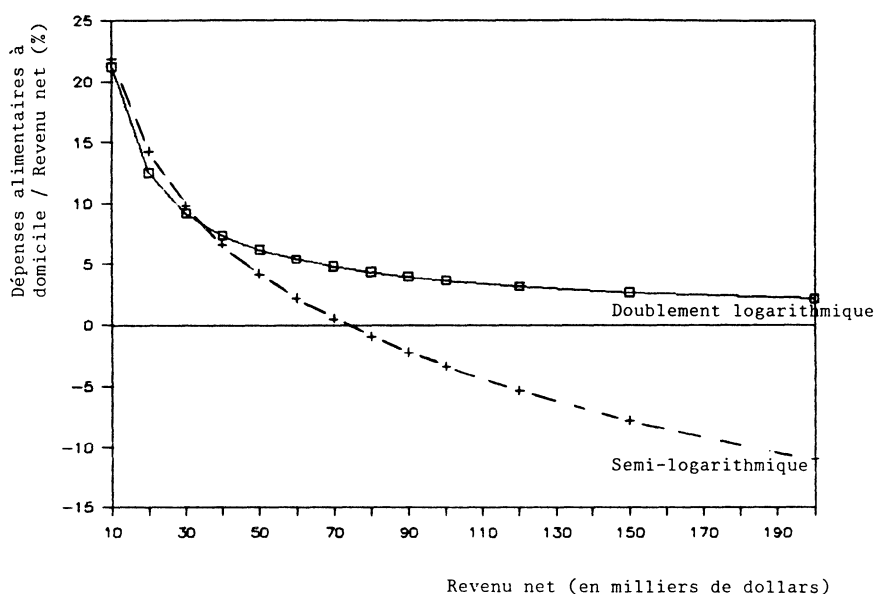
Y = revenu net (en milliers de dollars).

Une des caractéristiques remarquables de cette fonction réside dans le coefficient de détermination relativement élevé qu'elle permet d'obtenir. Les variables indépendantes expliquent en effet près de 55 % de la variation de la variable dépendante, alors que le coefficient de détermination des modèles d'estimation du coût de l'enfant développés par d'autres auteurs se situe autour de 0,30. Une autre caractéristique de la fonction mérite d'être soulignée : la forme doublement logarithmique de cette fonction assure en effet que l'indicateur de niveau de vie n'atteint jamais des valeurs nulles, et se stabilise lorsque le revenu tend vers des valeurs élevées. Cette évolution satisfait donc notre premier postulat, contrairement à l'évolution selon le revenu que produit la forme semi-logarithmique (graphique 1). Par ailleurs, les coefficients de régression des variables relatives aux enfants vérifient notre troisième postulat, puisque l'effet d'un enfant de rang donné sur le niveau de vie est croissant selon l'âge. Ainsi, l'effet absolu d'un enfant de 16-17 ans, sur le logarithme de l'indicateur de niveau de vie, est environ deux fois plus élevé que celui d'un enfant de 0-3 ans. On verra toutefois que cette évolution est variable selon l'indicateur de niveau de vie utilisé.

Ce modèle permet aussi d'estimer l'évolution relative du coût d'un enfant d'âge donné, selon son rang. Pour un enfant d'âge moyen (7-9 ans), nous avons obtenu les résultats suivants : si le coût d'un enfant de rang 1 est fixé à 1, celui d'un enfant de rang 2 est 0,83, de rang 3 il est 0,75, et de rang 4 il est 0,69. L'obtention de telles économies d'échelle, satisfaisant ainsi notre deuxième postulat, est attribuable aux variables interactives de la fonction, par lesquelles le nombre d'enfants par groupe d'âge est divisé par la variable «taille de la famille» affectée d'un certain exposant. Le choix de cet exposant est toutefois arbitraire (un exposant plus ou moins élevé impliquant des économies d'échelle plus ou moins fortes). On a retenu l'exposant qui semblait procurer l'évolution du coût

Graphique 1

Évolution de la proportion du revenu net consacrée aux dépenses alimentaires à domicile, selon le revenu net et selon deux formes de fonction, pour les couples sans enfant



selon le rang la plus vraisemblable. La présence de telles économies d'échelle, bien que forcée par la forme donnée à la fonction, présente un avantage considérable sur les modèles de Espenshade (1973 et 1984) et de Henripin et Lapierre-Adamcyk (1986), modèles qui permettent tantôt des économies et tantôt des déséconomies d'échelle (cela a été démontré dans Gauthier, 1987).

Enfin, tel qu'énoncé par notre quatrième postulat, l'effet d'un enfant d'âge et de rang donnés sur l'indicateur de niveau de vie décroît lorsque le revenu augmente : cette caractéristique est assurée dans la fonction par la division du nombre d'enfants d'un groupe d'âge donné par le logarithme naturel du revenu. Dans notre cas, si le coût d'un premier enfant d'âge moyen (7-9 ans) pour un revenu de référence de 10 000 \$ est fixé à 1 unité, nous avons obtenu l'évolution suivante de ce coût :

<u>Revenu de référence *</u>	<u>Coût</u>
10 000 \$	1,00
20 000 \$	1,57
30 000 \$	2,08
50 000 \$	3,01

* Il s'agit du revenu net du couple sans enfant.

Le respect des quatre postulats fondamentaux fait en sorte que cette forme de fonction est très satisfaisante en termes théoriques, plus satisfaisante que les modèles élaborés jusqu'ici par divers auteurs. Cependant ces caractéristiques ne suffisent pas, car les coûts de l'enfant que génère cette fonction sont nettement surestimés. En effet, supposons, par exemple, qu'un couple sans enfant bénéficiant d'un revenu net de 20 000 \$ (la moyenne du revenu net des familles composant notre échantillon était de 26 790 \$) représente 1,8 unités de consommation : cette fonction implique alors que, lorsqu'est gardé constant le niveau de vie, un enfant de 16-17 ans représente 1,15 unités de consommation ! On démontrera dans la section suivante que cette surestimation est attribuable à l'indicateur de niveau de vie utilisé.

3. CHOIX D'UN INDICATEUR DE NIVEAU DE VIE

Dans le modèle développé précédemment, l'indicateur de niveau de vie utilisé à titre de variable dépendante, n'a pas fait l'objet d'une analyse rigoureuse, contrairement aux variables indépendantes. Or, le niveau de vie d'une famille est une réalité difficile à cerner, de sorte qu'un indicateur n'est souvent le reflet que de l'une des multiples facettes du niveau de vie. Constatant l'invraisemblance des estimations du coût de l'enfant obtenues, nous avons alors proposé comme explication que l'indicateur de niveau de vie utilisé, à savoir la proportion du revenu net consacrée aux dépenses alimentaires à domicile, ne constituait pas la variable la plus appropriée à l'estimation du coût de l'enfant. Afin de vérifier cela, nous avons essayé d'estimer le coût de l'enfant à partir d'autres indicateurs de niveau de vie.

Plusieurs critères ont été établis afin de sélectionner ces indicateurs. Tout d'abord, ils devaient présenter une forte monotonie suivant le revenu et le nombre d'enfants. Les treize indicateurs qui figurent au tableau 1 satisfont tous à ce critère de base. Nous avons donc développé un modèle de régression, suivant la même forme que celle présentée auparavant, pour chacun de ces treize indicateurs. Les fonctions résultantes ont été confrontées à deux critères supplémentaires. Il importait en effet que toutes les variables relatives aux enfants et au revenu soient incluses dans la fonction (chaque variable indépendante étant soumise à des critères d'entrée et de sortie lors de la régression, il est possible que certaines variables soient rejetées par un modèle). Cette exigence correspond au critère 1 du tableau 1. En second lieu, il fallait que les coefficients de régression des variables relatives aux enfants soient croissants selon l'âge. Ceci correspond au critère 2 du tableau 1.

L'application de ces deux critères a réduit à neuf le nombre d'indicateurs de niveau de vie potentiels. Ces derniers ont alors été retenus afin d'estimer le coût de l'enfant. Il est apparu de fortes variations entre les coûts de l'enfant suivant l'indicateur de niveau de vie utilisé : le coût moyen d'un premier enfant d'une famille de niveau de vie moyen varie entre 4 990 \$ et 16 380 \$! Il est intéressant de noter que ce ne sont pas les fonctions présentant les valeurs les plus élevées du coefficient de détermination qui procurent les estimations du coût de l'enfant les plus vraisemblables : le montant extrême - et totalement irréaliste (du moins par rapport au revenu de référence de 20 000 \$) - de 16 380 \$ correspond à une fonction dont le coefficient de détermination est parmi les plus élevés.

Tableau 1
Évaluation des modèles d'estimation du coût de l'enfant selon
l'indicateur de niveau de vie utilisé

Indicateur de niveau de vie ^{a,b}	Critères ^c		R ²	Coût moyen de l'enfant (en \$)
	1	2		
Dépenses alimentaires				
- D alim. /Y	oui	oui	0,424	6 935
- D alim. /C	oui	oui	0,187	12 969
- D alim. à domicile/Y	oui	oui	0,545	8 787
- D alim. à domicile/C	oui	oui	0,328	13 872
- D alim. _d à domicile/équiv. adulte	oui	non	0,081	---
Dépenses d'habillement				
- D vêtements d'adulte ^d	oui	non	0,317	---
Dépenses de logement				
- D logement / pièce	oui	oui	0,111	5 658
- D logement / personne	oui	oui	0,417	16 380
Combinaison des trois postes précédents				
- D alim. + logement / Y	oui	oui	0,317	4 990
- D alim. + habillement / Y	oui	oui	0,335	7 511
- D alim. + logem. + habil. / Y	oui	oui	0,300	5 443
Autres				
- C / Y	non	non	0,224	---
- Variation nette actif-passif	non	oui	0,199	---

- a. Tous ces indicateurs de niveau de vie ont été inclus dans un modèle de régression sous forme logarithmique, sauf l'indicateur «dépenses de logement par pièce».
- b. Signification des sigles : D = dépenses; C = total des dépenses de consommation courante; Y = revenu net.
- c. Critère 1 : toutes variables indépendantes incluses; critère 2 : coefficients de régression des variables relatives aux enfants croissant selon l'âge.
- d. La façon dont nous avons procédé pour créer ces indicateurs est décrite en annexe.

On peut partager le coefficient de détermination entre les divers éléments de la fonction qui contribuent à l'explication de la variation de la variable dépendante. Soit X la part du R^2 qui revient aux variables relatives aux enfants, et Z la part qui revient à la variable relative au revenu. Le rapport X/Z peut être considéré comme un indice de sensibilité de l'indicateur du niveau de vie à la présence (nombre et âge) d'enfants.

On constate alors que les estimations les plus plausibles sont celles issues de fonctions présentant un rapport très faible, ce qu'on peut vérifier au tableau 2. Dans le cas contraire (lorsqu'une fonction présente un rapport X/Z élevé), l'indicateur de niveau de vie semble être trop sensible à la présence d'enfants, ce qui a comme conséquence de surestimer le coût de l'enfant. Les différences des indicateurs à l'égard de leur sensibilité à la présence d'enfants expliqueraient ainsi les écarts énormes entre les diverses estimations du coût de l'enfant.

En examinant l'ordre de grandeur du coût moyen de l'enfant associé à chacune de ces fonctions, il nous est apparu que trois indicateurs de niveau de vie semblaient permettre des estimations vraisemblables du coût de l'enfant. Il s'agit de :

- la proportion du revenu net consacrée aux dépenses d'alimentation, de logement et d'habillement;
- la proportion du revenu net consacrée aux dépenses d'alimentation et de logement;
- les dépenses de logement par pièce.

L'utilisation de ces indicateurs permet d'estimer le coût moyen d'un premier enfant à environ 5 000 \$ pour une famille de niveau de vie moyen. En supposant qu'un couple soit égal à 1,8 équivalents-adultes, un tel coût représente entre 45 % et 51 % de celui d'un adulte. Cet ordre de grandeur nous semble plausible.

Malgré la convergence de ces trois indicateurs en termes de coût moyen, l'évolution correspondante des coûts selon l'âge de l'enfant diffère beaucoup. En effet, le rapport du coût d'un enfant de 16-17 ans à celui de 0-3 ans varie entre 1,76 (lorsque l'on choisit comme indicateur de niveau de vie la part des dépenses d'alimentation et de logement dans le revenu net) et 3,56 (lorsque l'indicateur représente les dépenses de logement

Tableau 2

Indice de sensibilité à la présence d'enfants et coût moyen
d'un premier enfant selon l'indicateur de niveau de vie

Indicateur de niveau de vie ^a	X ^b	Z ^c	X/Z ^d	Coût ^e
- D alim. + logem. / Y	0,059	0,257	0,23	4 990
- D alim. + logem. + habill./Y	0,072	0,228	0,31	5 443
- D logement / pièce	0,031	0,079	0,39	5 658
- D alim. / Y	0,149	0,275	0,54	6 935
- D alim. + habill. / Y	0,148	0,187	0,79	7 511
- D alim. à domicile / Y	0,221	0,324	0,68	8 787
- D alim. / C	0,114	0,073	1,56	12 969
- D alim. à domicile / C	0,191	0,137	1,39	13 872
- D logement / personne	0,261	0,156	1,67	16 380

- a. Tous ces indicateurs de niveau de vie ont été inclus dans un modèle de régression sous forme logarithmique, sauf l'indicateur «dépenses de logement par pièce».
- b. X = variation du R² attribuable aux variables relatives aux enfants.
- c. Z = variation du R² attribuable à la variable relative au revenu.
- d. X/Z = indice de sensibilité à la présence d'enfants.
- e. Il s'agit du coût moyen d'un premier enfant de 0 à 18 ans, pour une famille de niveau de vie moyen (correspondant à un revenu net de 20 000 \$ pour une famille sans enfant).

par pièce). Un rapport de 1,76 nous semble sous-estimer l'évolution du coût de l'enfant selon son âge : il est en effet difficilement concevable qu'un enfant de 16-17 ans coûte seulement 75 % de plus qu'un enfant de 0-3 ans.

L'indicateur de niveau de vie basé sur la combinaison des dépenses d'alimentation et de logement a donc été rejeté. Par ailleurs, nous avons aussi rejeté celui défini par les dépenses de logement par pièce, parce que le coefficient de détermination de la fonction utilisant ce dernier indicateur était très faible (11 %).

Nous avons donc décidé de retenir à titre d'indicateur de niveau de vie la proportion du revenu net consacrée aux dépenses d'alimentation, de logement et d'habillement. Il est d'ailleurs intéressant de noter que l'agrégation de ces dépenses (qui représentent en moyenne 44 % du revenu net) permet d'obtenir un indicateur de niveau de vie plus satisfaisant, en termes de coût de l'enfant, que l'utilisation d'indicateurs basés sur ces dépenses prises séparément. On peut donc croire qu'il y a substitution entre ces trois postes de dépense, les familles réduisant davantage leurs dépenses à l'un ou l'autre de ces postes budgétaires lorsque se modifient leur taille et leur composition.

L'évolution des coûts selon l'âge de l'enfant présente toutefois une irrégularité lorsqu'on utilise cet indicateur. Le coût d'un premier enfant serait en effet de 2 928 \$ lorsqu'il a entre 0 et 3 ans, de 4 638 \$ lorsque l'enfant aura de 4 à 6 ans, de 5 918 \$ entre 7 et 9 ans, de 4 754 \$ entre 10 et 12 ans, de 7 452 \$ entre 13 et 15 ans, et de 8 985 \$ entre 16 et 17 ans.

Suivant ce modèle, le coût d'un enfant de 10-12 ans serait donc inférieur à celui d'un enfant de 7-9 ans. Cette rupture dans l'évolution des coûts selon l'âge demeure difficile à expliquer; elle est d'ailleurs peut-être attribuable à des effets aléatoires. Cette évolution aurait pu être corrigée en regroupant les enfants de 7 à 12 ans, mais nous avons jugé plus honnête de conserver tels quels les résultats obtenus. Ceux-ci seront analysés plus en détail dans la prochaine section.

4. ANALYSE DU COÛT DE L'ENFANT

Nos estimations du coût de l'enfant ont été obtenues par l'intermédiaire du modèle suivant :

$$\begin{aligned} \ln I = & 4,86 - 0,38 \ln Y + 0,26 E'_{0-3} + 0,42 E'_{4-6} \\ & + 0,58 E'_{7-9} + 0,44 E'_{10-12} + 0,68 E'_{13-15} \\ & + 0,71 E'_{16-17} + 0,00042 H \quad (R^2 = 0,339) \end{aligned}$$

où I représente la proportion du revenu net (Y) consacrée aux dépenses d'alimentation, de logement et de habillement

E'_{i-j} est le nombre d'enfants par groupe d'âge i-j, nombre qui est pondéré par le logarithme naturel du revenu net et par la dimension de la famille (voir section 2)

H désigne le type de région de résidence (voir en annexe les détails concernant cette variable).

Ce modèle final comporte une variable supplémentaire, à savoir le type de région de résidence. Celle-ci a été ajoutée pour tenir compte du fait que le niveau de vie d'une famille pouvait varier selon la taille de la région de résidence de cette famille. Cette variable s'est d'ailleurs avérée un bon déterminant du niveau de vie : elle permet en effet d'augmenter le coefficient de détermination de 0,300 à 0,339. Cette variable étant, par hypothèse, indépendante du revenu et donc du coût de l'enfant, le fait de l'introduire dans l'équation n'implique cependant pas qu'il y ait des disparités du coût de l'enfant suivant la dimension de la région de résidence.

Ce modèle permet d'estimer le coût d'un enfant selon son âge et son rang, et selon le niveau de vie de la famille. Pour une famille de niveau de vie moyen (niveau de vie correspondant à celui d'un couple sans enfant bénéficiant d'un revenu net de 20 000 \$), le coût annuel moyen d'un premier enfant serait, selon ce modèle, de 5 304 \$. On peut voir au tableau 3 que ce coût s'apparente à celui obtenu par Henripin et Lapierre-Adamcyk (1986) à partir des mêmes données d'enquête mais avec une fonction de forme différente, soit 5 130 \$. Tel que prévu, il s'éloigne par contre considérablement des estimations de type normatif, comme celles du *Social Planning Council of Metropolitan Toronto* et du *Montreal Diet Dispensary*.

Tableau 3
Coût moyen d'un premier enfant selon divers auteurs et
indice de variation selon l'âge

Âge	SPCMT	MDD	H&L-A	AG
0-3	1,0	1,0	1,0	1,0
4-6	1,1	1,1	2,7	1,6
7-9	1,2	1,2	4,0	2,3
10-12	1,3	1,3	5,2	1,7
13-15	1,4	1,4	6,3	2,7
16-17	1,5	1,5	7,1	2,8
Coût moyen en \$ (tout âge)	3 191	2 392 ^a 1 918 ^b	5 130	5 304

Sources : SPCMT : Social Planning Council of Metropolitan Toronto (1982).

MDD : Montreal Diet Dispensary (1982).

H&L-A : Henripin et Lapierre-Adamcyk (1986) : moyenne des trois critères de niveau de vie.

AG : nos estimations.

a. Estimation du niveau de confort minimal.

b. Estimation du niveau de subsistance.

Notre estimation de l'évolution du coût de l'enfant selon l'âge diffère cependant beaucoup de celle d'Henripin et Lapierre-Adamcyk : le rapport du coût d'un enfant de 16-17 ans à celui d'un enfant de 0-3 ans est égal à 7,1 dans le modèle de Henripin et Lapierre-Adamcyk, contre 2,8 dans notre modèle. Cette divergence est attribuable à la façon dont a été pris en

considération l'âge des enfants dans chacun de ces modèles. Henripin et Lapierre-Adamcyk surestiment en effet la variation selon l'âge, car leur méthode revient à supposer qu'un enfant d'âge x équivaut, en termes d'unités de consommation, aux x dix-huitièmes d'un adulte. L'évolution des coûts selon l'âge de l'enfant, telle qu'elle résulte de notre modèle, nous apparaît plus vraisemblable.

Afin d'analyser davantage ce que représente un tel coût pour une famille, nous avons exprimé celui-ci sous forme de trois indices, et ce, pour quatre niveaux de vie différents. Ces résultats apparaissent au tableau 4.

Tableau 4
Coût moyen d'un premier enfant, selon trois indices et pour quatre niveaux de vie

	Niveau de vie ^a			
	I	II	III	IV
Coût moyen (en \$) d'un premier enfant	3 439	5 366	7 110	10 312
Indice A (% adulte)	62	48	43	37
Indice B (% revenu majoré)	26	21	19	17
Indice C (années de revenu)	6,2	4,8	4,3	3,7

- a. Le niveau de vie considéré dans chacun des quatre cas correspond à celui d'un couple sans enfant bénéficiant respectivement d'un revenu net de 10 000 \$, 20 000 \$, 30 000 \$ et 50 000 \$.

Le premier de ces indices (indice A) exprime le coût moyen d'un enfant par rapport à celui d'un adulte (en supposant qu'un couple représente 1,8 équivalents-adultes). On constate que le coût d'un enfant est proportionnellement plus élevé, par rapport à celui d'un adulte, pour les familles de niveau de vie faible. Chez ces dernières, un premier enfant représente en effet environ 0,6 adulte contre 0,4 chez les familles de niveau de vie élevé.

La prise en charge d'un enfant représente donc une charge beaucoup plus lourde pour les familles à faible niveau de vie que pour celles jouissant d'un niveau de vie élevé. En fait, l'indice B indique que 26 % du revenu net majoré de ces familles (il s'agit du revenu nécessaire au maintien du niveau de vie) doit être consacré en moyenne chaque année à un enfant, contre 17 % chez les familles de niveau de vie élevé. Exprimé autrement (indice C), au cours des dix-huit années où il sera à la charge de ses parents, un premier enfant représente environ six années de revenu net (non majoré) pour les familles à faible niveau de vie, et quatre pour les familles de niveau de vie élevé.

CONCLUSION

Il faut accepter que toute estimation du coût de l'enfant est nécessairement fragile, car elle est directement dépendante de la forme donnée à la fonction, de l'indicateur de niveau de vie retenu et des variables indépendantes utilisées. Nos propres estimations ont d'ailleurs fait apparaître de très fortes variations suivant l'indicateur de niveau de vie; ce dernier doit donc faire l'objet d'un choix rigoureux.

Quant à la forme de la fonction, le fait que dans nos estimations elle assure le respect de certains postulats fondamentaux représente évidemment un net avantage sur les modèles proposés antérieurement. Le modèle que nous avons retenu, tout en étant très satisfaisant en termes théoriques, permet finalement de juger de l'ordre de grandeur du coût d'un enfant selon son âge et son rang, et selon le niveau de vie de la famille.

Les estimations du coût de l'enfant que nous avons obtenues donnent un aperçu des sommes considérables qu'un gouvernement devrait investir s'il adoptait une politique de compensation complète des coûts de l'enfant, politique qui, selon un objectif d'équité, assurerait le maintien du niveau de vie des familles lorsque se modifient leur taille et leur composition.

En l'absence d'une telle politique, ces résultats indiquent que les couples qui décident d'avoir des enfants, et donc qui contribuent au renouvellement de la population, sont pénalisés par une très forte diminution de leur niveau de vie par rapport à ceux qui demeurent sans enfant (si l'on ne tient pas compte des avantages psychologiques et non quantifiables associés à la présence d'enfants). Dans le contexte démographique actuel, de tels résultats sont certes matière à réflexion.

ANNEXE

Spécification de certaines variables

1. La variable «dépenses alimentaires à domicile par équivalent-adulte»

Afin de créer cet indicateur de niveau de vie, nous avons utilisé les coefficients de pondération suivants, basés sur les normes du *Conseil Canadien de nutrition* et tirés de l'étude du *Social Planning Council of Metropolitan Toronto* (1982) : à l'âge de 0-3 ans, le coefficient (par rapport à un adulte) est de 0,50; à 4-6, de 0,65; à 7-9, de 0,75; à 10-12, de 0,90; à 13-15, de 1,00; à 16-17, de 1,05; pour une femme adulte, de 0,85, le coefficient d'un homme adulte étant égal à l'unité. Ces coefficients ont permis de transformer une famille de taille et de composition données en équivalents-adultes.

2. La variable «dépenses de vêtements d'adulte»

Dans l'*Enquête sur les dépenses des familles* de Statistique Canada, on ne retrouve pas de données sur les dépenses vestimentaires consacrées exclusivement aux adultes. Cependant, on peut estimer ces dépenses à partir des dépenses vestimentaires pour les individus de 14 ans et plus. Pour cela, dans un premier temps, les individus de 14 ans et plus ont été convertis en équivalents-adultes en utilisant certains coefficients de pondération : à l'âge de 13-15 ans, le coefficient (par rapport à un adulte) est égal à 0,713, et à 16-17 ans, il est égal à 0,854 (dans ce cas-ci, la femme et l'homme adultes ont tous deux le même coefficient unitaire). Ces coefficients ont été tirés de l'étude du *Social Planning Council of Metropolitan Toronto* (1984).

Les dépenses vestimentaires des 14 ans et plus ont ensuite été divisées par ce nombre d'équivalents-adultes et multipliées par le nombre d'adultes de 18 ans et plus, afin d'obtenir les dépenses de vêtements d'adulte (DVA). La formule suivante traduit cette transformation :

$$DVA = \frac{(\text{Dépl}_{14+})}{((0,6667 * E_{13-15} * 0,713) + (E_{16-17} * 0,854) + A)} * A$$

où DVA = dépenses de vêtements d'adulte

Dépl₁₄₊ = dépenses des individus de 14 ans et plus;

E₁₃₋₁₅ = nombre d'enfants de 13 à 15 ans; ce nombre d'enfants a été multiplié par 0,667 (2/3), afin d'obtenir le nombre d'enfants de 14 et 15 ans;

E₁₆₋₁₇ = nombre d'enfants de 16 et 17 ans;

A = nombre d'adultes de 18 ans et plus.

3. La variable «type de région de résidence»

Sur la bande magnétique produite par Statistique Canada, quatre types de région de résidence étaient distingués :

- 1) les régions urbaines comptant 100 000 habitants ou plus;
- 2) les régions urbaines comptant entre 30 000 et 99 999 habitants;
- 3) les régions urbaines comptant moins de 30 000 habitants;
- 4) les régions rurales.

Afin d'inclure cette variable dans le modèle de régression, nous l'avons transformée en variable continue en procédant de la façon suivante. On disposait, pour les deux premières catégories, de la liste des régions incluses. On a donc, à partir des données du recensement de 1981, retenu la taille médiane de ces régions, soit 260 000 pour la première catégorie et 46 000 pour la deuxième. Pour les régions de catégories 3 et 4, on a attribué de façon arbitraire les valeurs respectives de 15 000 et 500.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BLOCH, L. et M. GLAUDE, 1983. «Une approche du coût de l'enfant». Économie et Statistique, 155, 51-67.
- CALOT, Gérard, 1980. «Niveau de vie et nombre d'enfants. Un bilan de la législation fiscale et familiale française de 1978». Population, 35, 1, 9-35.
- CHAUSSEPIED, P. et L. DEGREGORI, 1977. Coût de l'enfant et consommation familiale. France, CNAF, BIPE, INSEE, 195 p.
- ESPENSHADE, Thomas J., 1973. The Cost of children in urban United States. Berkeley, Institute of International Studies, University of California, Population monograph series no. 14, 94 p.
- ESPENSHADE, Thomas J., 1984. Investing in children : New estimates of parental expenditures. Washington, D.C., The Urban Institute Press, 124 p.
- GAUTHIER, A.H., 1987. Méthode d'estimation du coût de l'enfant et application au Canada, 1982. Mémoire de maîtrise en démographie présenté à la Faculté des études supérieures de l'Université de Montréal, 187 p.
- HENRIPIN, J. et E. LAPIERRE-ADAMCYK, 1986. Essai d'évaluation des coûts de l'enfant. Québec, Bureau de la statistique du Québec, 84 p.
- MONTREAL DIET DISPENSARY, 1982. Budgeting for basic needs. Montréal, 40 p.
- SOCIAL PLANNING COUNCIL OF METROPOLITAN TORONTO, 1982. «The cost of raising a child in Metropolitan Toronto». Social Infopac, 1, 1, 1-5.
- SOCIAL PLANNING COUNCIL OF METROPOLITAN TORONTO, 1984. «The cost of raising a child in the Toronto area in 1984». Social Infopac, 3, 5, 1-5.
- STATISTIQUE CANADA, 1942. «The cost of rearing a Canadian child to the age of independance». Census of Canada 1931, volume XIII, 395-402.
- STATISTIQUE CANADA, 1984. Enquête sur les dépenses des familles en 1982. Ottawa, Statistique Canada, Division du revenu et des dépenses des consommateurs.
- STATISTIQUE CANADA, 1984. Dépenses des familles au Canada, 1982. Ottawa, Statistique Canada, no 62-555 au catalogue.

RÉSUMÉ - SUMMARY - RESUMEN

GAUTHIER Anne H. - NOUVELLES ESTIMATIONS DU COÛT DE L'ENFANT AU CANADA

Afin de pouvoir évaluer le degré auquel les politiques gouvernementales d'aide et de soutien aux familles compensent les coûts économiques reliés à la prise en charge d'un enfant, il importe de disposer d'une estimation du coût de l'enfant. Dans cet article, l'auteur présente un nouveau modèle d'estimation de ce coût, et l'applique aux données de l'enquête de Statistique Canada sur les dépenses des familles en 1982. La première partie décrit les développements méthodologiques et théoriques ayant permis l'obtention de ce modèle, et la deuxième analyse les estimations du coût de l'enfant selon son âge et son rang, pour des familles de niveaux de vie différents.

GAUTHIER Anne H. - NEW ESTIMATES OF THE COST OF A CANADIAN CHILD

In order to be able to appraise to what extent policy measures compensate for the cost of rearing a child, one needs an estimate of this cost. In this paper, the author presents a new model which is applied to data obtained from the survey of family expenditures, made in 1982 by Statistics Canada. The first part is devoted to the methodological and theoretical considerations on which the model is based, and the second part analyses the estimates of the cost of a child, according to age and rank of the child, and standard of living of the family.

GAUTHIER Anne H. - NUEVAS ESTIMACIONES DEL COSTO DEL NIÑO EN EL CANADÁ

A fin de poder evaluar el grado en el cual las políticas gubernamentales de ayuda y sostén a las familias compensan los costos económicos relacionados a la toma en cargo de un niño es importante disponer de una estimación de su costo. En este artículo, el autor presenta un nuevo modelo de estimación del costo y lo aplica a los datos de la encuesta de Estadísticas Canada sobre los gastos de las familias en 1982. La primera parte describe los desarrollos metodológicos y teóricos que han permitido el logro de este modelo y la segunda analiza las estimaciones del costo del niño según su edad y su rango para las familias de distintos niveles de vida.