



N° 11F0019MIF au catalogue — N° 261

ISSN: 1205-9161

ISBN: 0-662-74424-1

Document de recherche

**Direction des études analytiques
documents de recherche**

En famille : Modèle simultané du style parental et de la conduite de l'enfant

par Peter Burton, Shelley Phipps et Lori Curtis

Division des Études sur la famille et le travail
24^e étage, Immeuble R.-H.-Coats, Ottawa K1A 0T6

Téléphone: 1 800 263-1136



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

En famille : Modèle simultané du style parental et de la conduite de l'enfant

par

**Peter Burton
Shelley Phipps
et
Lori Curtis**

**11F0019MIF N° 261
ISSN : 1205-9161
ISBN : 0-662-74424-1**

Division des Études sur la famille et le travail
Statistique Canada

Comment obtenir d'autres renseignements :
Service national de renseignements : 1 800 263-1136
Renseignements par courriel : infostats@statcan.ca

On peut consulter ce document dans Internet : (www.statcan.ca)

Août 2005

Nous tenons à remercier Lynn Lethbridge de son aide précieuse en recherche ainsi que Miles Corak, directeur de la Division des études sur la famille et le travail à Statistique Canada, qui nous a donné accès aux données. Peter Burton et Shelley Phipps souhaitent exprimer leur gratitude au Conseil de recherches en sciences humaines du Canada pour son soutien financier; Laurie Curtis remercie la Faculté de médecine de l'Université Dalhousie de son soutien financier.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2005

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication peut être reproduit, en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux, et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire quelque contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, ou de le transmettre sous quelque forme et par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

This publication is available in English.

Note de reconnaissance :

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Table des matières

1.	Introduction	5
1.1	Modèles économiques du « style parental »	6
2.	Le modèle	8
2.1	Un exemple	10
3.	Fondement empirique	12
3.1	Les données	12
3.2	Spécifications empiriques	13
3.3	Résultats empiriques	15
3.3.1	Tests de spécification	15
3.3.2	Résultats finals	17
4.	Conclusions	18
	Figures.....	20
	Tableaux.....	22
	Bibliographie.....	27

Résumé

L'éducation des enfants est modélisée en tant que problème principal-agent modifié où l'enfant tâche de maximiser son propre bien-être face à une stratégie parentale destinée à maximiser la perception qu'a le parent du bien-être de la famille. Ainsi, les enfants et les parents sont tous des joueurs, mais les enfants ont des taux d'actualisation plus élevés que les parents. La simultanéité du style parental et du comportement des enfants est confirmée au moyen des données tirées de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes menée au Canada en 1994.

Mots clés : enfants, style parental, au sein de la famille

Classification du JEL : J13

1 Introduction

Le style parental est probablement la plus importante question de santé publique avec laquelle notre société se trouve aux prises. Il s'agit de la plus importante variable qui entre en cause dans les maladies et les accidents durant l'enfance; la grossesse chez les adolescentes et le mauvais usage de drogues chez les adolescents; l'école buissonnière, la perturbation des cours à l'école et la sous-performance; la violence faite aux enfants; l'inemployabilité; la délinquance juvénile; et la maladie mentale. Ces facteurs sont graves en eux-mêmes mais ils sont encore plus importants comme précurseurs de problèmes à l'âge adulte et dans la génération suivante (Hoghughi, 1998).

Les auteurs de nombreuses études empiriques dont la plupart ne relèvent pas du domaine de la science économique prétendent que le style parental est un déterminant clé de la santé de l'enfant ainsi que de son rendement scolaire (p. ex., Feinstein et Symons, 1999, Lamborn et coll., 1991, McLeod et Shanahan, 1993, Steinberg, et coll., 1992). Une bonne partie de ces preuves émanent des États-Unis ou du Royaume-Uni. Toutefois, des études canadiennes récentes fondées sur les données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) soulignent également l'importance du style parental comme déterminant de la santé des enfants (p. ex., Chao et Willms, 1998, Ross et coll., 1998).

Comme l'indique la citation au début du présent document, les auteurs de ces études supposent généralement que la direction de la causalité va du parent à l'enfant (c.-à-d. « de bonnes pratiques parentales donnent de bons résultats chez les enfants »), l'une des conséquences stratégiques étant que nous pouvons peut-être améliorer les résultats en matière d'études et de santé des enfants en améliorant les pratiques parentales. Dans le présent document, nous adoptons une approche légèrement différente. Nous ne contestons pas que de meilleures compétences parentales seraient bénéfiques aux enfants, mais nous soutenons que traiter le « style parental » comme une variable exogène dans les modèles de rendement des enfants équivaut à trop simplifier une réalité complexe. Même si les enfants, on le suppose, réagissent au comportement de leurs parents, il est également vrai que les parents réagissent au comportement de leurs enfants. Autrement dit, il est vrai que louer un enfant davantage peut l'encourager à bien se conduire, mais il est vrai également que les parents font plus d'éloges lorsque leurs enfants se conduisent bien et les critiquent plus sévèrement lorsqu'ils se conduisent mal.

Même si les ouvrages publiés sur le style parental font parfois allusion à la possibilité d'un lien endogène entre le style parental et le comportement de l'enfant (voir, p. ex., Lamborn et coll., 1991, p. 1062), nous ne connaissons pas d'études qui portent sur cette question sur le plan théorique et deux seulement dans lesquelles les auteurs tâchent d'examiner la question empiriquement (voir Feinstein et Symons, 1999; et Hou, 2000).

1.1 Modèles économiques du « style parental »

Les économistes ont accordé moins d'attention que les chercheurs dans d'autres disciplines au « comportement parental ». Bien qu'il existe un assez grand nombre d'ouvrages publiés qui tâchent d'expliquer les réalisations des enfants (voir notamment l'excellente étude de Haveman et Wolfe, 1995), on peut dire que ces recherches portent principalement sur les « facteurs de production » plutôt que sur le « processus de production interactif ».

En science économique, les modèles dans lesquels les agents individuels font des choix qui visent à maximiser l'utilité prédominent. Par conséquent, il n'est pas étonnant de constater que le modèle le plus influent des déterminants du rendement de l'enfant porte principalement sur l'effet des choix des parents sur les résultats des enfants (voir Becker et Tomes, 1986). Tout simplement, il est supposé que les parents répartissent leurs ressources entre leur consommation personnelle aujourd'hui et l'investissement dans l'avenir de leurs enfants de manière à maximiser l'utilité des parents aujourd'hui. La maximisation de l'utilité est assujettie à la contrainte du revenu disponible et aux prix des biens de consommation par rapport aux sommes investies dans les enfants. Les réalisations des enfants dépendent des ressources que leurs parents choisissent d'investir dans leurs compétences, leur santé, leur apprentissage, leur motivation, leur « acquis » et beaucoup d'autres « caractéristiques » (Becker et Tomes, 1986, p. S5). L'enfant lui-même ne participe pas à ce processus et celui-ci n'est d'ailleurs pas vraiment précisé.

Leibowitz (1974) ajoute que l'investissement dans les enfants tient non seulement aux sommes investies mais aussi à la quantité et la qualité du temps que les parents passent avec eux. La qualité du temps passé avec les enfants est censée augmenter avec le niveau d'études des parents. Cet accent mis sur la quantité ainsi que la qualité du temps consacré aux enfants permet d'obtenir une description plus riche du processus d'éducation des enfants mais, à nouveau, l'enfant est essentiellement une « matière brute » sur laquelle agit le parent.

Dans un premier temps, nous élaborons un modèle dans lequel le bien-être de l'enfant est le résultat d'un jeu simple que jouent le parent *et* l'enfant. Nous tâchons de pénétrer ainsi dans la « boîte noire » des interactions entre le parent et l'enfant au sein de la famille pour examiner le processus par lequel une combinaison de temps et d'argent sert à produire des résultats particuliers chez les enfants. Haveman et Wolfe (1995) soutiennent également que les réalisations des enfants dépendent des choix faits par les enfants eux-mêmes, mais ils ne développent pas cette idée sur le plan théorique. Dans le jeu utilisé ici, il importe de souligner que les enfants qui y participent ne sont pas simplement de « petits adultes » (pour une discussion de certaines des principales façons, dans le contexte de la théorie micro-économique, dont les enfants diffèrent des adultes, consulter Phipps, 1999). Aux fins de notre étude, la principale différence entre les joueurs adultes et enfants est que nous supposons que les enfants ont des taux d'actualisation beaucoup plus élevés que les adultes.

Nous supposons que les enfants maximisent leur utilité individuelle qui est fonction de leur propre comportement ainsi que des réactions du parent (p. ex., éloges par opposition à punition, ou comportements « parentaux »). Nous supposons que les parents maximisent leur idée du « bien-être de la famille » qui est fonction de l'utilité de l'adulte ainsi que de celle de l'enfant.

Nous reconnaissons le caractère constant des interactions entre parent et enfant. Toutefois, selon un ouvrage récent sur l'établissement de la « réputation », dans certaines conditions, on peut obtenir une approximation du jeu dynamique en utilisant un problème statique de conception de mécanismes. Par exemple, nous soutenons que les parents peuvent acquérir une réputation quant à la façon dont ils réagissent à des comportements donnés de leurs enfants (p. ex., ils peuvent être perçus comme étant « stricts » ou « indulgents »). Fudenberg et Levine (1989, 1992) constatent qu'un joueur relativement « patient » (c.-à-d., en l'occurrence, le parent) peut convaincre des adversaires durant une seule période (c.-à-d., des enfants ayant un taux d'actualisation très élevé) qui se rappellent d'actions passées, que le parent s'est engagé à appliquer une stratégie de réaction donnée durant chaque période (c.-à-d., il a adopté une stratégie parentale visant à porter au maximum le « bien-être de la famille », étant donné la réaction de l'enfant). Schmidt (1993) obtient le même résultat dans le cas d'un joueur « patient » qui fait face à des adversaires à long terme moins patients à condition qu'il y ait des intérêts conflictuels (c.-à-d., le joueur moins patient doit avoir une raison de tenter l'expérience). Celentani et coll., (1996) et Evans et Thomas (1997) élargissent ce constat pour tenir compte de l'observabilité parfaite comme raison pour laquelle un adversaire moins patient tenterait des actions hors-équilibre et pour généraliser les conditions requises.

Par conséquent, si les enfants ont des taux d'actualisation plus élevés que les parents, selon la théorie, les parents qui s'engagent à appliquer une stratégie donnée devraient obtenir au moins le meilleur résultat possible pour eux. Une amélioration de ce résultat (p. ex., résultant du fait de s'écarter du style parental choisi), n'est possible que si l'enfant ne peut distinguer le comportement actuel du parent de la stratégie perçue et, par conséquent, s'il continue de jouer en prenant la stratégie parentale pour acquis. Tout en reconnaissant qu'il peut être impossible pour le parent d'adopter un comportement incompatible avec la stratégie parentale choisie (p. ex., ne pas critiquer un mauvais comportement), nous supposons que l'enfant est suffisamment conscient de toute modification apportée aux « règles » pour qu'un comportement incompatible de ce genre soit très limité. Par conséquent, nous modélisons dans le présent document les interactions entre le parent et l'enfant comme un simple problème de conception de mécanismes statiques.

Nous présentons dans la section suivante un modèle simple des interactions entre parent et enfant qui met en cause à la fois le parent et l'enfant et où nous supposons que l'enfant diffère de l'adulte en ce qu'il a un taux d'actualisation plus élevé. Par conséquent, le comportement observé chez l'enfant et le comportement observé chez le parent dépendent tous deux des facteurs qui influent sur le parent et sur l'enfant ainsi que des caractéristiques de l'un et de l'autre. À la section 3, nous procédons à un examen empirique des interactions entre parent et enfant au moyen de microdonnées tirées de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes menée par Statistique Canada. En examinant explicitement la nature simultanée des interactions entre parent et enfant, nous étoffons les données empiriques déjà publiées dans ce domaine dans des études qui, en général, traitent le comportement parental comme étant exogène aux actions de l'enfant. Nous présentons nos conclusions à la section 4.

2 Le modèle

Le modèle exposé dans le présent document correspond à une décision simple de conception de mécanismes par le parent¹ dont on suppose qu'il possède des renseignements incomplets sur l'humeur de l'enfant, laquelle peut varier d'un jour à l'autre ou même d'un moment à l'autre (p. ex., à cause de manque de sommeil, de problèmes à l'école, de « trop de sucre », etc.). Ainsi, l'espace stratégique du parent n'est pas défini en fonction d'une seule action mais d'un ensemble de réaction à toutes les actions possibles de l'enfant. C'est ce qu'on appelle une « stratégie parentale ». Dans sa forme la plus simple, elle peut se résumer au choix d'un niveau attendu de bon comportement au-dessus duquel l'enfant reçoit des éloges et au-dessous duquel il est critiqué. En outre, le parent qui doit choisir le niveau d'éloge (ou de critique) approprié au niveau de comportement (p. ex., la rapidité avec laquelle les critiques augmentent plus l'enfant se conduit mal). Comme l'enfant a un taux d'actualisation relativement élevé, nous supposons qu'il ne se préoccupe pas des répercussions de ses actions sur son utilité à l'avenir. Nous pouvons également supposer qu'il prend pour acquis la stratégie choisie par le parent et se comporte en conséquence (compte tenu de sa personnalité et des stress avec lesquels il se trouve aux prises). Ainsi, des enfants différents ou le même enfant dans des conditions différentes (p. ex., manque de sommeil) peuvent se comporter de façon différente face à la même stratégie parentale.

Plus précisément, supposons que le bien-être actuel de l'enfant², $U_0^C(p, e(a|x)|x)$, dépend des éloges, p , qu'il reçoit et de l'effort, e , qu'il doit fournir pour maintenir un niveau, a , de bon comportement³. Bien entendu, la relation entre le niveau de comportement et l'effort dépend de la « personnalité » de l'enfant, x , qui à son tour est le produit des facteurs génétiques, physiologiques et environnementaux qui influent sur l'enfant (p. ex., l'âge, le sexe, le stress à l'école ou à la garderie). Toutefois, la stratégie parentale choisie, Z , a établi un lien entre le comportement et le niveau d'éloge, $p = f(a|Z)$.

Ainsi, l'enfant tente de résoudre $\max_a U_0^C(p, e(a|x)|x)$ à la condition que $p = f(a|Z)$.

La condition d'ordre 1,

$$\frac{\partial U_0^C}{\partial p} \frac{\partial f}{\partial a} + \frac{\partial U_0^C}{\partial e} \frac{\partial e}{\partial a} = 0,$$

1. Pour faciliter l'exposé, nous parlons du parent et de l'enfant au masculin. En fait, dans la section empirique du document, le parent est presque toujours la mère.
2. Nous utilisons l'« effort » dans la fonction d'utilité de l'enfant pour éviter l'interprétation voulant que l'enfant n'aime pas le « bon » comportement, alors qu'il peut « trouver difficile de bien se conduire ».
3. Nous supposons que la fonction d'utilité de l'enfant est croissante en éloge, $\partial U_0^C / \partial p > 0$, décroissante en effort, $\partial U_0^C / \partial e < 0$, et qu'elle est quasi-concave en ces variables. En outre, nous supposons que l'effort est croissant, $\partial e / \partial a > 0$, et convexe en niveau de bon comportement, $\partial^2 e / \partial a^2 \geq 0$. Enfin, nous supposons que le parent choisit un style parental de sorte que le niveau d'éloge est croissant et concave en niveau de bon comportement, $\partial f / \partial a > 0$, $\partial^2 f / \partial a^2 \leq 0$.

révèle que l'enfant pèserait l'utilité (la désutilité) marginale d'un « meilleur » comportement, $\partial U_0^C / \partial a \equiv (\partial U_0^C / \partial e)(\partial e / \partial a)$, et l'utilité marginale des éloges, $\partial U_0^C / \partial p$, multipliée par la réaction d'éloge d'un meilleur comportement, $\partial f / \partial a$.

Le résultat du point de vue du bon ou mauvais comportement de l'enfant et du niveau d'éloge/de punition dépend de la stratégie parentale et du type d'enfant, $a^*(Z, x)$ et $p^*(Z, x)$. Nous pouvons donc observer différentes combinaisons de bon/mauvais comportement et d'éloge/de critique lorsque des enfants différents, voire le même enfant d'humeurs différentes, interagissent avec une stratégie parentale donnée. Par exemple, la figure 1 montre les résultats pour un enfant qui n'a pas suffisamment dormi et qui donc est moins disposé ou capable de faire l'effort de « bien se conduire/se maîtriser ». (On pourrait aussi très bien interpréter ces résultats comme des courbes d'indifférence pour différents enfants — p. ex., un enfant qui est naturellement plus « turbulent » qu'un autre.)

Le parent, quant à lui, tente de maximiser une fonction de bien-être de la famille⁴ selon son propre bien-être actuel, U^P , le bien-être futur de l'enfant⁵, U_1^C et l'utilité actuelle de l'enfant, U_0^C ,

$$W(U^P, U_1^C, U_0^C).$$

Le bien-être du parent dépend du bon ou du mauvais comportement de l'enfant et du niveau d'éloge (ou de critique), étant donné le type du parent, y , $U^P(a^*, p^* | y)$. En outre, le bien-être actuel et futur de l'enfant peut dépendre de son comportement actuel et des éloges reçus, $U_0^C(a^*, p^* | x)$, $U_1^C(a^*, p^* | x)$. Bien entendu, les « types » de parent et d'enfant peuvent dépendre des stress dans leurs vies ainsi que de leurs caractéristiques innées. Par exemple, la figure 2 montre les résultats du style parental que peut adopter le parent qui est dans une relation maritale stressante.

En pareil cas, chaque niveau de bon comportement reçoit moins d'éloges et le parent fait moins d'éloges supplémentaires à l'enfant en réponse à une amélioration donnée du comportement (c.-à-d. la coordonnée à l'origine ainsi que la pente de la stratégie parentale changent). En outre, il convient de souligner que les stress subis par le parent a pour effet indirect de réduire le bien-être de l'enfant (qui est sur une courbe d'indifférence inférieure).

Par conséquent, la fonction de bien-être peut s'écrire en fonction du comportement de l'enfant et du niveau d'éloge ainsi que du type de parent et du type d'enfant. Toutefois, les niveaux d'activité et d'éloge atteints ont été choisis par l'enfant à partir du menu de combinaisons qu'offre la stratégie parentale (c.-à-d., $a^*(Z, x)$ et $p^*(Z, x)$). Par conséquent, on peut

4. Soulignons que cela pourrait comprendre la possibilité d'une fonction paternaliste de bien-être social, $W(U^P, U_1^C, U_0^C, a)$.

5. Plus particulièrement, la mesure du bien-être de la famille du parent devrait dépendre de sa *perception* de l'utilité de l'enfant, \hat{U}_0^C, \hat{U}_1^C .

considérer que le parent choisit les dimensions d'une stratégie parentale, z_i (p. ex., seuil de comportement pour les éloges, degré de réponse à un meilleur comportement), en tâchant de résoudre $\max W(a^*(Z, x), p^*(Z, x) | y, x)$.

Les conditions d'ordre 1

$$\frac{\partial W}{\partial a} \frac{\partial a^*}{\partial z_i} + \frac{\partial W}{\partial p} \frac{\partial p^*}{\partial z_i} = 0 \quad \forall i$$

mettent en équilibre les effets de la modification d'une composante de la stratégie parentale sur l'amélioration du comportement et les effets sur le plan des éloges. Pour tout parent, la stratégie parentale optimale dépend du type de l'enfant, x , et du type du parent, y ; $Z^*(x, y)$. Par conséquent, il devrait être possible de déterminer le lien entre le niveau d'éloge et le comportement de l'enfant ainsi que les caractéristiques de l'enfant et du parent, $p=f(a, x, y)$. En outre, les conditions d'ordre 1 de l'enfant devraient permettre au comportement d'être relié au niveau d'éloge ainsi qu'aux caractéristiques du parent et de l'enfant, $a(p, x, y)$.

2.1 Un exemple

L'enfant tente de maximiser son utilité,

$$U^c(a, p) = \alpha \ln(p) - \beta \ln(a),$$

conditionnellement à la stratégie parentale, $p = -\bar{c} + sa$, où a est une mesure du « bon comportement » et p est un renforcement positif ou des éloges ($p < 1$ est une punition ou des critiques). À noter que nous supposons qu'il est difficile pour l'enfant (c.-à-d., cela réduit son utilité) d'atteindre un niveau de bon comportement supérieur à $a=1$.

Les conditions d'ordre 1 impliquent que

$$a = \frac{\beta}{\alpha s} p.$$

La substitution dans la stratégie parentale donne les niveaux d'équilibre du comportement de l'enfant et des éloges qui lui sont faits selon le type de l'enfant (donné par α et β) et le choix des paramètres de la stratégie parentale (c.-à-d., \bar{c} , s),

$$a^* = \frac{\beta \bar{c}}{(\beta - \alpha)s}$$

$$p^* = \frac{\alpha \bar{c}}{(\beta - \alpha)}.$$

Le ou les parents décident d'une stratégie parentale en choisissant le niveau maximal de critique, \bar{c} , et l'éloge marginal en réponse à une augmentation de la « bonne activité », (c.-à-d., la

coordonnée à l'origine et la pente)⁶ de manière à maximiser $W(\bar{c}, s, \alpha, \beta) = U^P + \theta U^C$ où $U^P = \gamma a - \delta(p - \pi)$ (c.-à-d., un certain effort est requis pour des éloges au-delà d'un certain niveau, π). Ici, l'utilité future de l'enfant est intégrée à la fonction d'utilité du parent, U^P .

Les conditions d'ordre 1 donnent

$$\bar{c}^* = \frac{\theta(\beta - \alpha)}{\delta}$$

$$s^* = \frac{\gamma}{\delta}.$$

Il en résulte des expressions en forme réduite pour le comportement et les éloges qui dépendent des préférences du parent et de l'enfant ainsi que de la préoccupation du parent pour le bien-être immédiat de l'enfant,

$$a^{**} = \frac{\theta\beta}{\gamma}$$

et

$$p^{**} = \frac{\alpha\theta}{\delta}.$$

Pour établir des équations simultanées, nous normalisons les préférences de l'enfant de sorte que $\beta - \alpha = 1$, nous laissons le type de l'enfant influencer sur la valeur d'alpha, $\alpha(x)$ et nous laissons le type du parent influencer sur le poids relatif appliqué aux désirs actuels de l'enfant par rapport au bien-être actuel du parent (ou au bien-être futur de l'enfant), $\theta(y)$. Par conséquent, le choix de niveau de comportement de l'enfant est décrit sous la forme d'une fonction de son « type » (incluant les facteurs externes qui influent sur l'enfant) et le niveau d'éloge,

$$a^* = \frac{(1 + \alpha(x))\delta}{\alpha(x)\gamma} p,$$

tandis que le niveau d'éloge dépend du « type » du parent (incluant les facteurs externes qui influent sur le parent) et du niveau de bon comportement,

$$p^* = \frac{-\theta(y)}{\delta} + \frac{\gamma}{\delta} a.$$

Nous examinons dans la section qui suit la possibilité qu'un tel système d'équations permette d'estimer le mieux les interactions entre parent et enfant.

6. Nous soulignons que cela équivaut à choisir un seuil d'activité pour les éloges par rapport aux critiques, \bar{c} / s , et l'éloge marginal en réponse à une augmentation de la bonne activité, s .

3 *Fondement empirique*

3.1 *Les données*

Les données utilisées aux fins de notre étude empirique des interactions entre parent et enfant sont tirées du premier cycle de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) menée en 1994 auprès d'un échantillon national représentatif d'enfants canadiens de 0 à 11 ans⁷. Les enfants inclus dans l'ensemble de données proviennent d'un sous-ensemble de ménages qui ont participé récemment à l'Enquête sur la population active. Par conséquent, les enfants qui vivent dans les Territoires du Nord-Ouest, dans les réserves indiennes ou en établissement ne sont pas inclus dans l'échantillon. Les renseignements sur l'enfant utilisés dans la présente étude ont été fournis par la « personne la mieux renseignée sur l'enfant » (PMR) — dans notre échantillon, il s'agit de la mère dans 90,3 % des cas. Les renseignements ont été recueillis durant des interviews sur place, habituellement d'une durée d'environ deux heures s'il s'agissait d'un enfant et d'une durée plus longue si plusieurs enfants dans la même famille étaient inclus dans l'échantillon.

Pour justifier la partie principale de notre analyse empirique, nous présentons d'abord des données sur les *différences* entre les comportements parentaux déclarés pour un sous-ensemble d'enfants de familles biparentales, ayant un *frère ou une sœur* qui est également inclus dans l'ensemble de données, où les deux enfants ont entre 4 et 11 ans (3 565 observations). Ainsi, le même parent, généralement la mère, a répondu aux questions sur *les deux* enfants. Nous voulons savoir si la mère déclare qu'elle élève les deux enfants de la même façon ou si elle déclare utiliser des pratiques parentales différentes. Dans l'ELNEJ, les parents attribuent quatre cotes aux méthodes d'éducation adoptées par eux : 1) interactions positives, 2) style hostile/inefficace, 3) cohérence et 4) style punitif/aversif. (On trouvera des détails sur ces cotes à l'annexe 1). Au tableau 1, nous montrons le pourcentage d'enfants auxquels les parents attribuent exactement la même cote. Ce taux va de 14,1 % dans le cas du style parental « hostile-inefficace » (une échelle à 25 points) à 29,4 % avec des cotes identiques pour le style parental « punitif-aversif » (une échelle à 16 points). La corrélation des cotes attribuées au style parental dans le cas de frères et sœurs va de 0,552 pour le style « hostile-inefficace » à 0,676 pour « punitif-aversif ». Ces données tout à fait officieuses laissent néanmoins supposer que les comportements parentaux observés ne sont pas identiques dans le cas de tous les enfants de la famille. Ce résultat est conforme à notre hypothèse selon laquelle les paires de comportements parentaux et de résultats de l'enfant observées dépendent *à la fois* du parent et de l'enfant, c'est-à-dire que le style parental constitue, du moins en partie, une réaction au comportement de l'enfant.

La partie principale de notre analyse empirique porte sur les enfants de 6 à 11 ans, qu'un frère ou une sœur de l'enfant soit compris ou non dans l'échantillon (c.-à-d., nous cessons maintenant notre analyse de paires de frères et sœurs). Nous préférons faire porter notre analyse plus particulièrement sur les enfants dans ce groupe d'âge pour deux raisons : 1) bien que toute personne qui a eu affaire à un enfant de deux ans sait qu'il peut « avoir ses idées », le type de prise de décision exposé ci-dessus semble mieux correspondre aux enfants plus âgés; 2) les

7. Même si les données de 1996 et 1998 sont maintenant disponibles, toutes les variables requises aux fins de cette analyse n'étaient pas comprises dans l'enquête durant les dernières années d'enquête. Aux fins de la présente étude, nous utilisons les fichiers maîtres pour 1994.

données du premier cycle de l'ELNEJ que nous utilisons ici n'étaient pas disponibles sur des enfants de plus de 11 ans (et certaines des variables que nous utilisons ne sont pas disponibles dans les cycles subséquents de l'ELNEJ qui portent sur des enfants plus âgés). Nous avons exclu les enfants qui ne vivent pas dans des familles biparentales, puisqu'il semble probable que l'état matrimonial d'une personne a toujours un effet sur son style parental. Ces exclusions, de même que l'exclusion des observations comprenant une non-réponse à l'une quelconque des questions utilisées dans notre analyse, nous donnent un échantillon estimatif final de 8 481 enfants de 6 à 11 ans. Les moyennes ou fréquences de base sont indiquées au tableau 2.

3.2 *Spécifications empiriques*

Le principal message du cadre théorique exposé ci-dessus est que toute combinaison observée de comportements du parent et de l'enfant est le résultat d'un processus *interactif*. C'est-à-dire que la causalité n'est pas unidirectionnelle, allant du « style parental » au comportement de l'enfant, mais que le « style parental » peut également être une réaction ou *réponse* au comportement de l'enfant. Par conséquent, une stratégie empirique appropriée comprend l'estimation d'un système simultané d'équations de comportement du parent et de l'enfant.

Même si, comme nous l'avons signalé ci-dessus, l'ELNEJ contient des renseignements sur toute une gamme de comportements parentaux, pour illustrer ce point, nous avons décidé d'examiner ce qu'on appelle l'indice de style parental « punitif/aversif ». Cet indice comprend les quatre questions suivantes : 1) « lorsque votre enfant ne respecte pas les règles établies ou fait des choses qu'il/elle ne doit pas faire, à quelle fréquence discutez-vous calmement avec lui/elle du problème ? » 2) « lorsque votre enfant ne respecte pas les règles établies ou fait des choses qu'il/elle ne doit pas faire, à quelle fréquence élevez-vous la voix, le/la grondez-vous ou lui criez-vous après ? » 3) « lorsque votre enfant ne respecte pas les règles établies ou fait des choses qu'il (elle) ne doit pas faire, à quelle fréquence lui infligez-vous des punitions corporelles ? » 4) « lorsque votre enfant ne respecte pas les règles établies ou fait des choses qu'il/elle ne doit pas faire, à quelle fréquence lui expliquez-vous d'autres façons de se comporter qui sont acceptables ? » Les réponses possibles à chacune des questions sur le style parental étaient : toujours = 1; souvent = 2; parfois = 3; rarement = 4; jamais = 5. On a inversé les valeurs pour les deux dernières questions avant de les additionner pour produire une cote dont la valeur déclarée varie de 4 à 19. La cote moyenne attribuée au style parental punitif/aversif pour les PMR dans notre échantillon était 8,80 (voir le tableau 2).

Nous avons choisi l'indice de style parental « punitif/aversif » parce qu'il semble correspondre le plus au modèle théorique exposé ci-dessus. Par exemple, on pourrait considérer que la pente des stratégies parentales des parents qui déclarent qu'ils crient plus souvent est plus raide. Dans le cas de plusieurs des autres mesures, le problème tient à ce qu'elles contiennent de nombreuses questions sur le style parental comportant un important élément de durée (p. ex., « combien de fois durant la journée riez-vous avec votre enfant » dépend de « combien de temps passez-vous avec votre enfant » — voir l'annexe 1). Pour saisir la notion de stratégie parentale, il était plus important à notre avis d'examiner le pourcentage de temps passé avec l'enfant. Enfin, notre choix de l'indice de style parental tient aussi à ce que l'indice de style parental punitif/aversif montre la plus forte correspondance entre frères et sœurs de toutes les mesures disponibles dans l'ELNEJ (voir le tableau 1). Par conséquent, nous pourrions nous attendre tout au plus à une *plus faible* endogénéité dans le cas de cette mesure que des autres mesures du style parental (c.-à-d.,

notre choix devrait aboutir tout au plus à un biais *contre* la constatation que le comportement du parent est endogène au comportement de l'enfant).

Notre mesure du comportement de l'enfant est un indice de « trouble des conduites/agressivité physique ». On a demandé à la PMR « à quelle fréquence diriez-vous que votre enfant » : 1) se bagarre souvent; 2) lorsqu'un autre enfant lui fait du mal accidentellement (p. ex., en le ou la bousculant), il/elle suppose que cet enfant l'a fait exprès, se fâche et commence une bagarre; 3) attaque physiquement les autres; 4) menace les autres; 5) est cruel/cruelle envers les autres, les brutalise et fait preuve de méchanceté; et 6) frappe, mord, donne des coups de pied à d'autres enfants. Les choix de réponse étaient les suivants : « jamais ou pas vrai » = 0; « quelques fois ou un peu vrai » = 1; « souvent ou très vrai » = 2. Les valeurs ont été additionnées pour obtenir une cote totale dont la valeur pouvait se situer dans une fourchette allant de 0 à 12. La moyenne pour notre échantillon était 1,21 (voir le tableau 2).

Bien que la conduite de l'enfant ne semble pas être un résultat aussi « typiquement économique » que, par exemple, l'état de santé global, nous voulions choisir un résultat qui pourrait être celui des propres choix de l'enfant ainsi qu'un important prédicteur du rendement éventuel de l'enfant. Du point de vue pragmatique, le choix des troubles des conduites facilite les calculs économétriques, puisque ce résultat est mesuré sur une échelle allant de 4 à 14 plutôt que sur une échelle allant de 1 à 5 (comme dans le cas du succès scolaire, qui autrement aurait été une question idéale aux fins de notre analyse).

La première étape de notre analyse empirique consistait à estimer des régressions simples par la méthode des moindres carrés ordinaires pour le comportement parental et le comportement de l'enfant. Les variables explicatives suivantes sont incluses dans les deux modèles : 1) une variable nominale égale à 1 si la famille à faible revenu, lorsque'un faible revenu est défini comme un revenu familial inférieur à 50 % de la médiane du revenu équivalent du pays, selon l'échelle d'équivalence de l'OCDE — 17,6 % des enfants — voir le tableau 2); 2) le nombre d'enfants dans le ménage (moyenne = 2,5); 3) l'âge de l'enfant (moyenne = 8,5 ans); 4) une variable nominale=1 si l'enfant est de sexe féminin (48,4 %); 5) une variable nominale=1 si la PMR n'a pas terminé ses études secondaires (15,5 %); 6) une variable nominale=1 si la PMR a plus de 35 ans (66,7 %); 7) une variable nominale=1 si la PMR est une mère « à la maison » (28,9 %); 8) nombre d'heures par semaine *non* consacrées à un emploi rémunéré par la PMR (moyenne = 88,8 heures). Selon des études précédentes fondées sur des données tirées de l'ELNEJ (voir, par exemple, Dooley et coll., 1998; Curtis et Phipps, 2000; Curtis et coll., à paraître), il s'agit d'un ensemble raisonnable de variables de contrôle de base pour les deux équations.

En outre, dans l'équation de conduite de l'enfant, nous incluons une variable nominale=1 si le mode de garde de l'enfant a changé (il s'agit probablement de garde « après l'école » puisque tous les enfants dans notre échantillon sont d'âge scolaire) au cours de l'année écoulée parce que le fournisseur ou le service de garde n'était plus disponible (1,7 %). Nous supposons qu'il s'agit d'un événement exogène susceptible d'influer sur le comportement de l'enfant mais peu susceptible d'influer sur le style parental. Enfin, nous incluons une variable nominale=1 si la PMR indique que l'enfant n'a pas d'amis intimes (1,8 %). À nouveau, ce facteur peut fort bien influer sur la mesure dans laquelle l'enfant « passe à l'acte » mais il est peu susceptible d'influer sur le style parental.

Dans l'équation de style parental, outre les variables de contrôle de base précédemment mentionnées, nous incluons, d'abord, une variable nominale indiquant que la PMR fréquente l'école au lieu de travailler sur le marché du travail rémunéré (nous avons déjà tenu compte dans l'une et l'autre équation de l'effet de « l'absence de la maison » de la PMR. Dans le cas de 8,6 % des enfants dans notre échantillon, la PMR fréquente l'école. Lorsqu'on tient compte de l'effet du revenu de la famille, du point de vue de l'enfant, le fait que la PMR soit au bureau⁸ ou en salle de classe ne devrait pas avoir d'importance. Toutefois, cela pourrait fort bien avoir un effet sur le style parental puisqu'il y aurait alors différentes pressions/attentes (et/ou cela pourrait être un indicateur de motivation parentale).

Enfin, nous incluons une variable indiquant la proportion de personnes âgées de 15 ans et plus dans le quartier qui n'ont pas terminé leurs études secondaires (la moyenne est 34,5 %). Si de faibles niveaux d'études des parents sont associés à un comportement parental « plus médiocre », alors il est possible que les normes du groupe de référence puissent avoir un effet négatif sur le style parental; cependant, l'effet direct sur le comportement de l'enfant n'est pas évident.

3.3 Résultats empiriques⁹

Les régressions de base par la méthode des MCO sans les variables potentiellement endogènes sont présentées à la colonne 1 des tableaux 3 et 4, pour la conduite de l'enfant et le style parental, respectivement. Notons que l'une et l'autre équation est améliorée lorsque nous ajoutons le « style parental » à l'équation de conduite de l'enfant et la « conduite de l'enfant » comme un prédicteur du style parental. Le R au carré corrigé pour le modèle de conduite de l'enfant passe de 0,036 à 0,095; le R au carré corrigé dans l'équation de style parental passe de 0,013 à 0,071. Nous observons une association statistiquement significative entre notre indice de style parental « punitif/aversif » et la conduite de l'enfant (valeur p inférieure à 0,0001). Une augmentation d'un point de l'indice de style parental est associée à une augmentation de 0,203 de la cote de conduite de l'enfant, soit dix fois l'écart-type pour la cote de conduite de l'enfant figurant au tableau 2. De même, la conduite de l'enfant est un prédicteur fortement significatif des cotes de style parental (valeur p inférieure à 0,0001). Une augmentation d'un point de l'indice de conduite de l'enfant est associée à une augmentation de 0,291 point du style parental punitif/aversif, soit de nouveau dix fois l'écart-type pour les cotes de style parental présentées au tableau 2.

3.3.1 Tests de spécification

Bien entendu, notre analyse vise à démontrer surtout qu'il n'est pas approprié d'estimer la conduite de l'enfant en appliquant un modèle MCO dans lequel le style parental est considéré comme une variable explicative exogène (ou d'estimer le style parental en appliquant un modèle MCO dans lequel la conduite de l'enfant est une variable exogène). Ainsi, l'étape suivante de notre analyse empirique consiste à estimer les deux équations au moyen de la méthode des doubles moindres carrés. Pour ce faire, nous avons besoin de « bons instruments ». Un bon

8. Les fichiers maîtres de 1994 de l'ELNEJ fournissent certains renseignements sommaires sur le quartier dans lequel la famille habite.

9. Comme nous l'avons mentionné plus haut, certains répondants à l'ELNEJ sont frère et sœur et, par conséquent, ces observations ne sont pas indépendantes. En outre, nous avons estimé tous les modèles dont les résultats sont présentés ici en sélectionnant seulement un enfant dans chaque famille. Les résultats significatifs demeurent les mêmes.

instrument doit être corrélé à la variable potentiellement endogène (p. ex., le style parental dans l'équation de conduite de l'enfant), mais non au terme d'erreur (p. ex., dans l'équation de conduite de l'enfant). Comme nous l'avons mentionné précédemment, les principaux instruments que nous envisageons d'utiliser pour la conduite de l'enfant sont « le mode de garde a changé parce que le fournisseur ou le service de garde n'est plus disponible » et « l'enfant n'a pas d'amis ». Pour le style parental, nos instruments candidats sont « la PMR fréquente l'école » et « pourcentage de la population dans le quartier n'ayant pas terminé ses études secondaires ».

Le tableau 5 présente certaines statistiques sommaires tirées de l'estimation de forme réduite de la conduite de l'enfant et du style parental sur : 1) toutes les variables exogènes communes; 2) toutes les variables exogènes communes + les instruments candidats pour cette variable; 3) seuls les instruments candidats. Examinons d'abord les instruments candidats pour la conduite de l'enfant. Le fait d'ajouter les variables nominales « mode de garde a changé » et « pas d'amis » améliore peu l'ajustement pour le modèle de conduite de l'enfant de forme réduite (le R au carré corrigé passe de 0,031 à 0,036), mais un test F de l'hypothèse conjointe selon laquelle les coefficients des deux instruments = 0 est clairement rejeté (valeur F = 25,78; valeur p = 0,0001). Il s'agit de la principale exigence aux fins d'identification.

Les instruments candidats pour l'équation de style parental sont « parent fréquente l'école » et « proportion de la population dans le quartier n'ayant pas terminé ses études secondaires ». Le R au carré corrigé dans l'estimation de forme réduite passe de 0,0008 à 0,013 lorsque les instruments sont ajoutés; la statistique F pour le test combiné visant à démontrer que les deux instruments ensemble n'ajoutent rien à l'équation est 23,26, de sorte que l'hypothèse doit être rejetée (valeur p inférieure à 0,0001).

Le tableau 6 montre les résultats des tests des restrictions de l'identification excessive. Pour la conduite de l'enfant et le style parental, nous avons régressé l'erreur prévue par le modèle structurel estimé au moyen de la méthode des doubles moindres carrés sur toutes les variables exogènes dans le système. Si l'hypothèse nulle voulant qu'il n'y ait aucune corrélation entre les instruments et l'erreur dans le modèle structurel est vraie, le R au carré obtenu par la régression auxiliaire ci-dessus, multiplié par le nombre d'observations, est distribué approximativement selon la loi du chi carré, le nombre de degrés de liberté étant égal au nombre d'instruments moins le nombre de variables endogènes (c.-à-d., le nombre de degrés de liberté est égal à 1 pour les deux équations). Comme le R au carré dans les deux régressions auxiliaires est si proche de zéro, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle d'absence de corrélation entre l'erreur et les instruments, malgré la très grande taille de notre échantillon (8 481 observations).

Par conséquent, nous concluons que nos instruments sont « bons » dans la mesure où ils *sont* corrélés à la variable explicative potentiellement endogène et *ne sont pas* corrélés à l'erreur dans le modèle structurel.

Enfin, nous devons procéder à un test d'exogénéité, étant donné les instruments que nous avons choisis. Nous utilisons une version du test d'Hausman¹⁰ au moyen duquel nous obtenons des estimations de forme réduite de nos deux variables potentiellement endogènes (c.-à-d., nous régressons, par exemple, la conduite de l'enfant sur toutes les variables exogènes de base +

10. Voir, par exemple, Pindyck et Rubinfeld, 1998.

« changé de mode de garde » et « pas d'amis ». Nous ajoutons ensuite la valeur prédite de la variable potentiellement endogène (c.-à-d., la conduite de l'enfant prévue à partir de l'estimation de forme réduite) au modèle structurel pour l'autre variable. Le test d'exogénéité est donc un test simple d'hypothèse selon laquelle le coefficient estimé de la valeur prédite de la variable potentiellement endogène = 0. Tel qu'il est indiqué au tableau 7, nous devons rejeter l'hypothèse d'exogénéité pour l'un et l'autre modèle.

Il s'agit là de la principale conclusion de notre étude. Le comportement parental n'est *pas* exogène au comportement de l'enfant (et le comportement de l'enfant n'est pas exogène au comportement parental).

3.3.2 Résultats finals

Les deuxième et troisième colonnes des tableaux 3 et 4 présentent des estimations structurelles obtenues au moyen de la méthode des doubles moindres carrés (c.-à-d., en utilisant les instruments mentionnés ci-dessus, mais sans égard à une corrélation possible des erreurs dans les deux équations) et au moyen de la méthode des triples moindres carrés (en reconnaissant les corrélations des erreurs entre équations). Il y a peu de différence entre les estimations selon la méthode des doubles moindres carrés et celles selon la méthode des triples moindres carrés.

Toutefois, nous observons certaines différences très importantes entre les résultats obtenus lorsque nous reconnaissons de la manière appropriée l'endogénéité du comportement parental au comportement de l'enfant (et vice versa) comparativement aux résultats que nous obtenons en utilisant des méthodes MCO simples. Examinons, tout d'abord, l'équation de conduite de l'enfant. En ce qui concerne les variables de contrôle de base, nous constatons relativement peu de différences qualitatives. Le « passage à l'acte » augmente lorsque la famille est à faible revenu, augmente lorsqu'il y a plus de frères et sœurs, est moins probable chez les filles que chez les garçons, est moins probable si la PMR a plus de 35 ans, est peu probable si le mode de garde de l'enfant a changé parce que le fournisseur ou le service de garde n'est plus disponible et est plus probable si on déclare que l'enfant n'a pas d'amis intimes¹¹.

La taille estimée de l'association entre le comportement parental et la conduite de l'enfant est, toutefois, beaucoup plus grande dans les modèles des doubles et triples moindres carrés (plus du double) que dans le modèle MCO. Par exemple, une augmentation d'un point de l'indice de style parental punitif/aversif augmente de 0,202 la cote de la conduite de l'enfant dans le modèle MCO; une augmentation d'un point du style parental punitif/aversif augmente de 0,541 point la cote de conduite de l'enfant dans les modèles des doubles et triples moindres carrés estimés de façon plus appropriée. Le niveau de signification est très élevé dans tous les modèles (p inférieur à 0,0001).

Dans l'estimation selon la méthode des MCO du style parental punitif/aversif, la présence d'un plus grand nombre d'enfants dans la famille et la présence d'un plus grand nombre de personnes dans le quartier sans diplôme d'études secondaires sont toutes deux associées à un comportement

11. En général, on observe des associations négatives entre l'état de faible revenu de la famille et les résultats des enfants (voir Curtis et Phipps, 2000). Toutefois, dans d'autres études (voir Curtis, Dooley et Phipps, 1999) nous avons constaté que l'état de faible revenu de la famille a une incidence plus faible sur la conduite de l'enfant que sur la plupart des autres résultats des enfants étudiés.

parental « pire » (c.-à-d., une cote punitif/aversif plus élevée)¹². Le comportement parental est « meilleur » (c.-à-d., la cote punitif/aversif est inférieure) lorsque l'enfant est plus âgé, si l'enfant est de sexe féminin ou si la PMR fréquente l'école (plutôt que de travailler contre rémunération)¹³. Dans les estimations selon les méthodes des doubles et triples moindres carrés, toutefois, presque aucune de ces associations ne demeure statistiquement significative (seuls la consommation d'alcool qui est une source tension et le fait que la PMR fréquente l'école demeurent statistiquement significatifs). La taille estimée de l'association triple, environ (p. ex., elle passe de 0,291 dans les estimations MCO à 0,719 dans les estimations selon la méthode des triples moindres carrés).

Le message que véhiculent ces résultats est que divers facteurs socio-économiques (p. ex., la taille de la famille, l'âge et le sexe de l'enfant, l'âge de la mère) ont un effet sur le comportement de l'enfant, mais ces facteurs socio-économiques semblent avoir un effet plus indirect sur le comportement parental dans la mesure où ils amènent l'enfant à changer de comportement, ce qui provoque une réaction chez le parent.

4 Conclusions

Dans le présent document, nous tâchons d'aller au-delà des modèles « boîte noire » reliant le comportement de la famille et les réalisations des enfants qui dominent actuellement les ouvrages économiques en modélisant des « stratégies parentales ». Dans la première section importante du document, nous présentons un modèle simple d'interactions entre le parent et l'enfant dans lesquelles le parent *et* l'enfant jouent un rôle. Nous supposons une importante différence entre le parent et l'enfant qui tient à ce que l'enfant a un taux d'actualisation beaucoup plus élevé.

L'un des importants résultats qui découlent du modèle théorique présenté est que le comportement parental ne doit pas être considéré comme un déterminant exogène du comportement de l'enfant, comme cela a été le cas dans bon nombre des études empiriques portant sur le lien entre le comportement parental et les résultats des enfants. Plutôt, il faut modéliser les résultats des enfants et le comportement parental comme étant déterminés simultanément. Par exemple, le parent fait plus d'éloges à l'enfant si celui-ci se conduit bien; recevoir plus d'éloges peut encourager l'enfant à bien se conduire.

À la deuxième grande section du document, nous examinons empiriquement l'idée selon laquelle le comportement du parent et celui de l'enfant sont déterminés simultanément, à partir des données de l'Enquête nationale longitudinale sur les enfants et les jeunes menée par Statistique Canada en 1994. Nous trouvons des preuves manifestes de simultanéité. Il faut donc formuler les politiques avec beaucoup de soin. Il ne faut pas interpréter le « mauvais style parental » comme étant la « cause » de résultats médiocres chez les enfants dans un sens unidirectionnel simple.

12. Signalons que cela suppose qu'il est toujours préférable de discuter calmement que de crier, par exemple, bien qu'il soit possible d'imaginer des scénarios dans lesquels il pourrait être préférable pour un parent de « se défouler » puis de laisser tomber que de poursuivre une « discussion rationnelle » prolongée.

13. Des recherches en cours donnent à penser que, même si le niveau de revenu n'a pas d'effet sur la stratégie parentale fondamentale adoptée par le parent, le stress économique a un effet sur la *cohérence* du comportement parental par rapport à une stratégie donnée.

Les cours d'éducation parentale profiteraient sans doute à la fois aux parents et aux enfants, mais il est peu probable qu'ils soient une panacée. Selon nos résultats, des facteurs socio-économiques sous-jacents ainsi que le style parental sont des déterminants très importants du comportement de l'enfant; les stress dans la vie du parent ont un effet sur le comportement parental observé, mais ce dernier est également une réaction au comportement de l'enfant.

Figure 1. Réaction possible de l'enfant au stress

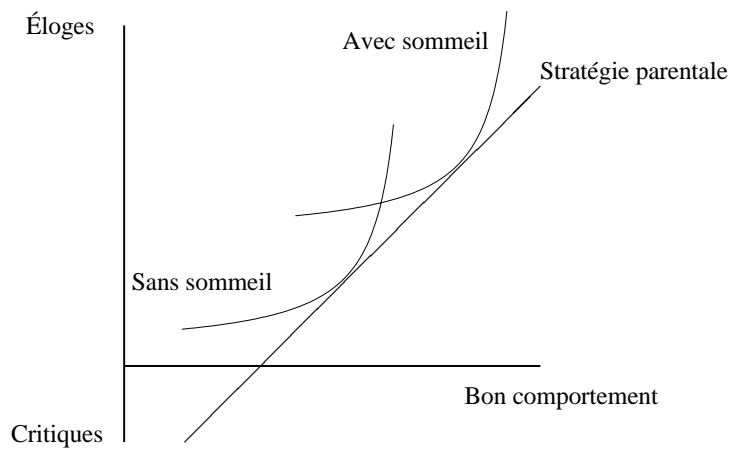


Figure 2. Réaction possible du parent au stress

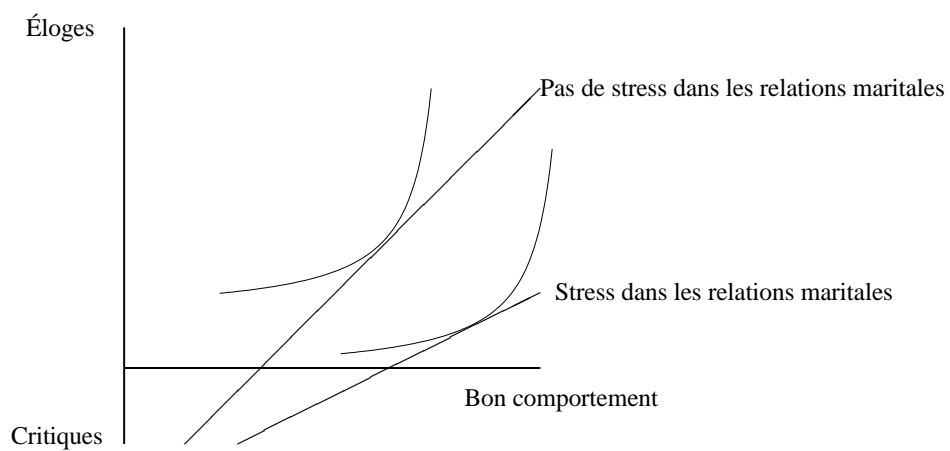


Tableau 1
Modèles parentaux au sein des familles–
Enfants avec frère ou sœur de 4 à 11 ans seulement :
la PMR est le parent biologique des deux enfants

	% d'enfants dont le frère ou la sœur a la même cote parentale	% d'enfants dont le frère ou la sœur a une cote d'un point au-dessus ou au-dessous de la cote parentale	Corrélation de la cote parentale pour l'enfant et la cote parentale pour le frère ou la sœur	Cote moyenne pour la PMR (enfant choisi)	Valeurs minimale, maximale pour l'indice (possibles)
Cote d'interactions positives	18,7 %	50,9 %	0,637	12,48	0,20
Cote de style parental hostile/inefficace	14,1 %	43,0 %	0,552	9,05	0,25
Cote de cohérence	19,1 %	51,4 %	0,672	14,90	0,20
Cote de style parental punitif/aversif	29,4 %	68,8 %	0,676	8,91	4,19

Tableau 2
Moyenne des variables
Enfants de 6 à 11 ans

	Moyenne	Erreur-type
Cote de style parental punitif (aversif)	8,80	0,022
Trouble des conduites – Cote d’agression physique	1,21	0,019
Variable nominale=1 si famille a faible revenu ¹	17,6 %	0,41 %
Nombre d’enfants dans le ménage	2,51	0,011
Âge de l’enfant	8,52	0,018
Variable nominale=1 si l’enfant est de sexe féminin	48,4 %	0,54 %
Variable nominale=1 si la PMR n’a pas terminé ses études secondaires	15,5 %	0,39 %
Variable nominale=1 si la PMR >= 35 ans	66,7 %	0,51 %
Variable nominale=1 si la PMR actuellement ne travaille pas ou ne fréquente pas l’école	28,9 %	0,49 %
Nombre d’heures parentales disponibles – PMR	88,85	0,196
Variable = 1 si le mode de garde a changé parce que le fournisseur/le service de garde n’est plus disponible	1,7 %	0,14 %
Variable nominale=1 si la PMR indique que l’enfant n’a pas d’amis intimes	1,8 %	0,14 %
Pourcentage de la population dans le quartier n’ayant pas terminé ses études secondaires	34,5 %	0,15 %
Variable nominale=1 si la PMR fréquente l’école	8,6 %	0,30 %
<p>1. Un ménage est à faible revenu si le revenu équivalent total du ménage avant impôt est inférieur à 50 % de la médiane du revenu équivalent pour l’ensemble des ménages lorsque l’échelle d’équivalence utilisée est celle recommandée par l’OCDE.</p>		

Tableau 3
Trouble des conduites – Cote d’agression physique
Enfants de 6 à 11 ans

	Moindres carrés ordinaires – pas de style parental	Moindres carrés ordinaires – spécification complète	Doubles moindres carrés	Triples moindres carrés
Coordonnée à l’origine	1,638* (0,145)	-0,208 (0,162)	-3,287* (1,168)	-3,287* (1,168)
Variable nominale=1 si famille à faible revenu ¹	0,119** (0,053)	0,114** (0,052)	0,107*** (0,056)	0,107*** (0,056)
Nombre d’enfants dans le ménage	0,107* (0,019)	0,088* (0,019)	0,055** (0,024)	0,055** (0,024)
Âge de l’enfant	-0,034* (0,011)	-0,027** (0,011)	-0,015 (0,012)	-0,015 (0,012)
Variable nominale=1 si l’enfant est de sexe féminin	-0,494* (0,037)	-0,443* (0,036)	-0,358* (0,050)	-0,358* (0,050)
Variable nominale=1 si la PMR n’a pas terminé ses études secondaires	0,147* (0,053)	0,133* (0,051)	0,109*** (0,056)	0,109*** (0,056)
Variable nominale=1 si la PMR >= 35 ans	0,169* (0,040)	-0,144* (0,039)	-0,101** (0,045)	-0,101** (0,045)
Variable nominale=1 si la PMR actuellement ne travaille pas ou ne fréquente pas l’école	0,001 (0,050)	0,006 (0,049)	0,014 (0,053)	0,014 (0,053)
Nombre d’heures parentales disponibles – PMR	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,00099 (0,0013)	-0,00099 (0,0013)
Variable=1 si le mode de garde a changé parce que le fournisseur/le service de garde n’est plus disponible	0,651* (0,143)	0,559* (0,139)	0,405** (0,161)	0,403* (0,129)
Variable nominale=1 si la PMR indique que l’enfant n’a pas d’amis intimes	0,760* (0,138)	0,650* (0,134)	0,467* (0,161)	0,469* (0,140)
Cote de style parental punitif (aversif)	--	0,203* (0,009)	0,541* (0,127)	0,541* (0,127)
R au carré corrigé	0,036	0,095	0,035	-
Valeur F	33,08	80,48	28,84	-
<p>1. Un ménage est à faible revenu si le revenu équivalent total du ménage avant impôt est inférieur à 50 % de la médiane du revenu équivalent pour l’ensemble du pays lorsque l’échelle d’équivalence utilisée est celle recommandée par l’OCDE.</p> <p>* statistiquement significatif au niveau de confiance de 99 %</p> <p>** statistiquement significatif au niveau de confiance de 95 %</p> <p>*** statistiquement significatif au niveau de confiance de 90 %</p>				

Tableau 4
Cote de style parental punitif/aversif
Enfants de 6 à 11 ans

	Moindres carrés ordinaires – pas de conduite de l'enfant	Moindres carrés ordinaires – spécification complète	Doubles moindres carrés	Triples moindres carrés
Coordonnée à l'origine	8,794* (0,184)	8,341* (0,180)	7,677* (0,327)	7,700* (0,325)
Variable nominale=1 si famille à faible revenu ¹	-0,026 (0,064)	-0,055 (0,063)	-0,097 (0,069)	-0,092 (0,068)
Nombre d'enfants dans le ménage	0,099 (0,023)	0,068* (0,022)	0,022 (0,030)	0,022 (0,030)
Âge de l'enfant	-0,039* (0,013)	-0,028** (0,013)	-0,011 (0,015)	-0,011 (0,015)
Variable nominale=1 si l'enfant est de sexe féminin	-0,259* (0,044)	-0,114* (0,043)	0,099 (0,096)	0,099 (0,096)
Variable nominale=1 si la PMR n'a pas terminé ses études secondaires	0,013 (0,064)	-0,023 (0,062)	-0,075 (0,069)	-0,071 (0,069)
Variable nominale=1 si la PMR >= 35 ans	-0,081*** (0,049)	-0,038 (0,048)	0,026 (0,057)	0,022 (0,057)
Variable nominale=1 si la PMR actuellement ne travaille pas ou ne fréquente pas l'école	-0,114*** (0,062)	-0,098 (0,060)	-0,074 (0,065)	-0,080 (0,065)
Nombre d'heures parentales disponibles – PMR	0,0006 (0,002)	0,0008 (0,0015)	0,001 (0,002)	0,001 (0,002)
Pourcentage de la population dans le quartier n'ayant pas terminé ses études secondaires	0,845* (0,175)	0,737* (0,170)	0,579* (0,191)	0,502* (0,159)
Variable nominale=1 si la PMR fréquente l'école	-0,398* (0,081)	-0,326* (0,079)	-0,220** (0,093)	-0,255* (0,080)
Trouble des conduites – Cote d'agression physique	--	0,291 * (0,013)	0,719* (0,172)	0,719* (0,171)
R au carré corrigé Valeur F	0,013 11,87	0,071 60,00	0,014 11,71	-
<p>1. Un ménage est à faible revenu si le revenu équivalent total du ménage avant impôt est inférieur à 50 % de la médiane du revenu équivalent pour l'ensemble du pays lorsque l'échelle d'équivalence utilisée est celle recommandée par l'OCDE.</p> <p>* statistiquement significatif au niveau de confiance de 99 % ** statistiquement significatif au niveau de confiance de 95 % *** statistiquement significatif au niveau de confiance de 90 %</p>				

Tableau 5 Solidité des instruments			
Conduite de l'enfant			
	MCO de forme réduite appliquée aux variables de contrôle de base	MCO de forme réduite appliquée aux variables de contrôle de base et aux instruments ¹	MCO appliquée aux seuls instruments
R au carré	0,032	0,038	0,006
R au carré corrigé	0,031	0,036	0,006
Valeur F (tout R=0)	34,70	33,08	26,23
Valeur F (R; - = 0)	S.O.	25,78	S.O.
Cote de style parental punitif/aversif			
	MCO de forme réduite appliquée aux variables de contrôle de base	MCO de forme réduite appliquée aux variables de contrôle de base et aux instruments ²	MCO appliquée aux seuls instruments
R au carré	0,008	0,014	0,006
R au carré corrigé	0,008	0,013	0,006
Valeur F (tout R=0)	8,98	11,87	24,94
Valeur F (0, = 0)	S.O.	23,26	S.O.
¹ I Vs = Mode de garde de l'enfant a changé parce que le fournisseur/le service de garde n'est plus disponible; l'enfant n'a pas d'amis			
² I Vs = PMR fréquente l'école; la consommation d'alcool cause de la tension dans la famille			

Tableau 6 Tests des restrictions de l'identification excessive		
	R ²	n*R ²
Conduite de l'enfant	0,0001	0,8481
Style parental punitif	0,00000007	0,0006

Tableau 7 Tests d'exogénéité d'Hausman		
	Valeur t pour H ₀ : R ² = 0	Valeur p
Style parental punitif prévu dans l'équation de conduite de l'enfant	2,89	0,0038
Équation de conduite de l'enfant prévue dans l'équation de style parental	2,68	0,0074

Bibliographie

- Becker, Gary S. 1991. *A Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press.
- Becker, Gary S. et Nigel Tomes. 1986. « Human Capital and the Rise and Fall of Families ». *Journal of Labor Economics*. 43 : S1–S39.
- Celentani, Marco, Drew Fudenberg, David Levine et Wolfgang Pesendorfer. 1996. « Maintaining a reputation against a long-lived opponent ». *Econometrica*. 64 : 3, 691–704.
- Chao, Ruth K. et J. Douglas Willms. 1998. « *Do Parenting Practices Make a Difference?* ». Document présenté à la conférence « Investir dans nos enfants : une conférence nationale sur la recherche ». Ottawa, octobre 1998.
- Curtis, Lori, Martin Dooley, Ellen Lipman et David Feeny (à paraître). « The Role of Permanent Income and Family Structure in the Determination of Child Health in the Ontario Child Health Study ». *Health Economics*.
- Curtis, Lori, Martin Dooley et Shelley Phipps. 1999. « Child Well-Being and Neighbourhood Quality: Evidence from the National Longitudinal Survey of Children and Youth ». Polycopier.
- Curtis, Lori, Martin Dooley et Shelley Phipps. 2000. « Does Mother or Father Know Best? An Assessment of Parent/Child Agreement dans l'ENLNEJ ». Polycopier.
- Curtis, Lori et Shelley Phipps. 2002. « *Impact des ressources économiques sur l'état de santé des enfants et leur succès scolaire : une analyse fondée sur l'ELNEJ*. » N° w-01-1-4E au catalogue. Direction générale de la recherche appliquée stratégique. Ottawa : Développement des ressources humaines Canada.
- Dooley, Martin D., Lori Curtis, Ellen L. Lipman et David H. Feeny. 1998. *Troubles psychiatriques, piètre réussite scolaire et problèmes sociaux chez l'enfant : rôles de la structure familiale et de la faiblesse du revenu*. N° 89-553-XIB au catalogue. Les marchés du travail, les institutions sociales et l'avenir des enfants au Canada. Miles Corak (réd.) Ottawa : Statistique Canada.
- Evans, Robert et Jonathan Thomas. 1997. « Reputation and Experimentation in Repeated Games with Long-run Players ». *Econometrica*. 65,5 : 1153–1173.
- Feinstein, Leon et James Symons. 1999. « Attainment in Secondary School ». *Oxford Economic Papers*. 51 : 300–321.
- Fudenberg, Drew et David Levine. 1989. « Reputation and Equilibrium Selection in Games with a Patient Player ». *Econometrica*. 57 : 759–778.
- Fudenberg, Drew et David Levine. 1992. « Maintaining a Reputation When Strategies are Imperfectly Observed ». *Review of Economic Studies*. 59 : 561–579.

Haveman, Robert et Barbara Wolfe. 1995. « The Determinants of Children's Attainments: A Review of Methods and Findings ». *Journal of Economic Literature*. 33, décembre : 1829–1878.

Hoghugh, M. 1998. « The Importance of Parenting in Child Health ». *British Medical Journal*. 316 : 1545–1550.

Hou, Feng. 2000. *It Takes Two to Interact: Parenting and Child Behaviours*. Division de la statistique de la santé. Ottawa : Statistique Canada. Polycopier.

Lamborn, Susie D., Nina S. Mounts, Laurence Steinberg et Sanford M. Dornbusch. 1991. « Patterns of Competence and Adjustment Among Adolescents from Authoritative, Authoritarian, Indulgent, and Neglectful Families ». *Child Development*. 62 : 1049–1065.

Leibowitz, Arleen. 1974. « Home Investments in Children ». *Journal of Political Economy*. 82(2), Partie II, Mars-Avril : S111–S131.

McLeod, Jane D. et Michael J. Shanahan. 1993. « Poverty, Parenting, and Children's Mental Health ». *American Sociological Review*. 58 : 351–366.

Phipps, Shelley. 1999. « Economics and the Well-being of Canadian Children ». The Innis Lecture. *The Canadian Journal of Economic*. 32, 5 : 1135–1163.

Pindyck, Robert S. et Daniel Rubinfeld. 1998. *Econometric Models and Economic Forecasts*. Quatrième édition, Boston : McGraw-Hill.

Ross, David, Paul Roberts et Katherine Scott. 1998. « How do Lone-parent Children Differ from All Children? ». Direction générale de la recherche appliquée : Politique stratégique. Développement des ressources humaines Canada. No-W-98-7ED au catalogue.

Schmidt, Klaus. 1993. « Reputation and Equilibrium Characterization in Repeated Games with Conflicting Interests. » *Econometrica*. 61, 2 : 325–351.

Steinberg, Laurence, Susie D. Lamborn, Sanford M. Dornbusch, et Nancy Darling. 1992. « Impact of Parenting Practices on Adolescent Achievement: Authoritative Parenting, School Involvement, and Encouragement to Succeed ». *Child Development*. 63 : 1266–1281.