

Décès et divorce : les conséquences à long terme de la perte parentale chez les adolescents

par Miles Corak

N° 135

**11F0019MPF N° 135
ISSN :1200-5231
ISBN : 0-660-96165-2**

Prix : 5 \$ l'unité; 25 \$, abonnement annuel

Études de la famille et du marché du travail
Statistique Canada, Ottawa K1A 0T6
N° de téléphone : (613) 951-9047
N° de télécopieur : (613) 951-5403
Courriel : coramil@statcan.ca

Juin 1999

Les versions précédentes de cet article ont été présentées aux rencontres de 1998 de la Canadian International Labour Network à Burlington, Ontario; la International Association for Research in Income and Wealth à Cambridge R.-U.; du Forum canadien de recherche sur la situation d'emploi à Ottawa; ainsi qu'à des séminaires de département à Statistique Canada et à l'Université d'Essex. Je tiens à remercier Thesia Garner, Jane Gentleman, Céline LeBourdais, John Myles, Gary Solon et Frances Woolley pour leurs commentaires. La responsabilité du contenu du présent article incombe exclusivement à l'auteur et ne doit en aucun cas être attribuée à Statistique Canada.

Le point de vue présenté ici est celui des auteurs et ne reflète pas nécessairement la position de Statistique Canada.

Also available in English

Table des matières

Introduction	1
1. Méthodes	2
2. Données et mesure.....	7
3. Résultats.....	11
a) Différence des différences	11
b) Différence des différences avec variables de contrôle	12
c) Différence des différences dans un plan d'expérience avant-après.....	14
4. Conclusion.....	15

Résumé

Deux quasi-expériences sont menées pour évaluer l'effet du divorce des parents sur les revenus et le comportement sur le marché du travail des adolescents devenus adultes, ainsi que sur leur recours aux programmes sociaux et leur comportement en matière de mariage et de fécondité. Elles mettent en jeu l'utilisation d'individus qui ont subi la perte d'un parent par décès et les modifications apportées en 1986 à la législation canadienne sur le divorce. On présuppose que la perte d'un parent par décès est exogène; le cheminement des enfants dont le passé est marqué par un tel deuil sert de repère pour évaluer le caractère endogène de la perte parentale occasionnée par un divorce. Les différences entre les sujets dont les parents sont divorcés et ceux provenant de familles intactes et endeuillées exagèrent de beaucoup l'incidence du divorce sur les résultats des enfants dans un large éventail de domaines. Lorsque l'on neutralise les caractéristiques du passé familial, en particulier le revenu et l'activité sur le marché du travail des parents au cours des années précédant le divorce, le divorce des parents semble influencer les décisions des enfants concernant le mariage et la fécondité, mais non leurs résultats sur le marché du travail. Les enfants dont les parents ont divorcé ont tendance à retarder leur mariage et, une fois mariés, leur union a une plus grande probabilité d'être instable, mais leurs gains et leur revenu ne diffèrent pas beaucoup des autres.

Mots clés : mobilité intergénérationnelle; divorce; enfants; schéma quasi expérimental

Introduction

La relation entre le passé familial et la capacité des enfants de devenir des adultes autonomes constitue un élément essentiel dans l'élaboration de politiques judicieuses dans des domaines variés, allant de la redistribution du revenu au droit de la famille. Étonnamment, nous en savons encore très peu sur la façon dont les processus intergénérationnels influent sur les réalisations à long terme des enfants. Brossant un tableau de la documentation américaine, Haveman et Wolfe (1995) soulignent qu'il est difficile d'identifier les schémas de causalité en jeu, parce que des processus échappant à l'observation peuvent influencer concurremment sur la structure de la famille et les résultats des enfants. Cela se vérifie, en particulier, pour les analyses traitant de l'effet du divorce des parents sur les enfants. Par exemple, McLanahan et Sandefur, qui livrent une étude approfondie sur cette question, font remarquer dès le début qu'il est très difficile de déterminer si les enfants qui grandissent avec un seul parent auraient eu plus de succès si leurs parents n'avaient pas divorcé (1994, pp. 9-11). Les analystes sont donc souvent contraints de s'attaquer à une question moins large et peut-être moins significative : les enfants de familles marquées par un divorce réussissent-ils, en moyenne, aussi bien que les enfants provenant de familles intactes présentant des caractéristiques observables semblables? Dans un tel contexte, il est facile d'exagérer l'effet du divorce; d'ailleurs, Cherlin *et al.* (1991), utilisant des enquêtes longitudinales, soulignent qu'une « partie appréciable de ce qui est habituellement considéré comme l'effet du divorce sur les enfants est déjà perceptible avant la séparation des parents » (p. 1386).

Bien que des tentatives aient été faites pour surmonter les difficultés relatives au caractère endogène du divorce des parents, en se servant de variables instrumentales et d'information provenant d'enquêtes longitudinales sur des enfants de mêmes parents (Lang et Zagorsky 1997, Sandefur et Wells 1997), bon nombre d'observateurs pourraient partager le point de vue pessimiste de McLanahan et Sandefur lorsque ceux-ci affirment que « sans une expérience randomisée, on ne peut jamais écarter la possibilité qu'une autre variable influence à la fois la structure familiale et les [résultats des] enfants... À cause de cela, les analystes ne s'entendront jamais pour dire si oui ou non la structure familiale joue un rôle *causal* quant au bien-être de l'enfant. » (1994, p.11, italique dans le texte)

Alors qu'une véritable expérience sociale est évidemment impraticable, on peut envisager l'emploi de méthodes « quasi expérimentales ». Cette approche, admise depuis longtemps en psychologie et de plus en plus courante dans les écrits d'ordre économique, est décrite et examinée par Meyer (1995). Une quasi-expérience suppose l'identification des changements exogènes dans les variables indépendantes qui influent de diverses manières sur des groupes comparables, ordinairement par suite de modifications législatives. J'étudie, au moyen de cette méthodologie, l'effet du divorce des parents sur les réalisations à l'âge adulte des enfants. Les deux premières parties de cet article donnent un aperçu des méthodes et données utilisées. Deux quasi-expériences sont décrites. Elles mettent toutes deux en jeu des groupes expérimentaux multiples. Les résultats des enfants qui ont subi une perte parentale à la suite d'un divorce ou d'un décès sont comparés à ceux des enfants qui proviennent d'une famille intacte. Si la perte d'un parent par décès est un événement exogène, le groupe des sujets issus de familles endeuillées peut alors servir de repère pour juger du caractère endogène du divorce. La deuxième quasi-expérience repose sur les modifications apportées en 1986 à la Loi sur le divorce du Canada; elle utilise des groupes expérimentaux multiples dans le cadre d'un plan d'expérience avant-après. Je soutiens que ces quasi-expériences permettent non seulement d'évaluer avec plus de précision le véritable effet du divorce sur les réalisations des enfants, mais encore qu'elles constituent une mise à l'épreuve partielle de certaines théories concurrentes sur la

manière dont la perte parentale influence ces réalisations. Les résultats obtenus à l'aide des estimateurs de différence des différences et de données administratives canadiennes sont présentés à la section 3.

Amato (1993), entre autres, souligne l'importance de comparer l'expérience des enfants qui ont vécu un deuil à celle des enfants de parents divorcés pour être en mesure d'évaluer divers modèles de description des effets du divorce. Cependant, bon nombre d'études proposant de telles comparaisons sont peu pertinentes étant donné la petite taille des échantillons, ordinairement moins de 100 enfants. Un des apports du présent article réside dans l'utilisation de données administratives tirées des dossiers fiscaux, ce qui permet de prélever des échantillons beaucoup plus grands (de l'ordre de plusieurs milliers) pour s'attaquer à ce problème. Les conclusions laissent entrevoir que les différences brutes entre les enfants de familles désunies et les enfants de familles intactes exagèrent sensiblement l'incidence négative du divorce dans une grande variété de résultats; ils font ressortir, en particulier, l'importance de tenir compte du comportement sur le marché du travail des parents et de leur revenu au cours des années précédant le divorce. En général, l'effet du divorce des parents sur les résultats sur le marché du travail des enfants devenus adultes est limité, mais il a d'importantes répercussions sur certains aspects du comportement social. Plus particulièrement, le divorce des parents a pour effet de diminuer les gains et le revenu à l'âge adulte de leurs fils, mais cette diminution n'est que de trois pour cent en moyenne. Dans le cas des filles, il ne semble pas avoir d'effet sur leurs gains et leur revenu. À l'opposé, tant les hommes que les femmes ont davantage tendance à se prévaloir des programmes sociaux, en particulier de l'aide au revenu. Mais cela va probablement de pair avec une autre constatation voulant que la conséquence la plus significative du divorce des parents réside dans l'augmentation des probabilités, chez les enfants, de vivre un mariage instable. Les hommes et les femmes issus de foyers désunis ont davantage tendance à retarder leur mariage et, une fois mariés, à vivre une séparation ou un divorce.

1. Méthodes

Je présume que la perte d'un parent par décès est exogène et j'utilise des enfants de familles endeuillées et de familles désunies (par suite d'un divorce) pour constituer des groupes expérimentaux.¹ Si les deux événements sont exogènes et se produisent de façon aléatoire au sein de la population, on devrait s'attendre à ce que les effets négatifs de la perte parentale sur les résultats des enfants soient les mêmes, quelle que soit la raison de la perte, qu'il s'agisse d'un décès ou d'un divorce. Dans le cas d'un groupe témoin et de groupes expérimentaux parfaitement comparables, la différence entre les moyennes des sujets issus de familles endeuillées ou désunies et du groupe d'enfants issus de familles intactes constitue un estimateur convenable de l'effet de l'événement.

Si E est une mesure valable des résultats des enfants et si j et k représentent le type de famille (désunie et endeuillée), posons

¹ On peut évidemment soutenir que le décès n'est pas un événement absolument exogène et que certains des facteurs qui le déterminent peuvent aussi influencer les résultats à l'âge adulte des enfants. Par exemple, le niveau de scolarité est corrélé avec des habitudes comme le tabagisme, qui peut augmenter la probabilité de décès (Millar 1996). En même temps, le niveau de scolarité des parents et le choix de carrière et les gains des enfants sont aussi corrélés. Plus précisément, disons que l'analyse pose au point de départ l'idée que le décès est plus exogène que le divorce, et non qu'il l'est absolument.

$$E_{jk} = \alpha + \beta_1 d_j + \beta_2 d_k + \varepsilon \quad (1)$$

où toutes les variables sont mesurées pour chaque individu, où α , β_1 et β_2 sont des coefficients à estimer, et où d_j et d_k sont des variables binaires auxquelles on attribue la valeur 1 si le sujet est issu d'une famille désunie ou endeuillée respectivement, et la valeur 0 dans les autres cas. La différence entre le résultat moyen des enfants dont les parents ont divorcé et celui des enfants dont la famille est demeurée unie équivaut à $(\bar{E}_{10} - \bar{E}_{00}) = (\alpha + \beta_1) - \alpha$, ou simplement β_1 . De la même façon, les différences entre les sujets issus de familles endeuillées et ceux provenant de familles intactes équivaut à $(\bar{E}_{01} - \bar{E}_{00}) = \beta_2$. L'estimateur de différence des différences, $(\bar{E}_{10} - \bar{E}_{00}) - (\bar{E}_{01} - \bar{E}_{00}) = \beta_1 - \beta_2$, neutralisera toute différence commune entre, d'une part, les familles endeuillées et désunies et, d'autre part, les familles intactes. Une différence pratiquement égale à zéro tendrait à prouver que le divorce, comme le décès, est un événement exogène et que son effet est exprimé avec précision par β_1 .²

Inversement, une estimation de la différence des différences qui n'est pas zéro pourrait indiquer plusieurs choses. Tout d'abord, cela donnerait à penser que les enfants de familles endeuillées pourraient n'être pas parfaitement comparables à ceux des familles désunies. L'occurrence de ces événements dans la population peut ne pas être aléatoire. Par exemple, les individus qui travaillent dans certains secteurs, qui exercent telle ou telle profession ou ceux qui en général ont des revenus moins élevés, sont sujets à un risque plus élevé de décès. Bien que le divorce puisse aussi être plus probable dans certaines situations que dans d'autres, ces situations peuvent ne pas être exactement les mêmes. Cette possibilité incite à utiliser des variables de contrôle liées aux antécédents familiaux pour neutraliser toute différence dans la composition des deux groupes; ainsi

$$E_{jk} = \alpha + \beta_1 d_j + \beta_2 d_k + \beta \mathbf{X} + \varepsilon \quad (2)$$

est le modèle approprié en admettant que ces variables de contrôle, représentées par \mathbf{X} , conservent les mêmes coefficients pour tous les trois groupes. Je fournis donc des estimations pour les modèles (1) et (2). L'effet de la perte parentale est plus ou moins marqué selon que β_1 et β_2 sont sensiblement différents de zéro. En outre, une différence entre β_1 et β_2 qui, d'un point de vue statistique, ne serait pas sensiblement supérieure à zéro (dans le modèle (1) ou (2)), tendrait à prouver que le divorce est exogène (ou plutôt au moins aussi exogène que le décès) et que son effet est exprimé avec précision par β_1 .

Cependant, β_1 et β_2 pourraient continuer à présenter une différence malgré l'utilisation d'un ensemble de variables de contrôle et cela pour deux raisons : (1) l'ensemble de variables de contrôle n'est pas complet; (2) vivre un deuil et subir le divorce des parents ne sont pas des événements équivalents. Considérant cette dernière raison, McLanahan et Sandefur (1994, p. 66) laissent entendre que le décès d'un parent n'entraîne peut-être pas autant de changements pour l'enfant que la perte parentale causée par une séparation ou un divorce. Les enfants de familles endeuillées ont peut-être une probabilité plus faible de vivre des déménagements si les parents veufs subissent une baisse de revenu moindre que les parents divorcés. Il peut en être ainsi, par exemple, si l'assurance sur la vie est plus généreuse, dans le cas d'un décès, que les pensions alimentaires, dans le cas d'un divorce. Il est possible également que les deux types de perte déclenchent un processus différent

² En réalité, il est fait ici un usage quelque peu abusif de la terminologie de la « différence des différences ». Le problème consiste tout bonnement à tester l'hypothèse de différence nulle selon laquelle $\beta_1 - \beta_2 = 0$.

selon la nature du comportement étudié. Par exemple, le divorce des parents peut modifier les perceptions de l'enfant quant à la valeur du mariage ou aux risques qui lui sont associés, ce qui ne se produit pas nécessairement chez l'enfant qui subit la perte d'un parent par décès.

Cette question mise à part, il se peut que β_1 demeure différent de β_2 si le divorce des parents est corrélé avec des caractéristiques non mesurées qui échappent au vecteur de contrôle et qui diffèrent entre les deux groupes. Plus précisément, cela peut refléter l'investissement non monétaire des parents à l'égard de leurs enfants. Une interprétation de ce phénomène, d'après Becker (1991), consiste à supposer que la rupture du mariage empêche les parents de consacrer autant de temps à leurs enfants. Le potentiel des enfants ne sera donc pas mis en valeur aussi pleinement et leurs résultats à l'âge adulte seront inférieurs. On trouve une interprétation différente, quoique essentiellement équivalente, dans les écrits d'ordre sociologique. Par exemple, Amato (1993) décrit cinq différents points de vue théoriques et toute une série d'hypothèses vérifiables qui en découlent, mais le point de vue le plus pertinent à notre propos est le modèle du « Conflit interparental ». Ce point de vue met l'accent sur l'idée que « le conflit entre les parents, qui précède et accompagne la rupture, est responsable de l'abaissement du niveau de bien-être des enfants du divorce. » (Amato 1993, p.30) En réalité, ce n'est pas le divorce en soi qui conditionne les résultats des enfants, mais le stress et le conflit associés à une vie familiale malheureuse. Les enfants peuvent être entraînés dans le conflit entre les parents, ce qui peut leur nuire dans l'apprentissage des habiletés requises pour résoudre les conflits et pour nouer des relations. Formulé autrement, cela pourrait vouloir dire que ce qui importe vraiment, c'est la quantité et la qualité du temps consacré aux enfants par les parents. En tenant pour acquis que le décès d'un parent n'entraîne pas de conflit, on peut poser l'hypothèse qu'il y aura des différences entre les enfants issus de familles désunies et endeuillées ayant vécu en moyenne un temps égal avec leurs deux parents biologiques, et que les premiers réussiront moins bien.³

Les analystes disposent rarement d'une liste de contrôle exhaustive, incluant des mesures directes du temps consacré aux enfants par les parents ou du stress éprouvé par les enfants, mais certaines variables introduites pour neutraliser les différences de composition entre les groupes peuvent néanmoins permettre de saisir une partie du processus sous-jacent. Ainsi, le fait de trouver qu'un ensemble de variables de contrôle élimine complètement la différence entre β_1 et β_2 n'infirme pas nécessairement le modèle du Conflit interparental. Les niveaux de revenu des parents et les fluctuations de ces revenus sont étroitement corrélés avec les perspectives de revenus et de gains des enfants (Mulligan 1997, Solon 1997), mais en même temps on imagine aisément qu'ils peuvent également être liés à l'intensité du stress éprouvé par la famille ainsi qu'à la probabilité de divorce. Par exemple, dans un contexte où l'homme était le principal pourvoyeur de la famille, la perte d'un

³ Amato (1993) présente également un modèle de « Perte parentale » fondé sur le postulat qu'une famille à deux parents constitue généralement un meilleur milieu pour les enfants puisque chaque parent représente une ressource importante et que chacun contribue à sa façon au capital social de la famille. La présence de deux adultes procure non seulement un soutien pratique et émotionnel, mais offre aussi une gamme complète de modèles de comportement facilitant l'apprentissage des habiletés requises à l'intégration à la vie sociale et à l'insertion sur le marché du travail. L'absence d'un parent diminue la socialisation des enfants, ainsi que l'accès aux ressources et aux réseaux qui pourraient leur être utiles plus tard dans la vie. (Ainsi, les enfants issus de familles désunies pourraient même réussir mieux que ceux qui proviennent de familles endeuillées puisqu'ils peuvent maintenir un lien avec leur père.) Ce point de vue met l'accent sur l'absence du parent plutôt que sur la raison de l'absence. Dans cette optique, les enfants qui vivent un divorce auront un niveau de bien-être inférieur à celui des enfants issus de familles intactes, mais comparable à celui des enfants de familles endeuillées. En outre, si les modèles de comportement sont importants, c'est en particulier l'absence du parent du même sexe qui peut nuire à l'enfant. Dans un sens, cela pourrait représenter ce que j'appelle le « véritable » effet du divorce, mesuré par β_2 .

emploi stable, suivie d'une longue période de chômage, peut déclencher une série d'événements qui imposent davantage de stress aux enfants et qui peuvent conduire au divorce. Dans ce cas, des niveaux de revenu moins élevés, et peut-être simplement un changement de revenu, constituent des approximations importantes pour le genre de variables de contrôle exigées par le modèle du Conflit interparental.

Cela dit, il est aussi possible de juger si l'ensemble accessible de variables de contrôle est complet—et par conséquent, si une quelconque différence persistant entre β_1 et β_2 devrait être considérée significative—en étudiant l'effet de certaines modifications importantes apportées en 1986 à la Loi sur le divorce du Canada. Essentiellement, ces changements consistaient à retirer la notion de « faute » des causes de divorce. On avait l'impression que le processus mis en œuvre pour prouver la faute empirait le conflit entre les conjoints plutôt que d'encourager la coopération, ce qui mettait en péril les droits et les intérêts des enfants. Une quasi-expérience conçue autour de ces modifications donne la possibilité d'utiliser une variation exogène du niveau de stress vécu par les enfants de parents en instance de divorce pour juger de la robustesse de toute différence existant entre eux et les enfants qui ont vécu un deuil.

La Loi du divorce, telle qu'elle existait jusqu'au milieu de 1986, mettait l'accent sur la faute d'un conjoint pour qu'on puisse conclure à l'échec du mariage. Elle était vague au sujet des droits des enfants. Deux raisons pouvaient être invoquées pour demander le divorce : la faute et la rupture du mariage. Un divorce pouvait être accordé en raison d'une faute si un conjoint était trouvé coupable d'une « infraction matrimoniale ». ⁴ Un divorce demandé pour ce motif pouvait être accordé dès que le tribunal avait le loisir de se pencher sur le cas. À l'opposé, le divorce demandé en raison de la rupture du mariage prenait beaucoup plus de temps. Pour se le voir accorder, les conjoints devaient s'être séparés depuis au moins trois à cinq ans. (La notion de « faute » continuait à jouer un rôle déterminant à cet égard.) Même si un couple décidait de se séparer par consentement mutuel, c'est-à-dire sans invoquer la faute, une séparation de trois ans était requise avant que le divorce puisse être accordé. Pour décrire le processus, le ministre de la Justice déclarait :

Si l'on veut éviter le recours à ces causes, il faut supporter une période de séparation de trois à cinq ans pour « prouver » que le mariage est un échec. Il y a donc en fait une pénalité si l'on n'a *pas* recours aux causes impliquant la faute. Cette pénalité est arbitraire et peut encourager ceux qui veulent divorcer à fabriquer de toutes pièces des causes reposant sur la faute. Plus de 90 % de toutes les actions en divorce ne sont pas contestées et impliquent une certaine forme d'entente entre les époux au moment du procès. Souvent, on alléguera la « faute » tout simplement pour se conformer à la loi, qui ne permet pas le divorce par consentement. (1984, p.7, italique et guillemets dans le texte)

Une nouvelle législation était nécessaire parce que la tendance à fabriquer des motifs pour obtenir plus rapidement le divorce minait la légitimité de la loi. Selon un document de discussion de 1984, en vertu de la nouvelle loi, la rupture du mariage deviendrait le seul fondement du divorce, et celle-ci « pourrait être invoquée lorsque : a) les deux conjoints affirment que leur mariage a abouti à l'échec et conviennent de divorcer. Dans ce cas, le divorce serait accordé un an après la présentation de la requête; b) l'un ou l'autre conjoint présente une requête en divorce et les époux ont vécu séparés pendant un an avant ou après la présentation de la requête. » (Ministère de la Justice 1984, p. 31). Le projet de loi proposé éliminerait la nécessité d'un procès en bonne et due forme, et

⁴ Ces infractions étaient précisées dans la loi en question et comprenaient l'adultère, la cruauté physique ou mentale, la sodomie et la bestialité.

permettrait un arrangement à l'amiable si la demande de divorce n'était pas contestée. Toutefois, une nouvelle législation était également nécessaire pour préciser les droits des enfants en tenant compte principalement de leurs intérêts dans les cas de divorce. On utilisait explicitement l'argument voulant qu'en éliminant le caractère accusatoire du processus du divorce, la nouvelle loi réduirait le stress imposé aux enfants et tendrait à amoindrir l'incidence négative de l'événement sur leur bien-être; cette analyse donne de la crédibilité au modèle du Conflit interparental.

La diffusion de ces propositions a eu un effet à court terme significatif sur le taux de divorce au Canada; des couples qui autrement auraient fabriqué des motifs de divorce reportaient leur divorce pour qu'il tombe sous le coup de la nouvelle loi. On trouve à la *figure 1* un graphique illustrant l'évolution du taux de divorce au Canada (pour 100 000 couples mariés) de 1981 à 1995. Globalement, aucune tendance ne s'en dégage vraiment, le taux pour la première moitié de la décennie débutant en 1990 demeurant presque égal au taux pour le début des années quatre-vingt. Toutefois, le fait le plus remarquable est l'accroissement rapide du nombre de divorces entre 1985 et 1987. En 1985, 61 976 divorces ont été accordés (le nombre le plus bas depuis 1979), alors qu'il y en a eu 96 200 en 1987, une augmentation de plus de 55 %. Cette augmentation, de même que la baisse correspondante entre 1984 et 1985, est due à l'attente de la nouvelle loi. Après la publication, en 1984, du livre blanc qui décrivait les modifications proposées à la Loi sur le divorce, la nouvelle loi fut présentée devant la Chambre des communes le 1^{er} mai 1985, reçut la sanction royale le 13 février 1986 et prit force de loi le 1^{er} juin de la même année. Ainsi, il est permis de croire que les modifications proposées étaient attendues et ont incité un grand nombre de couples à reporter leur action en divorce.

L'effet de ce report est à la base d'une quasi-expérience menée en vue de tenir compte de l'effet du stress subi par les enfants. En 1985, les couples qui reportaient leur divorce pour attendre l'adoption de la nouvelle loi étaient ceux qui désiraient un divorce rapide et qui ne pouvaient invoquer des motifs suffisants en vertu de l'ancienne loi, fondée sur la faute. Ce sont ces couples qui auraient eu tendance à fabriquer un motif de divorce. Par conséquent, on peut considérer que les divorces qui ont vraiment eu lieu en 1985 ont occasionné en moyenne plus de tensions dans la famille que ceux de 1987. Il s'agirait des cas pour lesquels le processus a soit duré beaucoup plus longtemps, soit été marqué par le caractère accusatoire engendré par l'ancienne législation, ou encore des cas où il y avait réellement une faute, telle que définie par la loi. Il est probable que les divorces accordés au cours des années précédentes ont causé moins de stress puisqu'une plus grande proportion des divorces, en 1983, juste avant le débat public sur la nouvelle loi, étaient selon toute vraisemblance basés sur des motifs fabriqués. Ainsi, on devrait s'attendre à ce que les enfants dont les parents ont divorcé en 1987 aient vécu en moyenne moins de stress que ceux dont les parents ont divorcé en 1985, les enfants dont les parents ont divorcé en 1983 occupant une place intermédiaire quant au niveau de stress subi.

Cela laisse supposer que les résultats des enfants devraient varier selon l'année du divorce des parents, ce qui peut être intégré à un modèle consistant en une série de termes d'interaction entre un indicateur de divorce et un indicateur de temps; nous utilisons ce modèle pour élaborer un plan d'expérience avant-après utilisant des groupes expérimentaux multiples. En ajoutant au modèle (2) des indicateurs de temps pour tenir compte des effets de cohorte à un terme d'interaction, on obtient :

$$E_{jkt} = \alpha + \beta_1 d_j + \beta_2 d_k + \beta_3 d_{83} + \beta_4 d_{87} + \beta_5 d_{j,83} + \beta_6 d_{j,87} + \beta_7 d_{k,83} + \beta_8 d_{k,87} + \beta X + \varepsilon \quad (3)$$

(On attribue aux variables binaires d_{83} et d_{87} la valeur 1 si le divorce ou le deuil a eu lieu en 1983 ou en 1987, respectivement, et la valeur 0 dans les autres cas, les autres variables binaires étant des interactions entre celles-ci et les indicateurs d_j et d_k .) Le coefficient le plus intéressant est β_6 , qui représente la différence des différences entre les familles où un divorce a eu lieu et les familles restées unies : $(\bar{E}_{10,87} - \bar{E}_{10,85}) - (\bar{E}_{00,87} - \bar{E}_{00,85})$. Si ce coefficient est sensiblement différent de zéro, on est amené à penser que les enfants dont les parents ont divorcé en 1987 ont vécu une expérience différente de celle des enfants dont les parents ont divorcé en 1985, par rapport aux enfants des familles intactes. Dans un même ordre d'idées, β_5 représente l'effet net du divorce pour la cohorte de 1983, tandis que β_7 et β_8 mesurent la différence des différences associée au fait de provenir d'une famille endeuillée. Si β_6 n'est pas statistiquement différent de zéro, il serait raisonnable de croire que toute différence trouvée entre β_1 et β_2 représente quelque chose de tangible, et n'est pas due à l'effet d'une caractéristique non observée. D'autre part, si la valeur de β_6 est statistiquement significative, cela tendrait à prouver l'effet de caractéristiques non observables liées au stress éprouvé par les enfants, ce qui viendrait corroborer le modèle du Conflit interparental.

2. Données et mesure

L'analyse se fonde sur des données administratives provenant du système fiscal canadien, et en particulier sur les formules T1 que les Canadiens doivent soumettre annuellement au fisc. L'élaboration des données est illustrée à la *figure 2*. L'ensemble des familles comptant au moins un enfant âgé de 16 à 19 ans dont les parents sont mariés ou séparés sont identifiées à une année particulière, T, T étant ou bien 1982, 1984 ou 1986. Pour qu'une paire parent-enfant puisse être incluse dans l'analyse, au moins un des parents et un des enfants doivent avoir produit une déclaration de revenus pour l'année T.⁵ En outre, les parents devaient s'être déclarés conjoints (mariés ou séparés) durant les cinq années précédant l'année T. Les enfants sont classés dans un des trois groupes – un groupe témoin et deux groupes expérimentaux – selon les changements intervenus dans la famille entre l'année T et T+1 : familles intactes si les parents demeuraient mariés (il s'agit du groupe témoin); familles endeuillées si l'un des parents était décédé durant l'année T+1; et familles désunies si les parents divorçaient. L'analyse porte sur un total de 122 488 enfants : 108 966 de familles intactes; 7 336 de familles endeuillées; et 6 186 de familles désunies.⁶

⁵ Voir Corak et Heisz (1998) pour une description plus détaillée de l'élaboration des données, de la façon utilisée pour établir un lien entre parents et enfants et pour une évaluation du biais lié à l'échantillonnage. Relativement à ce biais, les auteurs font remarquer que le fait de recourir à une déclaration de revenus remplie par l'enfant alors qu'il vit encore chez ses parents conduit à une sous-représentation des jeunes adultes ayant des résultats inférieurs sur le marché du travail. Cependant, ils constatent que l'application de la méthode de correction à deux étapes des biais liés à l'échantillonnage proposée par Heckman n'a pas de répercussions sur leur estimation du degré de mobilité intergénérationnelle du revenu.

⁶ Le nombre d'enfants de familles intactes est obtenu au moyen de l'échantillonnage au hasard d'un individu sur dix parmi les quelque 1 225 000 individus appartenant en réalité à ce groupe. Cette sélection est faite seulement pour réduire le nombre de calculs à effectuer. Les échantillons pour les autres groupes sont constitués de tous les enfants dont on a pu obtenir des renseignements au moyen des formules T1. La proportion de décès dans l'échantillon est légèrement plus élevée que la proportion de divorces parce que l'analyse porte sur un groupe d'individus dont les mariages sont relativement longs (et dont les enfants sont au moins adolescents). Ces individus sont nécessairement plus âgés et ont vécu ensemble plus longtemps que la moyenne, ce qui entraîne à la fois un taux de mortalité plus élevé que la moyenne et une probabilité de divorce plus basse. Bien que la taille

Les enfants sont ensuite suivis, au moyen des déclarations de revenus, pour chaque année de T à 1995—alors que les plus jeunes ont 25 ans et les plus âgés, 32 ans—et les variables exprimant les résultats des enfants sont mesurées. Celles-ci, au nombre de dix, figurent à la première liste du *tableau 1*. Le premier ensemble de résultats se rapporte à la situation de l'enfant, à l'âge adulte, sur le marché du travail : revenu annuel moyen lié au marché, gains annuels moyens, une mesure de l'activité sur le marché du travail et la fréquence du recours à l'assurance-chômage. Une moyenne des revenus et des gains est calculée pour la période allant de 1993 à 1995. On tente ainsi d'établir les revenus et les gains permanents des enfants devenus adultes, l'utilisation d'une moyenne sur trois ans permettant de réduire au minimum l'effet de fluctuations transitoires. Le revenu lié au marché comprend les gains, les revenus provenant d'un travail autonome, les revenus d'actifs, les revenus en intérêts et d'autres revenus liés au marché. (Tous les montants sont établis, avant impôts, en dollars constants de 1986.) En moyenne, les fils de l'échantillon ont un revenu de 20 559 \$ et des gains de 18 621 \$, tandis que pour les filles, ces chiffres s'établissent à 15 999 \$ et 13 896 \$ respectivement. Ces moyennes cachent toutefois certaines valeurs extrêmes. Parmi les plus remarquables, on trouve une femme dont le revenu lié au marché dépasse 19 millions de dollars, reflétant une année où son revenu a atteint plus de 50 millions de dollars. (De plus, certains individus déclarent des revenus liés au marché négatifs, en raison de pertes en capital excédant leurs revenus d'autres sources.) L'activité sur le marché du travail d'un individu est établie selon le nombre de déclarations de revenus soumises entre 1982 et 1995. Du moment qu'un individu a reçu des prestations d'assurance-chômage entre 1993 et 1995, on considère qu'il a été en chômage. Environ 35 % des hommes et 44 % des femmes ont eu recours à l'assurance-chômage.⁸

des échantillons des deux groupes expérimentaux soit de beaucoup inférieure à celle du groupe témoin, tous les échantillons sont d'un ordre de grandeur supérieur aux échantillons utilisés traditionnellement dans les recherches consacrées à ces questions. Voir Amato (1993), qui en mentionne un grand nombre.

⁷ À cause du procédé d'échantillonnage, il existe une possibilité que le groupe des enfants de familles intactes soit « contaminé » par certains enfants dont les parents ont divorcé ou dont un parent est décédé après l'année T+1. Pour poursuivre cette métaphore tirée de la méthodologie expérimentale, la contamination du groupe témoin conduit à sous-estimer l'effet de l'épreuve. Toutefois, compte tenu des nombres en cause, il est peu probable que ce biais soit grand. Citons par exemple Bloom *et al.* (1997), selon lesquels l'effet réel de l'épreuve, I^T , est tel que $I^T = I^O / (1-r)$, où I^O est l'effet observé et r représente le taux de contamination. Pour se faire une idée très générale de ce que le taux de contamination pourrait représenter, considérons la possibilité de classer les individus au sein du groupe témoin ou des groupes expérimentaux selon qu'il y a eu un divorce ou un décès dans la famille avant que l'enfant ait atteint l'âge de vingt ans : ce qui consiste à suivre les enfants de 16 ans jusqu'à l'année T+4, ceux de 17 ans jusqu'à l'année T+3, et ceux de 18 ans jusqu'à l'année T+2. Considérant que l'échantillon comprend environ 1 225 000 enfants, parmi lesquels 13 522—soit environ 1,1%—sont compris dans les groupes expérimentaux, alors chacun des quatre groupes d'âge représente 0,275 % au sein du groupe expérimental (en supposant que chaque cohorte est de taille égale et qu'on y trouve le même taux de divorce et de décès des parents). Il en découle que 0,825 % des individus du groupe témoin vivront un deuil ou un divorce durant l'année T+2, un autre 0,55 % durant l'année T+3, et un autre 0,275 % encore durant l'année T+4, quand les enfants de 16 ans atteindront finalement l'âge de 20 ans. Dans ces conditions, un peu moins de 20 000 membres du groupe témoin auront en fait subi l'épreuve. Mais comme l'analyse porte sur un échantillon réduit à un pour dix, ce sont environ 2 000 individus sur 108 966 qui sont classés de façon erronée. Cela nous donne un taux de contamination de $2\,000 / (108\,966)$, soit environ 1,8 %, ce qui indique qu'on devrait multiplier les effets observés par 1,018 pour obtenir les effets réels.

⁸ Comme certaines périodes de chômage ne donnent pas lieu à des prestations, il est vraisemblable que cette mesure sous-estime la fréquence réelle du chômage.

Le deuxième ensemble de résultats se rapporte aux comportements sociaux, notamment le taux d'éducation postsecondaire, le recours à l'aide au revenu (parfois appelée aide ou assistance sociale) et le comportement en matière de mariage et de fécondité. L'éducation postsecondaire est mesurée par une variable indicatrice à laquelle une valeur est attribuée dans le cas où l'individu a dépassé le niveau secondaire.⁹ Environ 60 % des hommes et 72 % des femmes ont poursuivi des études après le secondaire et passé au moins un certain temps dans un programme agréé. Si un individu a reçu une aide au revenu entre 1993 et 1995, on considère qu'il a eu recours à ce programme, quels que soient les montants en cause. Toutes les formules T1 des enfants de 1993 à 1995 sont passées au crible pour établir si à un moment donné, l'individu a été marié, séparé, ou divorcé, ou s'il a eu des enfants avant d'avoir atteint 21 ans. La situation matrimoniale figure sur la formule T1. Environ 42 % des fils et environ 62 % des filles déclarent, à un moment donné, avoir été mariés. Au *tableau 1* figurent les proportions de séparations et de divorces par rapport au nombre total d'individus—respectivement 7,1 % et environ 3 % pour les hommes, et 10 % et environ 5 % pour les femmes. Par rapport au nombre d'individus qui déclaraient avoir été mariés, ces proportions sont respectivement de 12,0 % et 5,6 % pour les hommes, et de 14,3 % et 7,1 % pour les femmes. Le dernier résultat est représenté par une variable binaire indiquant si l'individu a eu des enfants avant d'atteindre 21 ans : la proportion des individus qui ont procréé à ce jeune âge est de moins de un pour cent.¹⁰

Les autres variables sont les variables de contrôle utilisées pour établir les estimations de modèles tels que les équations (2) et (3). Elles sont regroupées en sept ensembles, conformément aux modèles de plus en plus grands pour lesquels des estimations sont établies. Le premier ensemble comprend seulement les variables indiquant que l'individu appartient à l'un des groupes expérimentaux : issu d'une famille endeuillée, et issu d'une famille désunie. Comme on l'expose plus haut et comme l'illustre la *figure 1*, elles s'excluent mutuellement.¹¹ Six pour cent

⁹ En tant que telle, cette variable n'indique pas si oui ou non l'individu a reçu un diplôme d'études secondaires, un indicateur souvent utilisé pour exprimer l'effet du divorce sur le rendement scolaire des enfants. On attribue à cette variable la valeur 1 si on constate, en examinant les formules T1, que l'enfant s'est prévalu de la déduction relative aux études ou du crédit pour frais de scolarité à un moment ou l'autre entre l'année T et 1995. Autrement, on lui attribue la valeur 0. On doit signaler qu'il s'agit là d'un indicateur imparfait de la scolarisation postsecondaire, puisqu'il ne prend en compte que les individus qui ont à la fois fréquenté un établissement postsecondaire agréé et utilisé les déductions d'impôt afférentes. Certains individus peuvent très bien avoir fréquenté ces établissements et négligé de se prévaloir des déductions, n'y trouvant aucun avantage compte tenu de leur revenu. Toutefois, cette possibilité est plus vraisemblable dans le cas de ceux qui ont fréquenté un établissement postsecondaire durant peu de temps et n'ont pas obtenu leur diplôme. En outre, il faut souligner que la définition d'un établissement agréé aux fins de l'impôt sur le revenu n'est pas limitée au collège et à l'université.

¹⁰ On doit interpréter cette variable avec prudence puisqu'elle indique seulement si une exemption d'impôt pour enfant a été demandée à un moment ou l'autre avant l'âge de 21 ans. Ainsi défini, cet indicateur sous-évalue probablement la fécondité durant les jeunes années, puisqu'il suppose à la fois d'avoir eu un enfant et d'avoir produit des déclarations de revenus.

¹¹ L'échantillon décrit au *tableau 1* ne comprend aucune distinction, parmi les enfants de familles endeuillées, entre ceux qui ont perdu leur père et ceux qui ont perdu leur mère. On pourrait soutenir que les groupes expérimentaux seraient plus comparables si l'on retenait uniquement les orphelins de père. L'argument en faveur de cette approche sera d'autant plus fort si à la suite d'un divorce, la garde légale des enfants est toujours accordée à la mère, le divorce entraînant ainsi une perte de contact totale avec le père. Je ne possède pas les renseignements qui permettraient d'évaluer dans quelle mesure cela est le cas dans l'échantillon utilisé, mais l'information permettant de distinguer les orphelins de père des orphelins de mère est accessible; on s'en est servi pour définir un échantillon où les enfants issus de familles endeuillées sont des orphelins de père. Cette règle de sélection exclut 2 016 individus de l'échantillon original (1 132 fils et 884 filles). L'analyse décrite dans la section

des enfants proviennent de familles endeuillées et cinq pour cent environ de familles désunies. Rappelons que ces pourcentages se rapportent à l'échantillon et ne constituent pas des estimations des taux de ces phénomènes dans la population. Ils sont en fait beaucoup plus élevés que les taux réels puisque, comme on l'a expliqué, le groupe des enfants issus de familles intactes a été réduit au dixième de sa taille réelle. En outre, l'échantillon compte des enfants de mêmes parents; par conséquent, il reflète la proportion des enfants qui subissent le divorce des parents ou un décès, mais pas la proportion des mariages.

Le premier ensemble de variables de contrôle, après les indicateurs pour les groupes expérimentaux et le groupe témoin, est constitué de l'âge de l'enfant et de son âge élevé au carré en 1995. Ces variables sont utilisées pour neutraliser les différences attribuables aux étapes de la vie en ce qui a trait au revenu, aux gains et au comportement face au mariage. Le second ensemble regroupe l'âge et l'âge au carré du parent le plus âgé, pour l'année T; ces variables servent à neutraliser les différences attribuables aux étapes de la vie quant à la probabilité de décès et de divorce. Les troisième et quatrième ensembles concernent le revenu des parents et la régularité de leur activité sur le marché du travail : le revenu moyen du père et celui de la mère au cours de la période de cinq ans précédant le changement familial sont mesurés (c.-à-d., suivant la terminologie de la *figure 1*, les années T-4 à T inclusivement); et le nombre de fois où une déclaration de revenus a été produite par le père et par la mère au cours de ces années.¹² Le revenu des parents peut déterminer fortement la capacité des parents d'investir dans le capital humain des enfants. On voit souvent cette capacité exprimée à l'aide d'un modèle postulant un marché financier parfait, où tout ce qui importe est le revenu permanent des parents (Mulligan 1997, Solon 1997). Mais on peut concevoir que la situation de nombreux individus est dépendante de l'état des marchés financiers et que des fluctuations temporaires de revenus sont également significatives (Mayer 1997). Le nombre d'années où une déclaration de revenus a été produite par chaque parent donne une idée approximative des changements significatifs de revenus survenus dans la famille durant la période. De plus, cela peut indiquer des changements importants dans le schéma de comportement du père et de la mère sur le marché de l'emploi, ce qui pourrait, d'une part, être interprété comme des modèles de comportement—on pourrait considérer, par exemple, les conséquences d'avoir une mère qui travaille—ou, d'autre part, comme un indice exprimant l'importance du changement et la charge de stress subis par une famille—comme cela pourrait être le cas si le principal pourvoyeur de la famille se révèle incapable de conserver une place stable sur le marché du travail. Chacun de ces points de vue est compatible avec l'idée que cette donnée constitue une mesure de la quantité et de la qualité du temps que les parents peuvent consacrer à leurs enfants. L'ensemble suivant de variables de contrôle est le secteur d'activité de chacun des parents au cours de l'année précédant le changement dans la famille (1982, 1984, ou 1986). J'emploie ces variables principalement pour tenir compte du fait que la probabilité de mortalité peut être corrélée avec le secteur d'activité. Ceux qui travaillent dans le secteur de la construction ou dans le secteur primaire courent un

suivante a été également appliquée à cet échantillon réduit, mais les résultats n'étaient pas sensiblement différents. Ces résultats et les statistiques descriptives liées à ces données peuvent être obtenus sur demande.

¹² Les variables de revenu sont définies comme le revenu total des cinq années divisé par cinq, peu importe le nombre d'années où une déclaration de revenus a été produite. De plus, les revenus et la fréquence de déclaration de chaque parent sont utilisés sur toute la période de cinq ans, quelle que soit la durée de leur séparation. Des 6 186 individus de familles du divorce, 1 866 ou 30,2 % venaient de familles où les parents étaient séparés durant les cinq années précédant le divorce. Chacune des possibilités restantes (séparation de 0, 1, 2, 3, ou 4 ans) regroupait environ 13 % des individus.

risque de mortalité au travail supérieur à la moyenne, à l'inverse de ceux qui travaillent dans le secteur des services.¹³ Le dernier ensemble de variables de contrôle est composé d'indicateurs pour la région de résidence, pour tenir compte du fait que la situation du marché du travail et certains aspects du droit de la famille et du divorce varient d'une province à l'autre. (Sauf pour les grandes provinces, l'Ontario et le Québec, il s'agit simplement d'indicateurs provinciaux.)

3. Résultats

a) Différence des différences

Les estimations liées au modèle (1) sont présentées au *tableau 2* pour les hommes et pour les femmes. On a retenu seulement la valeur moyenne des variables qui présentent le plus d'intérêt (dans les colonnes (1), (2), et (3)), les différences entre ces moyennes (colonnes (4) et (5)), et la différence des différences entre les deux groupes expérimentaux (aux colonnes (6)). Par exemple, les résultats semblent indiquer que le revenu annuel moyen chez les hommes issus de familles intactes est de 20 769 \$, tandis que ceux qui viennent de familles endeuillées et désunies ont des revenus inférieurs, à savoir 19 790 \$ et 17 721 \$ respectivement. Parallèlement, les femmes de foyers intacts, endeuillés et désunis touchent un revenu annuel moyen de 16 148 \$, 15 363 \$, et 14 185 \$. En général, les résultats des colonnes (4) et (5) indiquent que la perte parentale entraîne des résultats à l'âge adulte inférieurs. Pour ce qui est des résultats sur le marché du travail, les revenus, les gains et l'activité sur le marché du travail de tous les groupes ayant subi une perte parentale sont inférieurs à ceux des enfants de familles intactes. Les gains et l'activité des femmes issues de familles endeuillées font exception.¹⁴ En réalité, les hommes de familles désunies obtiennent un revenu de 14 % inférieur à celui des hommes de familles intactes et des gains environ 12 % plus bas. Chez les femmes, ces différences sont moins grandes, mais à -12 % et -9 %, elles demeurent appréciables. Ces schémas se reflètent dans les taux de production de déclarations de revenu : les hommes des deux groupes expérimentaux produisent moins fréquemment des déclarations, et cela se vérifie encore davantage chez ceux qui viennent de familles désunies. Du côté des femmes, seules celles dont les parents sont divorcés produisent proportionnellement moins de déclarations. Les résultats concernant la fréquence du recours à l'assurance-chômage sont plus irréguliers; seuls les hommes issus de familles désunies ont reçu des prestations d'assurance-chômage dans une proportion supérieure à ceux de familles intactes.

En ce qui a trait aux autres résultats liés au marché du travail, on trouve chez les deux groupes, peu importe le sexe, une probabilité inférieure d'avoir poursuivi des études après le secondaire et un recours plus fréquent à l'aide au revenu. En outre, la perte parentale semble généralement associée à une probabilité plus faible de se marier, à une plus grande instabilité matrimoniale

¹³ Ces variables ne sont pas, toutefois, de simples variables nominales de secteur, parce que certains parents ont occupé plus d'un emploi et, ainsi, ont peut-être travaillé dans plus d'un secteur durant l'année. Dans les cas où le parent a occupé deux emplois ou plus dans différents secteurs, on a utilisé chacun des indicateurs des secteurs pertinents en les pondérant selon la fraction des gains tirés de chaque secteur. Ces variables ne sont établies que pour les individus déclarant un montant positif de gains : on attribue la valeur 0 pour chaque indicateur dans le cas des travailleurs autonomes et de ceux qui ne sont pas actifs sur le marché du travail.

¹⁴ Cela pourrait très bien être également le cas pour les revenus des femmes issues de familles endeuillées. Alors que la valeur p pour le test t est de moins de 5 %, elle atteint presque 11 % pour le test de Wilcoxon. Ce dernier test, non paramétrique, est robuste face aux cas aberrants. En fait, il se peut qu'il s'agisse du test le plus approprié pour évaluer les différences statistiques de revenus et de gains, et en particulier dans le cas du revenu des femmes, étant donné les valeurs extrêmes dont on a parlé plus tôt, lorsqu'on a fait référence au *tableau 1*.

(dans les cas où il y a mariage) et, du moins chez les femmes, à une probabilité accrue d'avoir des enfants avant 21 ans.

Cela dit, il ressort également des résultats de différence des différences présentés dans les colonnes (6) du tableau que les individus de familles désunies réussissent en moyenne moins bien que ceux de familles endeuillées. Les revenus et les gains sont inférieurs de plus de 1 000 \$, et dans le cas des revenus des hommes, inférieurs de plus de 2 000 \$. On trouve un résultat similaire pour tous les autres résultats des enfants à l'âge adulte. Les hommes dont les parents ont divorcé ont 3,6 % plus de chances de recourir à l'aide au revenu que ceux qui ont perdu un parent par décès; pour les femmes du même groupe, l'accroissement de probabilité s'établit à 4,2 %. De manière encore plus significative, la probabilité de s'être marié est environ 7 % plus faible chez les hommes et les femmes dont les parents ont divorcé que chez ceux et celles qui proviennent de familles endeuillées. Dans la même veine, les probabilités conditionnelles de séparation et de divorce sont aussi plus grandes. Et, du moins chez les femmes, on ne trouve pas de différence significative quant à la probabilité de séparation ou de divorce, chez celles qui se sont mariées, entre les groupes issus de familles intactes et endeuillées, alors que le groupe issu de familles désunies présente une probabilité plus élevée d'instabilité matrimoniale.

b) Différence des différences avec variables de contrôle

La robustesse de ces résultats face à l'introduction de variables pour neutraliser l'effet des caractéristiques du passé familial est examinée au *tableau 3*. Diverses techniques d'estimation sont utilisées selon la nature de la variable dépendante. Le tableau indique, pour chacun des dix résultats des enfants à l'âge adulte, les estimations des coefficients liés au fait d'appartenir aux groupes expérimentaux, et la valeur p pour un test d'égalité entre eux. Des estimations sont faites pour sept modèles, pour chaque sexe. On introduit un ensemble de variables de contrôle de plus en plus grand à mesure qu'on se déplace de la colonne (1) à la colonne (7) du tableau. La dernière liste du tableau indique les autres variables introduites dans chacun des modèles.

Les résultats des colonnes (1) des listes 1 et 2, concernant respectivement le revenu et les gains, vont dans le même sens que les résultats trouvés dans les deux premières listes du *tableau 2* : le divorce des parents est lié chez les enfants à des revenus et à des gains sensiblement inférieurs, et cet effet est statistiquement différent de celui qui touche les enfants du groupe endeuillé. Cependant, ces différences sont généralement réduites de beaucoup, voire complètement éliminées par l'utilisation de variables de contrôle supplémentaires. Avec l'ensemble complet de variables liées au passé familial, on ne trouve pas de différence entre le groupe issu de familles désunies et le groupe issu de familles endeuillées; un effet négatif du divorce des parents est repérable seulement sur le plan des revenus, et peut-être des gains, des hommes. Dans ce cas, la perte parentale, quelle qu'en soit la raison, entraîne en moyenne un revenu environ 620 à 640 \$ inférieur, ce qui représente une différence approximative de seulement trois pour cent.

Du côté des femmes, l'âge des enfants et des parents sont les seules variables de contrôle à introduire pour éliminer les différences de revenus et de gains entre le groupe marqué par le divorce et celui marqué par le deuil. On arrive au même résultat dans les modèles pour les hommes aussitôt qu'on y introduit l'activité sur le marché du travail et les revenus des parents. Les calculs complets de régression révèlent que le retranchement de un an à l'activité sur le marché du travail du père correspond à une diminution d'environ 750 \$ des revenus et des gains à l'âge adulte du fils. Inversement, une diminution de un an de l'activité de la mère peut en réalité augmenter légèrement le revenu et les gains à l'âge adulte (de 100 \$ ou moins). Pour les

filles, ces variables, dont le revenu des parents, ne sont pas statistiquement significatives, mais quand elles sont introduites, la différence entre zéro et les coefficients associés au deuil et au divorce devient non significative.¹⁵

Les résultats liés à l'activité sur le marché du travail font écho à ces conclusions. Ils sont présentés dans la liste 3 sous la forme de taux d'incidence relative selon un modèle de Poisson.¹⁶ Les hommes qui ont subi une perte parentale ont tendance à être légèrement plus actifs sur le marché du travail, tandis qu'on ne trouve aucune différence entre les femmes des divers types de familles. Il ne semble y avoir aucun schéma différent, statistiquement, sur le plan de la fréquence du recours à l'assurance-chômage, entre les individus de familles intactes, endeuillées ou désunies.

La propension à dépasser le niveau d'éducation secondaire s'inscrit toutefois à l'encontre de ces schémas. Les individus de familles endeuillées ont en réalité moins de chances de poursuivre des études postsecondaires que ceux de familles intactes, contrairement à ce qu'on observe chez ceux de familles désunies. Une différence quant au recours à l'aide au revenu persiste quel que soit l'ensemble de variables de contrôle utilisé, les individus des deux sexes qui ont subi une perte parentale étant relativement plus nombreux à recourir à ce programme, et ce dans une proportion similaire. Le coefficient logit du groupe provenant de familles désunies est résorbé des deux tiers et devient statistiquement égal à celui du groupe endeuillé à partir du moment où l'on introduit une variable pour tenir compte du revenu des parents. Il semble pouvoir être estimé à environ 0,2 pour les hommes et les femmes. Pour se faire une idée de ce qu'un coefficient de cet ordre de grandeur représente, disons qu'il élève la probabilité qu'un homme ait recours à l'aide au revenu d'environ 1,5 % pour un cas de référence dont les parents auraient des revenus proches de la moyenne (de 7,1 à environ 8,6 %).¹⁷

Les six premiers résultats à l'âge adulte ont tous un rapport avec le marché du travail. On obtient des résultats différents pour les autres rubriques, c'est-à-dire le comportement en matière de mariage et de fécondité. La probabilité d'avoir déclaré s'être marié à un moment ou l'autre est beaucoup plus faible chez les individus du groupe des familles désunies, alors qu'à ce chapitre le groupe provenant de familles endeuillées n'est pas différent du groupe provenant de familles intactes. Ce schéma se vérifie également en ce qui a trait à la probabilité conditionnelle de séparation et de divorce : s'ils se marient, les individus dont le passé est marqué par un divorce ont une propension beaucoup plus forte à se séparer ou à divorcer et l'introduction de variables de contrôle ne modifie pas beaucoup le résultat. L'ordre de grandeur de l'effet du divorce des parents sur la probabilité que l'enfant se marie est significatif. Par exemple, d'après les

¹⁵ Les estimations des listes 1 et 2 ont également été établies par calculs de régression des médianes, méthode qui résiste bien aux cas aberrants, et en utilisant à la fois l'échantillon complet et un sous-ensemble excluant les orphelins de mère. Les résultats ont mené essentiellement aux mêmes conclusions.

¹⁶ L'estimation tient compte du nombre d'années où les individus pourraient avoir produit une déclaration de revenus : il s'agit soit du nombre d'années écoulées depuis qu'ils ont atteint l'âge de 16 ans, soit du nombre d'années observées dans le cas où l'individu avait plus de 16 ans au moment de la première année d'observation (c'est-à-dire l'année T).

¹⁷ Pour le cas de référence, on suppose également que l'enfant est âgé de 29 ans en 1995, que le parent le plus âgé a 49 ans à l'année T et que les deux parents ont produit des déclarations de revenus pour chacune des cinq années précédant l'année de transition (T+1). (Il s'agit là des valeurs modales.)

estimations, la probabilité qu'un garçon présentant les caractéristiques du cas de référence se marie est d'environ 50 %, alors qu'elle chute à 43 % pour celui qui vient d'une famille désunie.¹⁸

La probabilité d'avoir un enfant avant 21 ans apparaît sensiblement plus élevée chez les femmes de familles endeuillées que chez les autres groupes. (Cette probabilité est moindre chez les hommes de familles désunies, mais cela est peut-être dû au fait que la mère, qui se voit généralement accorder la garde, aurait tendance à se prévaloir de l'exemption d'impôt pour enfant.) Contrairement au coefficient lié au fait d'avoir vécu un divorce, qui devient statistiquement non significatif quand on tient compte du revenu des parents, ce coefficient se maintient malgré l'introduction d'autres variables de contrôle.

c) Différence des différences dans un plan d'expérience avant-après

Enfin, le *tableau 4* présente un sommaire des résultats obtenus en utilisant l'équation (3) pour tirer des estimations concernant chacun des dix résultats à l'âge adulte. Les valeurs p liées aux tests t de signification du terme d'interaction pour le divorce en 1987, β_6 dans l'équation (3), sont données pour le modèle le plus simple, sans variable de contrôle, et pour le modèle comprenant l'ensemble complet de variables de contrôle (les modèles (1) et (7)).¹⁹ L'impression qui s'en dégage est que l'effet du divorce des parents après l'entrée en vigueur de la nouvelle loi n'est pas différent de ce qu'il était immédiatement avant. Les résultats établis à partir d'échantillons regroupant hommes et femmes sont aussi présentés, mais la taille supérieure de l'échantillon ne conduit pas à des estimations plus précises. La principale exception à cette conclusion a trait au comportement des femmes à l'égard de la séparation. Quel que soit l'ensemble de variables de contrôle introduites, les femmes avaient moins de chances de s'être séparées (après avoir déclaré être mariées) si leurs parents avaient divorcé en 1987 plutôt qu'en 1985. En fait, cela est également le cas, mais dans une plus faible mesure, pour les femmes dont les parents ont divorcé en 1983, avant le débat public sur les modifications législatives. (Dans le modèle complet, les coefficients logits s'établissent respectivement à $-0,403$ et $-0,342$ pour les termes d'interaction de 1987 et 1983.) Par conséquent, on peut rejeter, avec une valeur p de 9,1 %, l'hypothèse voulant que $\beta_6 - \beta_7 = 0$, ou que les termes d'interaction liés au divorce et au décès soient les mêmes en 1987.²⁰ En même temps, on doit noter que la probabilité de divorce chez les femmes n'est pas influencée par la position dans le temps du divorce de leurs parents.

Il importe de souligner que les indicateurs pour le divorce et le décès continuent à se comporter selon les mêmes schémas que ceux que l'on trouve au *tableau 2* pour tous les modèles. Cette absence de contraste est attribuable au fait que la position dans le temps de ce changement

¹⁸ J'ai également estimé l'âge au premier mariage en utilisant les modèles des hasards proportionnels de Cox, en excluant les individus qui n'étaient pas encore mariés en 1995. Ces modèles confirment les résultats logits. Une fois l'âge des parents neutralisé, la probabilité de base pour les individus de familles endeuillées et intactes n'apparaît pas statistiquement différente. Cependant, les individus issus de familles désunies ont toujours des indices de risque beaucoup plus bas : plus de 20 % plus bas pour le modèle (1) et environ 16 à 18 % pour le modèle (7).

¹⁹ L'estimation a été réalisée en utilisant toutes les caractéristiques présentées au *tableau 2*. Le choix du modèle ne modifie en rien les conclusions. Les résultats complets peuvent être obtenus sur demande.

²⁰ Le terme d'interaction lié au taux de recours à l'assurance-chômage est également significatif chez les femmes dans tous les modèles qui ont fait l'objet d'estimations. Cependant, son signe indique le contraire de ce que l'on aurait prévu : les femmes dont les parents ont divorcé en 1987 ont plus de chances de recevoir des prestations d'assurance-chômage à l'âge adulte que celles dont les parents ont divorcé en 1985.

familial, avant ou après les modifications législatives, ne produit dans l'ensemble aucune différence.

4. Conclusion

L'objectif de la recherche résumée dans cet article est d'estimer le « véritable » effet du divorce sur la capacité des enfants de devenir des adultes autonomes. La démarche choisie vise à isoler le rôle causal du divorce en établissant un schéma quasi expérimental utilisant des groupes expérimentaux multiples; elle se fonde sur le postulat selon lequel la perte parentale par décès est de nature plus exogène que celle causée par le divorce des parents. Les résultats sur le marché du travail et le comportement social à l'âge adulte des individus issus de familles endeuillées fournissent des repères pour évaluer les conséquences du divorce des parents. Les résultats des individus dont le passé est marqué par un deuil sont utilisés pour représenter les effets de la perte parentale, et toute différence entre ceux-ci et les résultats des individus de familles désunies reflète les conséquences de la nature endogène du divorce.

Un examen des différences brutes entre ces groupes et entre ceux-ci et les individus provenant de familles intactes permet de constater que la perte parentale conduit à des résultats inférieurs pour un large éventail de mesures économiques et sociales. On s'aperçoit également que le fait de provenir d'une famille désunie est encore plus désavantageux que d'avoir perdu un parent par décès. Les méthodes basées sur la différence des différences et l'emploi de variables de contrôle montrent qu'en neutralisant les effets du revenu des parents et de leur activité sur le marché du travail, on élimine les différences entre les individus de familles désunies et de familles endeuillées pour toute une série de résultats liés au marché du travail. Dans de nombreux cas, la différence entre ces groupes et les individus de familles intactes est aussi éliminée. Les revenus et les gains des hommes sont quelque peu réduits (d'environ trois pour cent) mais les revenus et les gains des femmes demeurent inchangés, quel que soit le passé familial. Toutefois, les individus issus de familles endeuillées et désunies recourent en plus grande proportion à l'aide au revenu (mais pas à l'assurance-chômage).

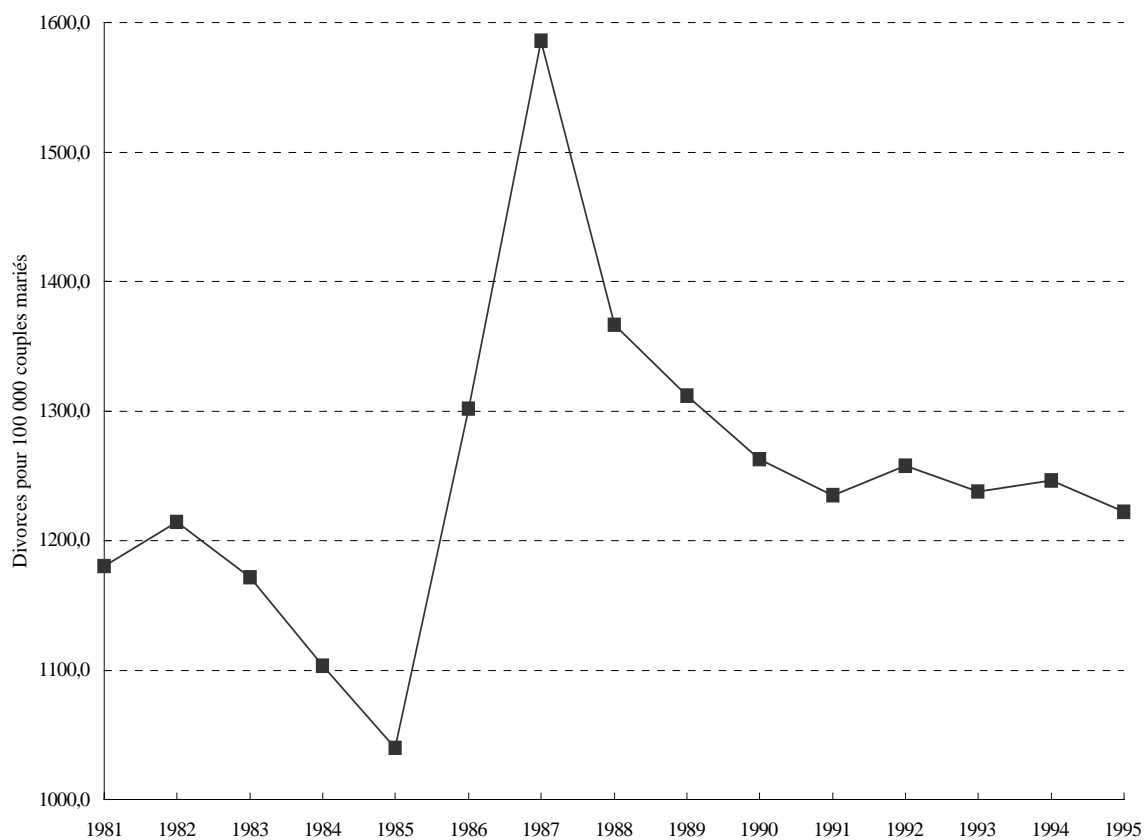
Les principales conséquences du divorce des parents ont trait au comportement social des enfants, et plus particulièrement à leur comportement vis-à-vis du mariage. Ces conclusions rejoignent ainsi les récentes constatations de Lang et Zagorsky (1997), faites à partir de données américaines, et celles de LeBourdais et Marcil-Gratton (1998), à partir de données canadiennes. Le divorce des parents exerce un effet négatif significatif sur la probabilité que les enfants se marient. Non seulement les enfants dont les parents ont divorcé ont-ils davantage tendance que les enfants de familles intactes à reporter le moment de leur mariage, mais une fois mariés, ils ont plus de chances de vivre une séparation ou un divorce. Par ailleurs, le comportement vis-à-vis du mariage des enfants de familles endeuillées n'est pas différent de celui des enfants de familles intactes. Il semble raisonnable de conclure qu'au moins pour cet ensemble de résultats, la perte parentale par divorce n'est pas équivalente à une perte par décès. En particulier, l'attitude face à la vie familiale et à l'importance du mariage peut demeurer inchangée après la perte d'un parent par décès, alors que le fait d'avoir été témoin du divorce de leurs parents peut amener les enfants à considérer le mariage comme un mode de vie beaucoup plus risqué. Il est peu probable que ces différences entre enfants de familles endeuillées et désunies reflètent l'influence de facteurs non observables, notamment du climat de tension et de conflit auquel les enfants de parents qui divorcent peuvent être exposés. Une étude sur des enfants dont les parents ont divorcé avant et après l'assouplissement de la Loi sur le divorce du Canada, qui visait à

réduire le caractère accusatoire du divorce, tend à démontrer qu'une telle réduction n'a pas diminué la probabilité que les enfants éprouvent à leur tour de l'instabilité dans leur mariage.

Il semble bien que, pour comprendre les répercussions à long terme du divorce, il faille observer l'évolution de la famille avant le divorce. Le revenu des parents et leur comportement sur le marché du travail sont les variables d'arrière-plan décisives dont on doit tenir compte, et elles pourraient, dans une certaine mesure, représenter une approximation du stress éprouvé par la famille et de la quantité de temps consacré aux enfants par les parents. Si tel est le cas, les résultats donnent à penser que ce n'est pas le divorce en soi qui conditionne le rendement des enfants, mais plutôt la qualité du capital social et humain auquel ils ont accès durant leurs années de formation.

Certaines mises en garde s'imposent concernant cette analyse. D'abord, elle se concentre sur l'effet du divorce sur les adolescents et non sur les jeunes enfants. Il est possible que les effets d'une perte parentale, particulièrement sur le plan du développement cognitif, soient plus grands chez les plus jeunes. Néanmoins, l'adolescence est une période importante où l'on construit son capital humain et où l'on se fait une idée du mariage. Ensuite, il se peut que l'effet du divorce obéisse à des schémas non linéaires, touchant différemment les individus selon leur position dans l'échelle des revenus. L'analyse s'est arrêtée presque exclusivement aux effets moyens. Il serait raisonnable de supposer que l'effet d'une perte parentale est plus grand chez les enfants de familles à revenu plus faible puisque celles-ci disposent de moins de ressources pour compenser cette perte. Ce sont là des voies ouvertes pour de futures recherches.

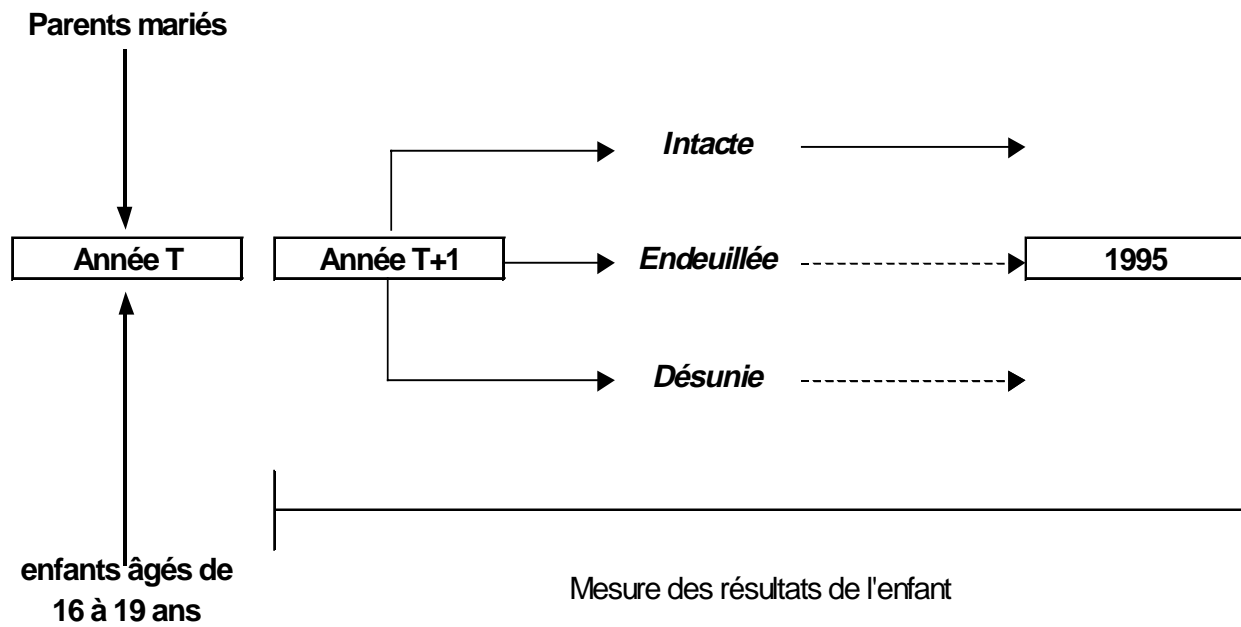
Figure 1
TAUX DE DIVORTIALITÉ AU CANADA : 1981 À 1995
(Taux pour 100 000 couples mariés)



Source : Gentleman et Park (1997, *tableau 1*)

Figure 2

DIAGRAMME DE TRAITEMENT DES DONNÉES



T = 1982, 1984, 1986

Tableau 1

STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Variable	Hommes				Femmes			
	Moyenne	type	Écart- Minimum	Maximum	Moyenne	type	Écart- Minimum	Maximum
RÉSULTATS DE L'ENFANT								
Revenu lié au marché (X 1000)	20,559	16,191	-79,654	451,598	15,999	85,549	-24,488	19 432,380
Gains (X 1000)	18,621	15,112	0	504,241	13,896	11,149	0	163,495
Activité sur le marché du travail (années)	11,614	2,217	1	14	11,816	2,006	1	14
Assurance-chômage	0,354		0	1	0,442		0	1
Études postsecondaires	0,601		0	1	0,724		0	1
Aide au revenu	0,102		0	1	0,084		0	1
S'est déjà marié	0,475		0	1	0,620		0	1
S'est déjà séparé	0,071		0	1	0,101		0	1
A déjà divorcé	0,030		0	1	0,048		0	1
A des enfants à 21 ans	0,007		0	1	0,010		0	1
PASSÉ FAMILIAL								
Deuil	0,060		0	1	0,060		0	1
Divorce	0,050		0	1	0,052		0	1
AUTRES VARIABLES DE CONTRÔLE								
Âge de l'enfant en 1995 (décennies)	2,916	0,198	2,5	3,2	2,918	0,196	2,5	3,2
Âge de l'enfant au carré	0,039	0,039	0,000	0,160	0,039	0,039	0,000	0,160
Âge parental (décennies)	4,865	0,663	3,100	8,800	4,895	0,662	3,100	8,300
Âge parental au carré	0,440	0,646	0,000	15,210	0,438	0,657	0,000	11,560
Revenu moyen du père (X 1000)	34,659	40,093	-101,234	4 646,872	35,778	43,927	-88,232	3 178,663
Rev. moyen de la mère (X 1000)	10,216	14,056	-43,458	1 079,372	10,904	12,914	-12,482	545,002
Activité du père/marché du travail	4,666	1,162	0	5	4,651	1,196	0	5
Activité de la mère/marché du travail	4,228	1,699	0	5	4,270	1,654	0	5
Secteur d'emploi du père								
Primaire	0,037		0	1	0,034		0	1
Fabrication	0,194		0	1	0,192		0	1
Construction	0,076		0	1	0,071		0	1
Transport	0,083		0	1	0,084		0	1
Commerce	0,114		0	1	0,115		0	1
Service d'incendie	0,060		0	1	0,063		0	1
Secteur public	0,169		0	1	0,174		0	1
Services	0,043		0	1	0,042		0	1
Non classé	0,001		0	1	0,001		0	1
Secteur d'emploi de la mère								
Primaire	0,016		0	1	0,013		0	1
Fabrication	0,066		0	1	0,068		0	1
Construction	0,013		0	1	0,012		0	1
Transport	0,015		0	1	0,015		0	1
Commerce	0,096		0	1	0,098		0	1
Service d'incendie	0,048		0	1	0,054		0	1
Secteur public	0,139		0	1	0,140		0	1
Services	0,057		0	1	0,057		0	1
Non classé	0,001		0	1	0,001		0	1

(page suivante)

Tableau 1 (fin)

STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Variable	Hommes				Femmes			
	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Terre-Neuve	0,025	0	0	1	0,020	0	0	1
Île-du-Prince-Édouard	0,006	0	0	1	0,006	0	0	1
Nouvelle-Écosse	0,033	0	0	1	0,032	0	0	1
Nouveau-Brunswick	0,030	0	0	1	0,030	0	0	1
Est du Québec	0,061	0	0	1	0,051	0	0	1
Montréal	0,063	0	0	1	0,069	0	0	1
Ouest du Québec	0,089	0	0	1	0,077	0	0	1
Est de l'Ontario	0,054	0	0	1	0,058	0	0	1
Centre de l'Ontario	0,115	0	0	1	0,118	0	0	1
Toronto	0,080	0	0	1	0,090	0	0	1
Sud de l'Ontario	0,085	0	0	1	0,084	0	0	1
Nord de l'Ontario	0,033	0	0	1	0,034	0	0	1
Manitoba	0,045	0	0	1	0,047	0	0	1
Saskatchewan	0,044	0	0	1	0,037	0	0	1
Alberta	0,093	0	0	1	0,095	0	0	1
Colombie-Britannique	0,087	0	0	1	0,091	0	0	1
Yukon ou T. N.-O.	0,057	0	0	1	0,060	0	0	1
Nombre d'observations	69 815				52 673			

Source : Calculs de l'auteur d'après des données administratives

Voir le texte pour les définitions des variables. Tous les montants sont exprimés en milliers de dollars de 1986, calculés en utilisant l'IPC pour tenir compte de l'inflation. L'âge de l'enfant au carré et l'âge parental au carré sont établis à partir de l'écart de l'âge à la moyenne.

Tableau 2
GROUPES EXPÉRIMENTAUX MULTIPLES : DIFFÉRENCES, ET DIFFÉRENCE DES DIFFÉRENCES

	Hommes						Femmes											
	Type de famille			Différences			Différences des différences			Type de famille			Différences			Différences des différences		
	Intacte (1)	Endeuillée (2)	Désunie (3)	(2)-(1) (4)	(3)-(1) (5)	(5)-(4) (6)	Intacte (1)	Endeuillée (2)	Désunie (3)	(2)-(1) (4)	(3)-(1) (5)	(5)-(4) (6)						
1 REVENU																		
Moyenne	20 769	19 790	17 721	-979	-3 048	-2 069	16 148	15 363	14 185	-785	-1 963	-1 177						
Écart-type	16 234	16 953	14 067	271	248	367	90 662	11 992	13 012	470	488	678						
Valeur p, test t				0,000	0,000	0,000				0,048	0,000							
Valeur p, test de Wilcoxon				0,000	0,000					0,109	0,000							
2 GAINS																		
Moyenne	18 795	17 720	16 575	-1 075	-2 220	-1 145	13 967	13 813	12 771	-153	-1 196	-1 042						
Écart-type	15 180	15 148	13 597	242	239	340	11 166	10 802	11 204	199	221	297						
Valeur p, test t				0,000	0,000	0,000				0,220	0,000	0,000						
Valeur p, test de Wilcoxon				0,000	0,000					0,381	0,000							
3 ACTIVITÉ SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL																		
N ^{bre} moyen d'années de déclaration de revenus	9,46	9,39	8,91	-0,077	-0,550	-0,473	9,58	9,59	9,34	0,016	-0,240	-0,256						
Écart-type	1,74	1,86	2,05	0,030	0,036	0,046	1,58	1,61	1,70	0,030	0,033	0,045						
Valeur p, test t				0,005	0,000					0,708	0,000							
4 ASSURANCE-CHÔMAGE																		
Proportion de prestataires	0,353	0,360	0,374	0,007	0,021	0,014	0,443	0,436	0,431	-0,007	-0,013	-0,005						
Valeur p, test de proportions				0,171	0,006					0,215	0,101							
5 ÉTUDES POSTSECONDAIRES																		
Proportion	0,610	0,545	0,522	-0,065	-0,088	-0,023	0,729	0,678	0,676	-0,052	-0,053	-0,001						
Valeur p, test de proportions				0,000	0,000					0,000	0,000							
6 AIDE AU REVENU																		
Proportion de prestataires	0,097	0,128	0,164	0,032	0,068	0,036	0,079	0,099	0,141	0,020	0,062	0,042						
Valeur p, test de proportions				0,000	0,000					0,000	0,000							
7 S'EST DÉJÀ MARIÉ																		
Proportion	0,481	0,463	0,398	-0,017	-0,083	-0,066	0,626	0,606	0,536	-0,020	-0,090	-0,070						
Valeur p, test de proportions				0,016	0,000					0,014	0,000							
8 S'EST DÉJÀ SÉPARÉ*																		
Proportion	0,117	0,136	0,165	0,019	0,047	0,029	0,140	0,147	0,195	0,007	0,055	0,048						
Valeur p, test de proportions				0,008	0,000					0,205	0,000							

9	A DÉJÀ DIVORCÉ*												
	Proportion	0,055	0,059	0,080	0,003	0,025	0,022	0,070	0,074	0,100	0,005	0,031	0,026
	Valeur p, test de proportions				0,278	0,000					0,217	0,000	
10	ENFANTS AVANT 21 ANS												
	Proportion	0,0068	0,0082	0,0066	0,0014	-0,0001	-0,0015	0,0089	0,0174	0,0158	0,0085	0,0070	-0,0015
	Valeur p, test de proportions				0,166	0,465					0,000	0,000	
	Nombre d'observations	62 180	4 166	3 469				46 786	3 170	2 717			

* À condition d'avoir déjà déclaré être marié. Le nombre d'observations chez les hommes est de : familles intactes – 29 886; endeuillées – 1 930; désunies – 1 370. Le nombre d'observations chez les femmes est de : familles intactes – 29 265; endeuillées – 1 920; désunies – 1 455.

Aux colonnes (4) et (5) les valeurs prédictives sont établies pour un test unilatéral; aux colonnes (6) elles le sont pour un test bilatéral.

Tableau 3

DIFFÉRENCES DES DIFFÉRENCES AVEC VARIABLES DE CONTRÔLE

Résultats de l'enfant	Fils							Filles						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
1. Revenu moyen à l'âge adulte	(Coefficients de régression des moindres carrés)							(Coefficients de régression des moindres carrés)						
Décès d'un parent	-0,979	-1,312	-1,153	-0,846	-0,693	-0,641	-0,637	-0,785	-0,906	-0,855	2,981	1,980	1,768	1,594
Valeur p, test t	0,000	0,000	0,000	0,003	0,013	0,019	0,019	0,095	0,067	0,018	0,299	0,312	0,308	0,314
Divorce des parents	-3,048	-2,963	-2,848	-1,703	-0,487	-0,453	-0,620	-1,963	-1,924	-1,384	7,344	-1,660	-1,927	-1,533
Valeur p, test t	0,000	0,000	0,000	0,000	0,100	0,125	0,039	0,000	0,000	0,006	0,284	0,327	0,316	0,330
Valeur p, test F d'égalité	0,000	0,000	0,000	0,022	0,589	0,621	0,963	0,000	0,000	0,150	0,282	0,308	0,303	0,307
Moyenne quadratique	0,002	0,026	0,026	0,059	0,060	0,063	0,067	0,000	0,002	0,000	0,074	0,075	0,077	0,078
2. Gains moyens à l'âge adulte	(Coefficients de régression des moindres carrés)							(Coefficients de régression des moindres carrés)						
Décès d'un parent	-1,075	-1,365	-1,109	-0,941	-0,766	-0,646	-0,607	-0,153	-0,224	-0,336	0,120	-0,083	-0,018	0,002
Valeur p, test t	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002	0,009	0,013	0,440	0,259	0,094	0,551	0,679	0,928	0,994
Divorce des parents	-2,220	-2,144	-2,154	-1,487	-0,061	0,014	-0,191	-1,196	-1,168	-0,663	-0,326	0,118	0,133	0,120
Valeur p, test t	0,000	0,000	0,000	0,000	0,830	0,962	0,507	0,000	0,000	0,003	0,187	0,677	0,637	0,676
Valeur p, test F d'égalité	0,001	0,017	0,002	0,111	0,052	0,068	0,250	0,000	0,001	0,268	0,500	0,546	0,648	0,724
Moyenne quadratique	0,001	0,022	0,023	0,033	0,035	0,041	0,052	0,001	0,006	0,009	0,024	0,024	0,028	0,052
3. N ^{bre} d'années de déclaration de revenus	(Régression de Poisson – Taux de fréquence relative)							(Régression de Poisson – Taux de fréquence relative)						
Décès d'un parent	0,986	0,983	0,985	0,985	0,989	0,989	0,988	0,997	0,996	0,997	0,997	1,000	1,001	1,000
Valeur p, test t	0,002	0,000	0,001	0,001	0,019	0,024	0,013	0,595	0,418	0,617	0,624	0,991	0,887	0,963
Divorce des parents	0,948	0,948	0,948	0,948	0,982	0,983	0,979	0,979	0,978	0,976	0,976	0,997	0,998	0,994
Valeur p, test t	0,000	0,000	0,000	0,000	0,005	0,005	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,726	0,780	0,419
Valeur p, test d'égalité de Wald	0,000	0,000	0,000	0,000	0,390	0,373	0,236	0,015	0,022	0,007	0,007	0,773	0,747	0,476
Pseudo moyenne quadratique	0,000	0,002	0,002	0,002	0,003	0,003	0,004	0,000	0,003	0,003	0,003	0,003	0,004	0,004

4. Probabilité de recours à l'A.-C.	(Coefficients logits)							(Coefficients logits)						
Décès d'un parent	0,032	0,050	0,065	-0,002	0,014	0,016	0,005	-0,030	-0,037	-0,009	-0,032	-0,016	-0,015	-0,031
Valeur p, test t	0,334	0,132	0,056	0,943	0,683	0,637	0,884	0,419	0,322	0,802	0,392	0,673	0,696	0,423
Divorce des parents	0,092	0,088	0,028	-0,153	-0,002	0,004	-0,026	-0,052	-0,047	-0,087	-0,137	0,005	0,010	-0,011
Valeur p, test t	0,011	0,015	0,455	0,000	0,964	0,931	0,560	0,195	0,234	0,032	0,002	0,915	0,853	0,831
Valeur p, test d'égalité de Wald	0,212	0,427	0,444	0,003	0,765	0,817	0,566	0,680	0,839	0,152	0,062	0,726	0,691	0,757
Pseudo moyenne quadratique	0,000	0,003	0,005	0,017	0,018	0,022	0,038	0,000	0,002	0,002	0,004	0,005	0,006	0,013
5. Probabilité d'études postsecondaires	(Coefficients logits)							(Coefficients logits)						
Décès d'un parent	-0,266	-0,253	-0,275	-0,139	-0,159	-0,159	-0,151	-0,249	-0,239	-0,276	-0,145	-0,159	-0,161	-0,145
Valeur p, test t	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001
Divorce des parents	-0,359	-0,361	-0,249	0,185	-0,007	-0,014	0,037	-0,256	-0,258	-0,137	0,259	0,108	0,089	0,153
Valeur p, test t	0,000	0,000	0,000	0,000	0,879	0,749	0,414	0,000	0,000	0,002	0,000	0,057	0,119	0,008
Valeur p, test d'égalité de Wald	0,044	0,019	0,581	0,742	0,004	0,006	0,001	0,903	0,742	0,017	0,000	0,000	0,000	0,000
Pseudo moyenne quadratique	0,002	0,004	0,009	0,057	0,058	0,062	0,071	0,001	0,008	0,011	0,055	0,055	0,061	0,070
6. Probabilité de recours à l'aide au revenu Income	(Coefficients logits)							(Coefficients logits)						
Décès d'un parent	0,319	0,333	0,341	0,244	0,235	0,238	0,218	0,249	0,263	0,307	0,201	0,203	0,206	0,200
Valeur p, test t	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002	0,001	0,001	0,002
Divorce des parents	0,607	0,605	0,504	0,224	0,147	0,152	0,119	0,649	0,646	0,505	0,185	0,193	0,210	0,213
Valeur p, test t	0,000	0,000	0,000	0,000	0,019	0,015	0,064	0,000	0,000	0,000	0,004	0,017	0,010	0,011
Valeur p, test d'égalité de Wald	0,000	0,000	0,017	0,767	0,247	0,257	0,197	0,000	0,000	0,019	0,848	0,919	0,971	0,896
Pseudo moyenne quadratique	0,004	0,005	0,008	0,025	0,025	0,028	0,035	0,004	0,007	0,010	0,027	0,027	0,031	0,035
7. Probabilité de s'être déjà marié	(Coefficients logits)							(Coefficients logits)						
Décès d'un parent	-0,070	-0,132	-0,059	-0,061	-0,042	-0,042	-0,036	-0,084	-0,122	-0,060	-0,064	-0,041	-0,041	-0,010
Valeur p, test t	0,030	0,000	0,079	0,070	0,215	0,211	0,298	0,026	0,001	0,124	0,100	0,302	0,296	0,803
Divorce des parents	-0,338	-0,340	-0,450	-0,461	-0,292	-0,293	-0,269	-0,371	-0,376	-0,487	-0,489	-0,292	-0,292	-0,239
Valeur p, test t	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Valeur p, test d'égalité de Wald	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Pseudo moyenne quadratique	0,001	0,035	0,039	0,039	0,039	0,040	0,057	0,001	0,029	0,032	0,032	0,033	0,034	0,051

8. Probabilité de s'être déjà séparé*		(Coefficients logits)							(Coefficients logits)						
Décès d'un parent		0,168	0,145	0,185	0,158	0,164	0,165	0,159	0,057	0,047	0,089	0,083	0,081	0,091	0,094
Valeur p, test t		0,015	0,036	0,009	0,026	0,021	0,020	0,026	0,391	0,478	0,186	0,220	0,233	0,182	0,167
Divorce des parents		0,395	0,389	0,261	0,170	0,224	0,228	0,207	0,396	0,396	0,295	0,274	0,232	0,249	0,293
Valeur p, test t		0,000	0,000	0,001	0,035	0,019	0,017	0,033	0,000	0,000	0,000	0,000	0,011	0,006	0,002
Valeur p, test d'égalité de Wald		0,021	0,014	0,455	0,909	0,600	0,582	0,675	0,000	0,000	0,031	0,048	0,167	0,147	0,074
Pseudo moyenne quadratique		0,001	0,009	0,012	0,014	0,014	0,015	0,019	0,001	0,005	0,007	0,007	0,008	0,011	0,013
9. Probabilité d'avoir déjà divorcé*		(Coefficients logits)							(Coefficients logits)						
Décès d'un parent		0,064	0,033	0,096	0,086	0,095	0,092	0,094	0,075	0,059	0,097	0,099	0,098	0,107	0,110
Valeur p, test t		0,522	0,740	0,345	0,400	0,350	0,369	0,358	0,407	0,511	0,292	0,279	0,288	0,246	0,234
Divorce des parents		0,406	0,397	0,285	0,255	0,354	0,353	0,372	0,401	0,400	0,302	0,315	0,314	0,323	0,358
Valeur p, test t		0,000	0,000	0,007	0,019	0,008	0,008	0,006	0,000	0,000	0,001	0,001	0,009	0,007	0,003
Valeur p, test d'égalité de Wald		0,014	0,009	0,187	0,242	0,110	0,107	0,087	0,008	0,006	0,109	0,093	0,135	0,137	0,088
Pseudo moyenne quadratique		0,001	0,012	0,014	0,015	0,015	0,017	0,019	0,001	0,011	0,012	0,012	0,012	0,015	0,018
10. Probabilité d'avoir des enfants avant 21 ans 21		(Coefficients logits)							(Coefficients logits)						
Décès d'un parent		0,191	0,191	0,298	0,174	0,205	0,205	0,213	0,679	0,711	0,805	0,639	0,680	0,693	0,718
Valeur p, test t		0,287	0,288	0,113	0,347	0,265	0,266	0,249	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Divorce des parents		-0,019	-0,017	-0,307	-0,687	-0,434	-0,437	-0,454	0,586	0,578	0,317	-0,106	0,152	0,179	0,191
Valeur p, test t		0,931	0,938	0,168	0,003	0,088	0,087	0,079	0,000	0,000	0,056	0,556	0,515	0,438	0,413
Valeur p, test d'égalité de Wald		0,440	0,445	0,034	0,003	0,040	0,040	0,033	0,649	0,517	0,025	0,001	0,045	0,049	0,046
Pseudo moyenne quadratique		0,000	0,001	0,011	0,023	0,024	0,028	0,050	0,005	0,014	0,023	0,044	0,046	0,052	0,061
Autres variables de contrôle		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Âge de l'enfant et âge au carré			OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI		OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
Âge parental et âge au carré				OUI	OUI	OUI	OUI	OUI			OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
Revenu moyen du père					OUI	OUI	OUI	OUI				OUI	OUI	OUI	OUI
Revenu moyen de la mère					OUI	OUI	OUI	OUI				OUI	OUI	OUI	OUI
N ^{hnc} d'années de déclaration du père						OUI	OUI	OUI					OUI	OUI	OUI
N ^{hnc} d'années de déclaration de la mère						OUI	OUI	OUI					OUI	OUI	OUI
Secteur d'emploi du père							OUI	OUI						OUI	OUI
Secteur d'emploi de la mère							OUI	OUI						OUI	OUI
Province et région de résidence								OUI							OUI

Nombre d'observations = 69 815

Nombre d'observations = 52 673

Un terme constant est inclus dans tous les modèles. Les erreurs-types sont calculées à l'aide d'estimateurs hétéroscédastiques robustes de la matrice de variances-covariances.

* Les calculs de probabilité pour les catégories « s'est déjà séparé » et « a déjà divorcé » sont menés à partir de ceux qui se sont mariés, et reposent sur des échantillons dont la taille est de 33 195 hommes et 32 640 femmes.

Tableau 4
DIFFÉRENCES DES DIFFÉRENCES POUR UN PLAN D'EXPÉRIENCE AVANT-APRÈS AVEC DES
GROUPES EXPÉRIMENTAUX MULTIPLES

Résultats de l'enfant	Valeur p, test t		
	Hommes	Femmes	Échantillon regroupé
1. Aucune variable de contrôle – Modèle (1)			
Revenu du marché	0,914	0,406	0,491
Gains	0,765	0,733	0,970
Activité sur le marché du travail	0,543	0,441	0,382
Études postsecondaires	0,089	0,504	0,487
Aide au revenu	0,470	0,758	0,462
Assurance-chômage	0,680	0,049	0,301
S'est déjà marié	0,303	0,377	0,956
S'est déjà séparé	0,572	0,037	0,254
A déjà divorcé	0,895	0,499	0,579
Enfants avant 21 ans	0,793	0,827	0,937
2. Toutes les variables de contrôle – Modèle (7)			
Revenu du marché	0,870	0,195	0,424
Gains	0,591	0,680	0,888
Activité sur le marché du travail	0,459	0,468	0,338
Études postsecondaires	0,126	0,506	0,544
Aide au revenu	0,663	0,665	0,561
Assurance-chômage	0,585	0,032	0,250
S'est déjà marié	0,385	0,204	0,687
S'est déjà séparé	0,593	0,040	0,278
A déjà divorcé	0,930	0,497	0,619
Enfants avant 21 ans	0,772	0,943	0,988

Les chiffres du tableau sont les valeurs prédictives liées au test t du coefficient β_6 de l'équation (3), décrite dans le texte.

Voir le *tableau 3* pour l'explication des procédures d'estimations utilisées et la liste des autres variables de contrôle introduites dans les modèles.

BIBLIOGRAPHIE

- AMATO, Paul R. (1993). « Children's Adjustment to Divorce: Theories, Hypotheses, and Empirical Support. » *Journal of Marriage and the Family*. Vol. 55, 23-38.
- BECKER, Gary S. (1991). *A Treatise on the Family*. Édition augmentée. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- BLOOM, Howard S., Larry L. Orr, Stephen H. Bell, George Cave, Fred Doolittle, Winston Lin, et Johannes M. Bos (1997). « The Benefits and Costs of JTPA Title II-A Programs: Key Findings from the National Job Training Partnership Act Study. » *Journal of Human Resources*. Vol. 32, n° 3 (Été), 449-76.
- CHERLIN, Andrew J., Frank F. Furtenberg Jr., P. Lindsay Chase-Lansdale, Kathleen E. Kiernan, Philip K. Robins, Donna Ruane Morrison, Julien O. Teitler (1991). « Longitudinal Studies of Effects of Divorce on Children in Great Britain and the United States. » *Science*. Vol. 252, 1386-89.
- CORAK, Miles et Andrew Heisz (1998). « The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data. » *Journal of Human Resources*. À paraître.
- DUNCAN, Greg J., W. Jean Yeung, Jeanne Brooks-Gunn, et Judith R. Smith (1998). « How Much Does Childhood Poverty Affect the Life Chances of Children? » *American Sociological Review*. Vol. 63, n° 3, 406-23.
- DUMAS, Jean et Yves Péron (1992). *Mariage et vie conjugale au Canada*. Ottawa: Statistique Canada, n° 91-534F au catalogue.
- GENTLEMAN, Jane F. et Evelyn Park (1997). « Divorces des années 1990. » *Rapports sur la santé*. Vol. 9, n° 2. Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue.
- HAVEMAN, Robert et Barbara Wolfe (1995). « The Determinants of Children's Attainments: A Review of Methods and Findings. » *Journal of Economic Literature*. Vol. 23, 1829-78.
- LeBOURDAIS, Céline et Nicole Marcil-Gratton (1998). « Incidence de la rupture d'union des parents durant l'enfance sur le comportement démographique des jeunes adultes. » Dans *Les marchés du travail, les institutions sociales et l'avenir des enfants au Canada*, sous la direction de Miles Corak. Statistique Canada, n° 89-553 au catalogue.
- LANG, Kevin et Jay L. Zagorsky (1997). « Does Growing Up with a Parent Absent Really Hurt? » Miméographie non publiée.
- McLANAHAN, Sara et Gary Sandefur (1994). *Growing Up with a Single Parent: What Hurts, What Helps*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- MANKSI, Charles F., Gary D. Sandefur, Sara McLanahan, et Daniel Powers (1992). « Alternative Estimates of the Effect of Family Structure During Adolescence on High

School Graduation. » *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 87, n° 417, 25-37.

MAYER, Susan E. (1997). *What Money Can't Buy: Family Income and Children's Life Chances*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.

MEYER, Bruce D. (1995). « Natural and Quasi-Experiments in Economics. » *Journal of Business and Economic Statistics*. Vol. 13, n° 2, 151-61.

MILLAR, Wayne J. (1996). « Comment rejoindre les fumeurs de faible niveau de scolarité. » *Rapports sur la santé*. Vol. 8, n° 2. Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue.

MINISTÈRE DE LA JUSTICE, Gouvernement du Canada (1984). *Propositions de réforme du droit du divorce au Canada*. Ottawa: Ministère des Approvisionnements et Services Canada.

MULLIGAN, Casey B. (1997). *Parental Priorities and Economic Inequality*. Chicago: University of Chicago Press.

SANDEFUR, Gary D. et Thomas Wells (1997). « Using Siblings to Investigate the Effects of Family Structure on Educational Attainment. » Institute for Research on Poverty. Document de travail, n° 1144-97.

SOLON, Gary (1997). « Intergenerational Income Mobility in the Labor Market. » Dans Orley Ashenfelter et David Card (dir.). *Handbook of Labor Economics*. À paraître.