



N° 11F0019MIF au catalogue — N° 272

ISSN: 1205-9161

ISBN: 0-662-70773-7

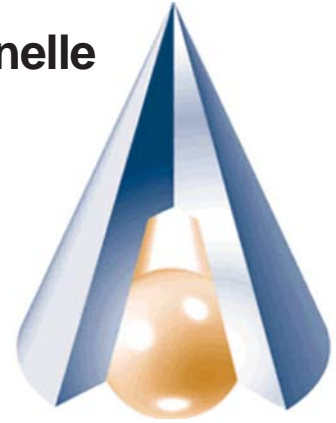
Document de recherche

Direction des études analytiques documents de recherche

Amour et argent : mobilité intergénérationnelle et appariement conjugal d'après le revenu des parents

par Jo Blanden

Division des études sur la famille et le travail
24-F, Immeuble R.-H.-Coats, Ottawa K1A 0T6



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Amour et argent : mobilité intergénérationnelle et appariement conjugal d'après le revenu des parents

par

Jo Blanden*

11F0019 n° 272

ISSN : 1205-9161

ISBN : 0-662-70773-7

Division des études sur la famille et le travail
Statistique Canada

Economics Department
University of Surrey
et

Centre for Economic Performance
London School of Economics

Comment obtenir d'autres renseignements :

Service national de renseignements : 1 800 263-1136

Renseignements par courriel : infostats@statcan.ca

Ce document est disponible sur Internet : (www.statcan.ca)

Décembre 2005

*La présente étude a été entreprise dans le cadre du programme de l'Allocation de recherche de Statistique Canada à l'intention des candidats au doctorat. Je suis reconnaissante à Miles Corak d'avoir facilité mes visites à Statistique Canada et de son aide durant l'étude; Sophie Lefebvre m'a donné des conseils très utiles concernant l'utilisation des données. Je remercie aussi Stephen Machin, Steve Gibbons et Chris Crowe de leurs commentaires constructifs concernant le présent document.

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 la 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 also available in English.

Ce projet fait partie du programme de recherche de la Division des études sur la famille et le travail de Statistique Canada. Il a été exécuté pendant que l'auteur bénéficiait d'une Allocation de recherche de Statistique Canada.

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
2. Contexte théorique et problèmes d'estimation	8
Mobilité intergénérationnelle et appariement assortatif	8
Modèles de recherche et appariement assortatif	11
Problèmes d'estimation.....	14
3. Données et description de la procédure d'appariement	16
Description des données	16
Échantillons intergénérationnels individuels	17
Appariement des conjoints.....	18
Échantillon de conjoints en 1998.....	18
Échantillon des divorces et des séparations.....	19
Les échantillons DMIR sont-ils représentatifs?	19
4. Résultats sur la mobilité intergénérationnelle du revenu.....	22
Mobilité intergénérationnelle du revenu pour les fils et les filles au Canada.....	22
Mobilité intergénérationnelle et appariement assortatif	23
5. Résultats concernant l'appariement assortatif	25
Appariement assortatif selon le niveau de scolarité.....	25
Appariement assortatif selon les gains, le revenu et les antécédents familiaux....	26
Variations de l'appariement assortatif	27
Divorce et appariement assortatif	30
6. Conclusion	31
Tableaux.....	33
Bibliographie.....	45

Résumé

La présente étude examine les interactions entre la mobilité intergénérationnelle du revenu et l'appariement conjugal des jeunes couples au Canada. Nous montrons comment l'appariement assortatif contribue à la persistance intergénérationnelle du revenu du ménage. La force de l'association entre le revenu du beau-fils et celui des parents de la femme signifie que le lien intergénérationnel est plus puissant pour les revenus du ménage que pour le revenu personnel des filles uniquement. Il en est de même si l'on examine la situation du point de vue opposé, de sorte que les gains des filles et de leur partenaire sont reliés au revenu des parents de ce dernier. Ces résultats indiquent que l'appariement assortatif intensifie la persistance intergénérationnelle du revenu au niveau individuel.

Dans la deuxième partie du document, nous considérons l'appariement assortatif selon le revenu parental. Nous constatons que le revenu des parents de la fille a une élasticité de près de 0,2 par rapport au revenu des parents de son partenaire. Cette association est à peu près du même ordre de grandeur que le lien intergénérationnel entre les revenus des parents et des enfants. Nous étudions les variations de la corrélation entre les revenus parentaux en fonction de plusieurs variables mesurées; les corrélations sont plus faibles pour les couples qui cohabitent, ainsi que pour ceux qui forment tôt une union, ceux qui vivent dans les régions rurales et, ce qui est fort intéressant, ceux qui divorcent ultérieurement. Nous interprétons ce dernier résultat comme étant la preuve qu'en moyenne, les couples pour lesquels les revenus des parents sont comparables jouissent d'une union plus stable.

Classification JEL : J12, J62

Mots-clés : Mobilité intergénérationnelle, mariage, revenu familial

1. Introduction

La mobilité intergénérationnelle représente la mesure dans laquelle les revenus d'une génération sont indépendants de ceux de la génération suivante. L'inverse de la mobilité est la persistance; une forte persistance intergénérationnelle signifie que les origines familiales d'une personne auront une influence importante sur sa réussite économique ultérieure. De nombreux décideurs et commentateurs craignent qu'une forte persistance intergénérationnelle soit le signe d'un manque d'égalité des chances.

La persistance intergénérationnelle est habituellement mesurée par le coefficient d'une régression du revenu de l'enfant à l'âge adulte sur le revenu de ses parents, où les mesures du revenu utilisées le plus fréquemment sont les gains du fils et du père (voir Solon, 1999, pour une revue). Cependant, nous pouvons imaginer que le concept d'intérêt sous-jacent est la mesure dans laquelle le bien-être économique est transmis d'une génération à la suivante. Si les revenus sont mis en commun dans les couples, alors la mesure la plus naturelle de la persistance intergénérationnelle est la force de la relation entre les revenus familiaux totaux des deux générations; conséquemment, le revenu du partenaire de l'enfant (si tant est qu'il y en ait un) jouera un rôle.

Une fois que l'on connaît le rôle que joue la formation des partenariats dans la persistance intergénérationnelle, il devient clair que la façon dont les individus s'assortissent pour former des couples aura une incidence sur cette persistance. Selon la littérature économique et sociologique (dont nous parlerons davantage plus loin), les individus ont tendance à s'apparier de façon assortative à ceux ayant des caractéristiques semblables aux leurs. Si l'appariement assortatif est fort, une personne en épousera une dont le revenu est semblable à celui des parents, ce qui contribuera à la persistance intergénérationnelle du revenu.

Comme nous l'avons mentionné plus haut, la plupart des estimations de la mobilité intergénérationnelle publiées sont axées sur la relation entre les gains des fils et ceux de leur père ou sur le revenu des parents. La mobilité intergénérationnelle du revenu des filles est moins souvent étudiée, à cause des complications dues aux décisions des femmes concernant la participation au marché du travail. La difficulté qu'il y a à mesurer la mobilité intergénérationnelle des gains des femmes a motivé Chadwick et Solon (2002) à considérer le rôle joué par les gains du mari aux États-Unis. Ils dégagent des preuves d'un appariement assortatif important, car le lien entre les gains du mari et le revenu des parents contribue à la forte persistance intergénérationnelle du revenu total pour les filles, même si les gains personnels de ces dernières représentent une part mineure du revenu familial.

Une autre étude apparentée est celle de Blanden (2005a), qui examine la relation entre la mobilité intergénérationnelle et l'appariement assortatif pour les fils ainsi que pour les filles dans deux cohortes britanniques, l'une née en 1958 et l'autre, en 1970. Dans les deux cas, une forte association se dégage entre les gains du partenaire de la fille et le revenu des parents de cette dernière. L'intérêt principal ici est de savoir comment la relation évolue entre les cohortes et un résultat intéressant est qu'une augmentation de la

persistance intergénérationnelle des gains pour les fils est conjuguée à un accroissement important de la relation entre les gains de la partenaire du fils et les revenus des parents de ce dernier. Il semble, cependant, que ce changement soit causé, en grande partie, par l'évolution de la sélection des femmes dans le marché du travail plutôt que par un changement du mécanisme sous-jacent d'appariement.

Dans le présent document, nous utilisons des données uniques pour examiner la mobilité intergénérationnelle et l'appariement assortatif au Canada. Nous mesurons la relation entre le revenu des parents et les gains des fils, des filles et de leur partenaire, ainsi que celle entre le revenu des parents et le revenu combiné de l'enfant et de son ou sa partenaire à la génération suivante. Les estimations de la relation de mobilité intergénérationnelle pour les fils indiquent qu'au Canada, la mobilité intergénérationnelle est particulièrement importante, si l'on s'en tient aux mesures standard (Corak et Heisz, 1999 et Blanden, 2005b), de sorte qu'il est intéressant de comparer les résultats relatifs à l'appariement assortatif à ceux observés pour les États-Unis et pour le Royaume-Uni.

Les données utilisées ici sont les Données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu (DMIR) développées par Statistique Canada. Cette base de données a été établie afin de fournir des preuves de la relation entre les revenus et les gains des parents et ceux des enfants. La production de données d'après les dossiers fiscaux signifie que le nombre d'observations est suffisamment grand pour qu'une majorité des partenaires des filles en 1998 soient également inclus dans l'échantillon. Ceci nous permet d'apparier les femmes aux données sur le revenu de leurs propres parents, de leur partenaire et des parents de leur partenaire, ce qui constitue une mine d'informations qui n'est exploitée dans aucun autre ensemble de données.

La nature des données signifie qu'en plus de fournir les premiers résultats sur la relation entre la mobilité intergénérationnelle et l'appariement assortatif au Canada, il nous est possible d'explorer le lien entre les revenus des parents respectifs des partenaires des couples. Il s'agit de l'autre facette de la relation entre la formation du partenariat et la mobilité intergénérationnelle. Non seulement la formation du partenariat a une incidence sur la mobilité intergénérationnelle, mais les caractéristiques parentales influencent aussi l'appariement des couples. Ici, la force du lien entre les revenus parentaux est interprétée comme une mesure supplémentaire du degré d'appariement assortatif.

À première vue, nous pourrions penser que l'appariement assortatif en fonction des caractéristiques parentales n'est pas important dans une société moderne telle que le Canada, où les individus choisissent généralement eux-mêmes la personne qu'ils épousent et se marient par amour. Cependant, le sociologue William Goode illustre succinctement pourquoi ce n'est pas le cas, car les individus ont tendance à s'associer, et donc à se marier, avec des individus ayant des antécédents comparables.

Puisque la population des mariages aux États-Unis (et de plus en plus dans d'autres pays également) est subdivisée progressivement en groupes dont les membres proviennent d'une même classe sociale, même des conditions permettant aux garçons et aux filles de sortir librement ensemble avec une

certaine forme d'encouragement à tomber amoureux ne menacent pas le système de stratification. Autrement dit, les personnes s'éprennent du « bon » type de personne¹.

La littérature économique offre aussi une contribution en ce qui concerne la façon dont les individus s'apparient pour former des couples. Une classe de modèles mathématiques appelés modèles d'affectation prend en considération la façon dont les agents s'assortissent pour former des paires. En général, ces modèles indiquent que les couples s'apparient positivement en regard de la plupart des caractéristiques, y compris le niveau de scolarité et le revenu des parents. Une discussion plus approfondie de la littérature sur l'appariement conjugal est présentée à la section 2.

Pour étudier explicitement l'appariement assortatif, nous commençons par examiner la concordance entre les niveaux de scolarité des individus. Comme la base de données DMIR est fondée sur des données fiscales et ne contient aucun renseignement sur le niveau de scolarité, nous utilisons les données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) du Canada pour étudier cette question. Nous observons un appariement important en fonction du niveau de scolarité. Le degré d'appariement assortatif en fonction du niveau de scolarité au Canada a été étudié par Magee, Burbidge et Robb (2000). Leur étude repose sur des données provenant de l'Enquête sur les finances des consommateurs couvrant une période de 25 ans pour déterminer si l'appariement des couples en fonction du niveau de scolarité s'est intensifié ou atténué au cours du temps. Ces auteurs constatent qu'en moyenne, la corrélation entre les niveaux de scolarité du mari et de la femme est supérieure à 0,6. En outre, il semble qu'elle ait diminué pour les jeunes couples au cours des années 1990.

Ensuite, nous estimons l'association entre les revenus des parents des conjoints. Autant que nous sachions, la seule autre étude portant sur l'appariement en fonction des antécédents familiaux est celle d'Ermisch et Francesconi (2002). Ces auteurs calculent la régression des scores des parents sur l'échelle de prestige de la profession de Hope-Goldthorpe (une mesure du statut économique et social) sur ceux des beaux-parents. Ils constatent que l'élasticité de l'indice professionnel des parents par rapport à celui des beaux-parents est d'environ 0,16, tandis que l'élasticité intergénérationnelle entre les indices professionnels des parents et des enfants est d'environ 0,2. Il existe donc des preuves que l'association entre les positions sociales des parents respectifs est forte dans les couples.

Si nous considérons la force du lien entre les revenus des beaux-parents comme étant une mesure de l'appariement assortatif, nous pouvons faire un certain nombre de prédictions quant au degré de variation de l'appariement assortatif en fonction des caractéristiques des couples. Nous déterminons dans quelle mesure ces prédictions sont corroborées par les données. Comme nous le verrons, l'information sur les caractéristiques est limitée dans les données administratives utilisées ici, mais les aspects que nous pouvons néanmoins observer confirment nos attentes. Les jeunes gens qui forment une union plus

1. Goode (1982), page 54.

tardivement semblent être appariés plus étroitement en fonction du revenu de leurs parents, de même que ceux qui se marient plutôt que de cohabiter et ceux élevés en milieu urbain plutôt que rural.

À la dernière section de l'exposé empirique nous cherchons à établir si la force de l'appariement d'après le revenu des parents est associée aux probabilités de divorce et de séparation. Nous constatons qu'un appariement faible entre les revenus parentaux est associé à un divorce précoce. Cette analyse a un précédent dans Weiss et Willis (1997) qui utilisent les données sur une cohorte de jeunes américains ayant obtenu leur diplôme d'études secondaires en 1972 pour étudier les déterminants du divorce. Ces auteurs constatent que les individus dont le niveau de scolarité est comparable sont moins susceptibles de divorcer; ce résultat est également observé pour les personnes ayant la même ethnicité et la même religion.

À la section suivante, nous examinons le contexte théorique et l'approche empirique utilisée pour réaliser l'étude. À la section 3, nous décrivons la construction de l'ensemble de données et examinons celles qui indiquent si les échantillons utilisés sont représentatifs de la cohorte complète de Canadiens. À la section 4, nous présentons les résultats concernant la mobilité intergénérationnelle des individus et des couples au Canada, tandis qu'à la section 5, nous nous concentrons sur la présentation des résultats pour l'appariement assortatif. À la section 6, nous donnons nos conclusions.

2. Contexte théorique et problèmes d'estimation

Mobilité intergénérationnelle et appariement assortatif

Nous prenons pour point de départ un modèle de la relation entre l'appariement assortatif et la mobilité intergénérationnelle tiré de Ermisch, Francesconi et Siedler (à paraître). Essentiellement, le modèle combine une représentation très simple de l'appariement conjugal à un modèle simple de mobilité intergénérationnelle pour générer un nombre de prédictions au sujet de la relation entre le niveau de scolarité et le revenu des enfants et de leur partenaire, d'une part, et les revenus de leurs parents, d'autre part.

Ce modèle a pour prémisse que l'assortiment conjugal résulte d'une corrélation positive entre le capital humain des maris et des femmes.

$$\text{Corr}(H_{wi}, H_{hi}) = \rho \quad (1)$$

où H_{wi} et H_{hi} indiquent le capital humain des femmes et des maris, respectivement, dans le couple i .

Aussi bien pour les maris que pour les femmes, le revenu est associé positivement au capital humain, quoique le rendement du capital humain puisse varier selon le sexe, comme dans les équations (2) et (3) qui suivent.

$$\ln Y_{wi} = \tau_w + \gamma_w H_{wi} + v_{wi} \quad (2)$$

$$\ln Y_{hi} = \tau_h + \gamma_h H_{hi} + v_{hi} \quad (3)$$

Dans cette formulation, la relation intergénérationnelle est dictée par le comportement d'optimisation des parents². La fonction d'utilité des parents inclut la consommation de ces derniers et le revenu du ménage de l'enfant, afin que le revenu du ou de la partenaire de leur enfant soit également inclus; π indique la mesure dans laquelle les parents sont altruistes et se soucient du revenu de leur enfant³.

$$U_{wi}^{parents} = (1 - \pi) \ln C_{wi}^{parents} + \pi \ln E(Y_{wit} + Y_{hit}) \quad (4)$$

Les parents résolvent ce modèle sachant leurs contraintes budgétaires, qui leur permettent de dépenser leur revenu courant (pas de dettes ni de legs) aux fins de leur propre consommation ou des études de leurs enfants. Chaque unité de capital humain est produite avec un coût marginal p_H .

La résolution du modèle donne la solution qui suit pour le paramètre intergénérationnel, β , qui est le coefficient d'une régression log-log du revenu de l'enfant sur le revenu des parents. La persistance intergénérationnelle est associée positivement à l'altruisme parental et au rendement des études pour les femmes, mais négativement associée au coût d'investissement.

$$\ln Y_{wi} = \alpha_1 + \beta_w \ln Y_{iw}^{parents} + \varepsilon_{wi} \quad \text{où} \quad \beta_w = \pi \gamma_w / p_H \quad (5)$$

Des facteurs semblables sont importants pour la relation entre le revenu du mari et le revenu des parents de sa femme. Dans ce cas, les caractéristiques du rendement des études du mari figurent dans le modèle et la relation est tempérée par l'appariement

2. Cet aspect n'est pas essentiel. Lam et Schoeni (1994) sont nettement plus ambigus en ce qui concerne les mécanismes qui sous-tendent les liens intergénérationnels dans leur modèle et arrivent néanmoins à des conclusions fort semblables.

3. Aux fins d'illustration, le modèle est dérivé de la fonction d'utilité des parents de la femme, de sorte que le revenu et l'utilité des parents sont assortis de l'indice inférieur w , mais ils peuvent être exprimés symétriquement du point de vue du fils.

assortatif et les différences entre les distributions du niveau de scolarité des maris et des femmes, où σ^H est l'écart-type du capital humain.

$$\ln Y_{hi} = \alpha_2 + \delta_w \ln Y_{iw}^{parents} + \varepsilon_{hi} \quad \text{où} \quad \delta_w = \rho \pi \gamma_h / p_H \frac{\sigma^{H_h}}{\sigma^{H_w}} \quad (6)$$

Le regroupement de β et δ nous permet de mieux comprendre la relation attendue entre ces deux paramètres. Si le modèle est résolu en fonction du revenu des parents du fils, la relation est symétrique de sorte que :

$$\frac{\delta_w}{\beta_w} = \rho \frac{\sigma^{H_h}}{\sigma^{H_w}} \frac{\gamma_h}{\gamma_w} \quad \text{et} \quad \frac{\delta_h}{\beta_h} = \rho \frac{\sigma^{H_w}}{\sigma^{H_h}} \frac{\gamma_w}{\gamma_h} \quad (7)$$

Il existe une forte relation entre β_w (élasticité intergénérationnelle pour les filles) et δ_w (élasticité intergénérationnelle entre le revenu du partenaire de la fille et le revenu des parents de cette dernière). La similarité entre ces paramètres est, de toute évidence, étroitement associée au degré d'appariement assortatif, une valeur élevée de ρ signifiant que les valeurs de β_w et δ_w sont plus proches l'une de l'autre.

Comme nous le mentionnons dans l'introduction, l'une des motivations du présent article est de montrer le lien entre l'appariement assortatif et la mobilité intergénérationnelle du revenu familial. En effet, si tous les agents travaillaient, alors il existerait un lien très étroit entre la corrélation intergénérationnelle du revenu collectif et l'élasticité du revenu de la femme et celle du revenu du partenaire, β_w et δ_w .

$$\ln(Y_{hi} + Y_{wi}) = \alpha_3 + \mu_w \ln Y_{wi}^{parent} + \varepsilon_{wi} \quad (8)$$

$$\text{où} \quad \mu = \frac{\partial(Y_{hi} + Y_{wi})}{\partial Y_{wi}^{parents}} \cdot \frac{Y_{wi}^{parents}}{(Y_{hi} + Y_{wi})} \quad (9)$$

De même,

$$\beta_w = \frac{\partial Y_{wi}}{\partial Y_{wi}^{parents}} \cdot \frac{Y_{wi}^{parents}}{Y_{wi}} \quad \text{et} \quad \delta_w = \frac{\partial Y_{hi}}{\partial Y_{wi}^{parents}} \cdot \frac{Y_{wi}^{parents}}{Y_{wi}} \quad (10)$$

Il est simple de montrer que

$$\frac{\partial(Y_{wi} + Y_{hi})}{\partial Y_{wi}^{parents}} \cdot \frac{Y_{wi}^{parents}}{(Y_{hi} + Y_{wi})} = \frac{\partial Y_{wi}}{\partial Y_{wi}^{parents}} \cdot \frac{Y_{wi}^{parents}}{Y_{wi}} \cdot \frac{Y_{wi}}{(Y_{hi} + Y_{wi})} + \frac{\partial Y_{hi}}{\partial Y_{wi}^{parents}} \cdot \frac{Y_{wi}^{parents}}{Y_{hi}} \cdot \frac{Y_{hi}}{(Y_{hi} + Y_{wi})} \quad (11)$$

qui est équivalent à $\mu_w = (1-s)\beta_w + s\delta_w$, où s est la part du revenu du mari dans $(Y_{iw} + Y_{ih})$. Cependant, comme il n'est pas possible d'estimer β_w , δ_w et μ_w au moyen des mêmes échantillons de couples, nous ne nous attendrions pas à dégager cette relation précise des données réelles. Néanmoins, elle est suggestive et montre que, comme la part du revenu contribué par l'homme est plus importante que celle contribué par la femme, le degré d'appariement assortatif aurait une influence particulièrement forte sur la persistance du revenu du ménage des filles.

Nous estimons tous les paramètres intergénérationnels pour les gains individuels β_w , δ_w , β_h et δ_h , ainsi que les mesures de la mobilité pour les gains collectifs du couple, μ_w et μ_h . Ces paramètres nous permettent d'évaluer le degré de mobilité intergénérationnelle et d'appariement assortatif au Canada, et de le comparer aux résultats obtenus par Chadwick et Solon (2002) et par Blanden (2005a) pour les États-Unis et pour le Royaume-Uni, respectivement.

Modèles de recherche et appariement assortatif

La deuxième étape de la présente étude porte sur l'association entre les revenus des parents dans les couples, tandis que le modèle présenté plus haut s'appuie sur une association positive entre les niveaux de scolarité du mari et de la femme. Avant de poursuivre, nous consacrerons donc un certain temps à la discussion des premières publications sur l'appariement conjugal. Nous discuterons aussi des prédictions supplémentaires qui se dégagent d'un modèle de recherche de partenaire sur le marché du mariage.

Les premiers modèles formels de l'assortiment conjugal étaient fondés sur des modèles mathématiques d'affectation où tous les individus partagent le même classement des partenaires conjugaux potentiels. Dans ce cas, on obtient un tri équilibré pur; la femme occupant le n° rang et l'homme occupant le n° rang seront appariés, et ainsi de suite tout au long de la distribution. Le modèle de Becker (1973, 1974) introduit une description plus riche des avantages du mariage et modélise les incitatifs du comportement au sein des familles.

Selon Becker, tous les mariages possibles ont un produit Z , qui inclut les gains des deux partenaires, les avantages de la répartition du travail dans le mariage, ainsi que l'utilité associée au fait d'élever des enfants et au fait de recevoir de l'affection dans la famille. Dans un cadre de maximisation de l'utilité, tous les individus rechercheront le mariage offrant la valeur de Z la plus élevée possible. Dans un modèle de tri sans friction, l'efficacité au sens de Pareto exige que le tri des hommes et des femmes se fasse de façon à former des partenariats qui maximisent la quantité totale du produit Z . Les propriétés mathématiques de sous-modularité et de super-modularité énoncent que le produit est maximisé si des « entités identiques » sont appariées quand les traits des hommes et des femmes sont complémentaires pour la production de Z , et si des « entités non identiques » sont appariées quand les traits des hommes et des femmes sont des substituts pour la production de Z .

Il s'ensuit alors que les couples seront appariés positivement en fonction de caractéristiques telles que le niveau de scolarité et les aptitudes qui sont des compléments dans la production d'enfants de haute qualité, et appariés négativement en fonction des taux de rémunération (dépendant des autres caractéristiques), puisque ceux-ci sont des substituts dans la production des biens du marché. Naturellement, la forte corrélation entre le niveau de scolarité, les aptitudes et la rémunération signifie qu'il serait très difficile d'isoler une relation négative entre les taux de rémunération du couple. De surcroît, Lam (1988) soutient qu'en présence de biens publics du ménage, les taux de rémunération devraient être positivement corrélés, même en considérant d'autres caractéristiques. Tous ces modèles indiquent donc une corrélation positive entre le capital humain respectif des membres du couple, comme le représente l'équation (1).

Ces fortes prédictions d'un appariement assortatif positif en fonction des caractéristiques nous portent aussi à attendre une corrélation positive entre les revenus parentaux des individus formant un couple. Cette attente tient en partie à l'appariement positif en fonction de caractéristiques comme les aptitudes et le niveau de scolarité, qui sont reliées au revenu parental par la voie des mécanismes intergénérationnels. En outre, les partenaires pourraient être appariés en fonction du revenu des parents si les legs sont complémentaires dans la production du ménage.

Un autre mécanisme interviendra s'il existe des préférences directes pour l'appariement avec une personne ayant des antécédents semblables. Fernandez et coll. (2004) constatent que les transmissions intergénérationnelles influencent les préférences en ce qui a trait au travail des femmes, de sorte que les hommes ont tendance à épouser des femmes ayant la même situation d'activité que leur mère. Il est possible que d'autres préférences puissent être transmises de cette façon et créent un lien direct entre les revenus des parents et ceux des partenaires. Pour toutes ces raisons, nous nous attendrions à observer un appariement assortatif positif en fonction du revenu des parents.

Dans les modèles d'affectation originaux du marché du mariage, la recherche de partenaires ne coûte rien et les appariements formés sont stables, ne laissant aucune place au divorce ni au remariage. Afin de placer le marché du mariage dans un contexte plus réaliste, Burdett et Coles (1997, 1999), ainsi que Shimer et Smith (2000) formalisent des modèles de recherche de partenaire et d'appariement sur le marché du mariage faisant pendant à ceux décrits dans la littérature sur le marché du travail. Dans ces modèles, des frictions s'opposant à la recherche signifient que les individus ne se rencontrent qu'infréquemment. Ils doivent décider de s'accepter l'un l'autre ou d'attendre que l'appariement éventuel suivant se produise. Étant donné ces frictions, les individus sont prêts à accepter des partenaires qui s'écartent assez fortement de l'affectation parfaite, ce qui produit un appariement assortatif plus faible que celui observé sous le modèle d'affectation pure.

Par conséquent, l'appariement assortatif sera plus faible pour les couples dont la recherche est moins intensive, peut-être à cause de coûts de recherche plus élevés. Dans nos travaux empiriques, nous testons plusieurs prédictions qui découlent de cet argument. Nous pourrions nous attendre à ce que des partenaires qui cohabitent, dont l'attachement

pourrait être plus faible, présentent un appariement assortatif plus faible que ceux qui sont mariés. En outre, une recherche de plus longue durée donnera lieu à un meilleur appariement, de sorte que nous tenons compte de la variation de l'appariement en fonction de l'âge au moment du mariage. Le coût de la recherche peut varier selon la région et, en particulier, est probablement plus élevé dans les régions rurales.

Mortensen (1988) examine les prédictions de divers modèles de recherche en ce qui concerne le divorce et le remariage. Son cadre d'analyse comprend deux raisons de divorcer. Comme nous l'avons mentionné plus haut, les frictions s'opposant à la recherche signifient qu'il est difficile de trouver le partenaire « idéal », de sorte que l'appariement peut prendre fin si une meilleure solution se présente, même si les partenaires sont pleinement informés de la qualité de l'appariement. Le divorce est plus probable si les individus sont très éloignés de l'affectation optimale. Ou bien, le divorce peut résulter de l'incertitude dans les situations où les individus ne prennent connaissance de la qualité de l'appariement qu'après le mariage. Dans ce cas, la probabilité de divorcer sera positivement corrélée à la variance de la partie non anticipée de la qualité de l'appariement.

Becker, Landes et Michael (1977), ainsi que Weiss et Willis (1997) ont utilisé des cadres semblables pour étudier empiriquement les covariables du divorce. Leurs travaux montrent que les couples de même religion, même niveau de scolarité et même ethnicité sont moins susceptibles de divorcer que les autres. Ces résultats confirment que les couples dont les caractéristiques sont moins appariées (c.-à-d. qui sont loin de l'affectation optimale) sont plus susceptibles de se séparer. En outre, des événements inattendus, comme l'infécondité ou des écarts par rapport à la rémunération attendue, sont reliés à une probabilité plus élevée de divorce. Les auteurs interprètent cela comme une démonstration de l'effet de la qualité non anticipée de l'appariement, quoique nous pourrions imaginer que la corrélation puisse résulter du stress et des tensions supplémentaires qui vont de pair avec les chocs négatifs.

Dans la mesure où l'appariement des revenus des parents sert de signal de la qualité de l'appariement, ces résultats sous-entendent que l'on pourrait s'attendre à ce que les couples bien appariés en fonction du revenu parental sont moins susceptibles de divorcer. Il est possible de tester cette hypothèse en utilisant les données DMIR, puisqu'elles permettent de générer les antécédents des partenariats pour des individus dont l'âge va jusqu'à 30 ans. Cette interprétation de l'appariement assortatif repose clairement sur une hypothèse très forte quant au fonctionnement du marché du mariage. Il est évident que la qualité inobservée de l'appariement est un déterminant très important des personnes qui se marieront et de celles qui divorceront, et qu'elle pourrait contrecarrer les différences d'antécédents parentaux. Si nous estimons que l'interprétation de l'appariement assortatif en tant que mesure de la qualité de l'appariement va trop loin, d'autres interprétations peuvent être attribuées au fait que l'existence d'antécédents parentaux semblables réduit la probabilité de la dissolution de l'union. Par exemple, il se pourrait que le fait d'avoir des antécédents familiaux comparables réduisent la variance des chocs non prévus, puisque les individus sont mieux informés au départ, selon l'exemple de la deuxième prédiction de Mortensen (1988). Naturellement, il se pourrait aussi qu'il y ait moins de

tension dans le mariage si le couple est bien apparié en ce qui concerne le revenu des parents.

Problèmes d'estimation

Les premières estimations que nous calculons sont celles de l'élasticité des gains des individus par rapport au revenu de leurs parents et de l'élasticité des gains de leurs partenaires par rapport au revenu des parents. Pour obtenir ces estimations, il faut calculer les coefficients β , δ et μ d'après les équations (5), (6) et (8), en introduisant des variables de contrôle pour l'âge et le carré de l'âge des deux générations. À titre d'autres mesures du lien intergénérationnel entre les revenus, nous présentons les corrélations partielles équivalentes pour toutes les relations considérées ici. Les corrélations partielles et les coefficients diffèrent si la dispersion de la distribution du revenu varie selon la génération, comme il est montré plus loin. Ce fait est particulièrement important ici, car les revenus des femmes ont tendance à être plus dispersés que ceux des hommes, et ne pas en tenir compte donnerait une image erronée de l'importance relative de la persistance pour diverses variables dépendantes.

$$(\text{Corr}_{\ln Y^{\text{parent}}|\text{âge}, \ln Y^{\text{enfant}}|\text{âge}}) = \beta \left(\frac{SD_{\ln Y^{\text{parent}}|\text{âge}}}{SD_{\ln Y^{\text{enfant}}|\text{âge}}} \right) \quad (12)$$

La mesure de ces paramètres intergénérationnels est loin d'être simple et les travaux présentés ici soulèvent plusieurs questions importantes concernant l'estimation. Comme l'expose Solon (1999), un certain nombre de ces problèmes décrits dans la littérature peuvent donner lieu à un biais par défaut important et, à mesure qu'ils ont été résolus l'un après l'autre, l'estimation consensuelle de β aux États-Unis est passée de la valeur de 0,25 de Becker et Tomes (1986) à celle de 0,4 ou un peu plus publiée par Solon en 1999 (Solon 1999, p. 1784).

L'erreur de mesure de la variable explicative est un thème perpétuel dans cette littérature. Idéalement, la mesure du revenu parental utilisée devrait s'approcher du revenu permanent. Les mesures imparfaites donneront vraisemblablement lieu à des estimations présentant un biais par défaut de la persistance intergénérationnelle. La mesure du revenu parental utilisée ici est une moyenne sur cinq ans du revenu annuel total des parents, évalué de l'année où le fils ou la fille avait 14 ans jusqu'à celle où il ou elle a eu 18 ans, ce qui devrait réduire les fluctuations d'une année à l'autre. La nature administrative des données (qui sont généralement tirées directement des fiches de paye) signifie que l'inexactitude des revenus déclarés proprement dits devrait être considérablement plus faible que dans le cas des enquêtes, qui sont la source habituelle des données utilisées pour mesurer la mobilité intergénérationnelle.

L'un des problèmes les plus importants posés par les premiers travaux sur la mobilité intergénérationnelle dont discutent Becker et Tomes tient à l'utilisation d'échantillons limités de pères et de fils qui ne sont aucunement représentatifs de la population dans son

ensemble. Solon (1992) montre que limiter l'échantillon à un sous-groupe particulier réduit fortement le paramètre intergénérationnel estimé. En effet, le passage à un échantillon représentatif produit une plus forte variation de l'estimation que le calcul de la moyenne au cours du temps en vue de réduire l'erreur de mesure. La façon dont sont produites les données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu (DMIR) signifie que celles-ci posent un problème de représentativité dont il sera discuté plus en détails à la section sur les données.

Des travaux récents (Grawe, 2003, ainsi que Haider et Solon, 2004) soulignent l'incidence importante qu'a sur l'estimation l'âge auquel le revenu des enfants est mesuré. En général, les économistes considèrent l'erreur de mesure de la variable indépendante comme ne posant aucun problème, mais Haider et Solon démontrent que, si le revenu des enfants est mesuré à un âge précoce, l'erreur de mesure sera systématiquement corrélée au revenu permanent, ce qui signifie que le paramètre observé présentera un biais par défaut. Malheureusement, les données les plus récentes disponibles sont celles recueillies pour 1998, ce qui, étant donné que les membres de l'échantillon sont nés entre 1967 et 1970, signifie qu'ils sont assez jeunes, particulièrement en regard de la recommandation de Haider et Solon de mesurer les gains des pères et des fils à l'âge de 42 ans. La mise à jour des données durant les années 2000 pourrait avoir des effets importants sur la qualité des estimations intergénérationnelles calculées d'après ces données.

Le fait que les données DMIR soient annuelles permet d'expérimenter diverses mesures de la variable dépendante. Pour obtenir une mesure plus approchante du revenu permanent des enfants, nous utilisons les moyennes sur trois ans des gains des enfants et de leur partenaire de 1996 à 1998, où les enfants doivent avoir des gains positifs chacune des trois années. Le calcul des moyennes sur trois ans signifie qu'il faut utiliser les renseignements sur les gains pour des personnes aussi jeunes que 26 ans dans certains cas. Par conséquent, les résultats sont présentés en utilisant les données les plus récentes recueillies pour 1998, ainsi qu'une mesure plus permanente des gains correspondant à la moyenne sur la période de 1996 à 1998.

L'ensemble des résultats est présenté pour les deux sexes, si bien que les estimations de la mobilité intergénérationnelle doivent nécessairement être fondées sur les revenus courants. Nous avons déjà mentionné que, jusqu'ici, les chercheurs ont généralement évité d'utiliser les gains des femmes comme variables dépendantes dans les régressions intergénérationnelles. Dans le présent document, tant les gains des filles que ceux des partenaires féminins sont utilisés comme variables dépendantes, ce qui pose deux difficultés. La première est que si certaines femmes ne déclarent pas de revenu provenant d'un travail pendant l'une des années observées, elles seront exclues de l'échantillon. Puisque la décision de travailler durant une année particulière n'est pas extérieure aux facteurs intergénérationnels, cette situation causera un biais de sélection. La deuxième est que les profils d'activité des femmes différeront au cours de l'année, si bien que les gains annuels seront reliés à la participation au marché du travail, ce qui compliquera encore davantage l'interprétation des estimations. Si les femmes issues d'un milieu plus pauvre sont plus susceptibles de moins travailler, les estimations de la persistance

intergénérationnelle seront entachées d'un biais par excès. Les données analysées ne contiennent aucun renseignement sur le nombre d'heures travaillées pour permettre de débrouiller ces effets.

Si nous revenons au premier point, l'analyse classique des problèmes causés par le biais de sélection est présentée dans Heckman (1979). Deux équations régissent les processus, une équation des gains pour les femmes (où, ici, la variable explicative serait le revenu des parents) et une relation comportant une variable latente qui sous-tend la décision de participer au marché du travail.

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + u_i \quad (13)$$

$$Z_i = \xi_0 + \xi_1 Q_i + \varepsilon_i \quad (14)$$

La femme participe uniquement si $Z_i > 0$. Par conséquent, la régression de la variable Y_i observée (gains des filles) sur X_i (revenus des parents) sera biaisée par un terme d'erreur supplémentaire, semblable à un biais de variable omise. Si les femmes dont les gains sont plus élevés sont plus susceptibles de travailler et que X_i est positivement corrélée aux gains, β présentera un biais par excès pour les femmes.

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + E(u_i | \varepsilon_i > -\xi_0 - \xi_1 Q_i) \text{ pour l'échantillon de femmes} \quad (15)$$

occupées.

Dans Blanden (2005a), ce problème de sélection est résolu en utilisant la procédure de correction du biais de sélection de Heckman, où la participation est prédite d'après les caractéristiques et β est estimé en utilisant un modèle à deux équations. Cette approche est toujours difficile, à cause de la paucité des variables permettant de prédire la participation sans avoir d'effet sur les gains, mais, dans la présente étude, il n'est même pas possible d'essayer. La limitation principale des données DMIR est qu'elles fournissent très peu de renseignements supplémentaires sur les caractéristiques des individus. Les données recueillies au Royaume-Uni donnent à penser que ceci pourrait introduire un biais par excès dans les élasticités intergénérationnelles quand les gains des femmes sont la variable dépendante.

3. Données et description de la procédure d'appariement

Description des données

Les données utilisées ici proviennent de la base de Données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu (DMIR), construite d'après le fichier familial T1 détenu par Statistique Canada. Les dossiers fiscaux fournissent des renseignements sur toutes les déclarations de revenus produites au Canada de 1979 à 1998. L'information sur les noms,

les adresses et les âges que contiennent les données permet à Statistique Canada d'apparier des individus nés entre 1963 et 1970 avec leurs parents, à condition que les membres des deux générations aient produit une déclaration de revenus pendant que l'enfant vivait au domicile parental à la fin de son adolescence⁴.

Comme la base de données est fondée sur des dossiers administratifs, sa taille est considérable : Statistique Canada estime que les données englobent environ 70 % du groupe d'âge pertinent (Cook et Demnati, 2000). Un autre avantage de l'utilisation de données fondées sur des dossiers administratifs est que l'on doit se préoccuper beaucoup moins de l'erreur de mesure et de l'érosion. Cependant, la structure unique de ces données suscite d'autres préoccupations, la principale étant que les méthodes utilisées pour appairer les données peuvent donner lieu à certains biais fondamentaux de sélection dans l'échantillon, question sur laquelle nous reviendrons plus loin.

Un deuxième inconvénient de la base de données DMIR a déjà été mentionné, à savoir qu'elle contient très peu de caractéristiques contextuelles. L'information utilisée ici est limitée à celle fournie sur la déclaration de revenus T1. La base de données fournit des renseignements très élémentaires sur les individus, à savoir l'âge, le sexe, l'état matrimonial, le numéro d'assurance sociale (NAS) du ou de la conjointe, la production d'une déclaration de revenus en français ou en anglais et certains renseignements de nature plus démographique concernant la famille pour l'année pour laquelle les données sur l'enfant sont appariées à celles sur les parents. Les autres variables sont tirées directement de l'information sur les gains et le revenu que doit contenir la déclaration de revenus. Dans la présente analyse, les variables principales utilisées sont le revenu total d'emploi (gains), et le « revenu total », qui est la somme de tous les revenus qui doivent être déclarés sur la formule T1. Le « revenu total » englobe les gains, le revenu provenant d'un travail autonome et le revenu provenant de biens (y compris les loyers, les intérêts, les gains en capital et les dividendes) ainsi que les transferts. Les types de transferts qui sont inclus varient quelque peu selon l'année; par exemple, les prestations de bien-être social sont incluses pour les années les plus récentes, si bien qu'elles figurent dans la mesure du revenu total des enfants adultes, mais non dans celui de leurs parents.

Échantillons intergénérationnels individuels

Avant d'examiner l'appariement assortatif, nous présentons des estimations de la mobilité intergénérationnelle selon le sexe, et la situation de partenariat. Ces échantillons incluent tous les fils et toutes les filles nés entre 1967 et 1970. Deux mesures du revenu sont extraites pour les deux générations, à savoir les gains annuels et le revenu total annuel. Le revenu des parents est défini comme étant la moyenne des revenus obtenus pendant la

4. La structure précise de la procédure d'appariement est la suivante : les individus sont répartis en trois cohortes, ceux âgés de 16 à 19 ans en 1982, ceux âgés de 16 à 19 ans en 1984 et ceux âgés de 16 à 19 ans en 1986. Puis, les individus sont appariés à leurs parents à n'importe quel point de la période de cinq ans autour de 1982, de 1984 et de 1986 pour chaque cohorte, respectivement.

période où l'enfant avait de 14 à 18 ans. Sont exclus les revenus/gains déclarés dont la valeur est inférieure à 1 \$ pour les parents et à 2 \$⁵ pour les enfants adultes.

Appariement des conjoints

Deux caractéristiques des données permettent l'appariement des membres d'un couple aux deux ensembles de parents. Premièrement, les données contiennent les NAS des conjoints et des personnes qui cohabitent. Deuxièmement, la quasi-universalité des données signifie qu'il existera des enregistrements intergénérationnels pour bon nombre des conjoints/cohabitants des individus inclus dans les données. Le fait que le NAS ne soit pas obtenu pour tous les cohabitants constitue toutefois une limite. Il a toujours été demandé aux personnes mariées d'indiquer le NAS de leur conjoint ou conjointe sur leur déclaration de revenus, mais cette demande n'a été faite qu'à partir de 1992 pour les personnes qui cohabitent. En outre, la définition de la cohabitation est plus restreinte que pour les enquêtes. Des partenaires sont considérés comme étant des cohabitants si l'un d'eux est le parent naturel ou adoptif des enfants de l'autre, s'ils ont vécu ensemble continuellement pendant un an ou s'ils ont vécu ensemble pendant un an dans le passé. Cela signifie que les appariements observés ne tiennent pas compte des cohabitations plus courtes, limite qui a des avantages et des inconvénients. D'une part, l'échantillon ne sera pas représentatif de tous les couples, mais d'autre part, les résultats ne seront pas faussés par l'inclusion de cohabitations très temporaires.

Afin de construire l'échantillon de conjoints, nous nous concentrons sur les filles nées entre 1967 et 1970. Nous sommes alors en mesure de rechercher les « conjoints » de ces femmes dans l'échantillon DMIR complet d'hommes nés entre 1963 et 1970, en tenant compte du fait que les femmes s'apparient souvent à des hommes un peu plus âgés qu'elles. Cette caractéristique de l'appariement sera examinée plus en détail lors de la discussion de la représentativité des données.

Échantillon de conjoints en 1998

Le premier échantillon utilisé comprend des couples qui étaient mariés ou cohabitaient en 1998. La première étape consiste à appairer les filles qui ont produit une déclaration de revenus en 1998 avec celle de leur conjoint pour 1998. Heureusement, 98 % des personnes qui ont déclaré être mariées ou cohabiter en 1998 ont inscrit le NAS de leur conjoint ou conjointe sur leur déclaration de revenus. Comme le montre le tableau 1, l'ensemble de données comprend 511 636 femmes nées entre 1967 et 1970, dont 294 251 ont produit une déclaration de revenus en 1998 et déclaré qu'elles étaient mariées ou qu'elles cohabitaient. En tout, 179 341 couples ont été appariés d'après leur déclaration de revenus de 1998, ce qui représente 60 % des femmes qui ont déclaré avoir un partenaire en 1998. On pourrait se demander si l'appariement des couples en se basant sur le fait que les deux conjoints ont produit une déclaration de revenus en 1998 risque de

6. Une certaine concentration est observée pour chaque année aux très faibles niveaux de revenu et de gains. Il est important de tenir compte de ces observations, car elles sont presque certainement dues à des erreurs de mesure. L'expérimentation de diverses méthodes indique que l'approche particulière utilisée semble avoir peu d'incidence sur les résultats obtenus.

causer un biais de sélection. Le problème pourrait surtout se poser si une plus forte proportion de femmes que d'hommes ne produisaient pas de déclaration à cause d'une participation plus faible au marché du travail. Les données laissent entendre que ce problème est moins prononcé qu'on ne pourrait l'imaginer, puisque 7 % d'hommes couverts par les DMIR n'ont pas produit de déclaration de revenus en 1998 comparativement à 11 % de femmes. Afin de ne pas omettre les individus qui n'ont pas produit de déclaration de revenus en 1998, nous ajoutons une deuxième étape à l'appariement, fondée sur l'ensemble des années couvertes par les données. Cette étape accroît de 5 000 l'échantillon de couples.

Échantillon des divorces et des séparations

Le premier échantillon de couples que nous avons créé représente l'ensemble des partenariats encore existants en 1998. Cependant, il ne permet pas d'étudier leur dissolution. Il faut, pour cela, créer un échantillon distinct de couples appariés l'année où le partenariat est observé pour la première fois dans la base DMIR, c'est-à-dire la première année qu'un NAS est déclaré pour le conjoint. Cette approche permet de faire le suivi de tous les partenariats énumérés par un individu et d'apparier les partenaires lorsqu'ils sont inclus dans la base DMIR⁶. La difficulté évidente est qu'il n'est possible d'apparier les couples que pour les individus échantillonnés jeunes, âgés au plus de 31 ans, si bien que seuls les partenariats et les dissolutions précoces sont inclus.

L'échantillon de couples en 1998 comprend ceux qui sont légalement mariés ainsi que ceux qui cohabitent. Comme la variable d'état matrimonial ne comportait pas la catégorie « cohabitation » sur la déclaration de revenus jusqu'à 1992, il est impossible d'obtenir ces données pour l'historique complet des relations, de sorte que les partenaires qui cohabitaient avant 1992 sont nécessairement exclus. Dans nos travaux empiriques, ce problème est traité de deux façons. Une approche consiste à utiliser les deux types de partenariats, mais à exclure tous ceux observés pour la première fois avant 1992, et la seconde consiste à ne tenir compte que des partenariats ayant abouti au mariage et à prendre pour point de départ l'année où l'individu a déclaré pour la première fois qu'il ou elle était marié(e).

Les échantillons DMIR sont-ils représentatifs?

Étant donné les problèmes de sélection dans l'échantillon inhérents à la procédure d'appariement intergénérationnel employée pour créer l'ensemble de données, il est important d'établir que les échantillons obtenus d'après la base DMIR sont représentatifs de la population d'intérêt. Les individus ne sont inclus dans l'échantillon que si au moins un de leurs parents a produit une déclaration de revenus durant une année où l'enfant vivait au domicile parental et a lui aussi produit une déclaration de revenus. La production d'une déclaration de revenus étant obligatoire au Canada, les enfants en produiront une même s'ils ne travaillent qu'à temps partiel ou durant leurs vacances pendant qu'ils poursuivent des études, mais des réserves persistent. Les familles exclues

6. D'autres travaux sont nécessaires pour comprendre comment les problèmes de sélection dans l'échantillon inhérents à la base DMIR peuvent affecter cet échantillon.

de la base DMIR pourraient provenir de la partie inférieure de la distribution du revenu (parents ne participant pas au marché du travail, enfants chômeurs ou travaillant dans l'économie souterraine) ou de la partie supérieure (enfants aux études et ne travaillant pas du tout). Comme l'explique Oreopoulos (2003), le fait que les étudiants à temps plein peuvent obtenir des crédits d'impôt et des déductions s'ils produisent une déclaration réduit la probabilité d'observer le second résultat.

Oreopoulos (2003), ainsi que Corak et Heisz (1999) examinent le caractère représentatif de la base DMIR. Selon Oreopoulos, les personnes qui sont absentes de la base DMIR ont tendance à avoir des caractéristiques socioéconomiques légèrement moins bonnes que la moyenne, tandis que, selon Corak et Heisz, les observations aux extrémités de la distribution sont un peu mieux représentées dans la base DMIR. En outre, Corak et Heisz estiment un modèle de correction du biais de sélection dans l'échantillon pour les personnes qui sont appariées à des pères et constatent que la correction ne modifie pour ainsi dire pas leurs estimations de la mobilité intergénérationnelle. Cook et Demnati (2000) conçoivent des poids pour résoudre le problème de sélection dans l'échantillon. Cependant, Blanden (2005b) démontre que l'application de ces poids a très peu d'effet sur les coefficients intergénérationnels, les faisant baisser de 0,005, par rapport à une valeur de base comprise entre 0,16 et 0,20. Naturellement, tous ces commentaires s'appliquent uniquement à la base DMIR en général; l'appariement des conjoints dans le cadre de cette base de données peut donner lieu à un schéma de sélection supplémentaire.

Les tableaux 2 et 3 présentent les résultats de nos propres travaux concernant ces questions. Premièrement, les caractéristiques principales de toutes les femmes figurant dans la base DMIR nées entre 1967 et 1970, et qui étaient célibataires en 1998 sont comparées à celles ayant un partenaire (selon la définition basée sur la déclaration de revenus) et, avant tout et par-dessus tout, à celles qui peuvent être appariées à un partenaire dans la base DMIR. Le tableau 3 donne les caractéristiques des femmes provenant de la même cohorte observées dans l'échantillon de l'EDTR de 1998, de nouveau selon le statut de partenariat. Ce tableau illustre les caractéristiques de l'échantillon DMIR comparativement à un échantillon nationalement représentatif, même s'il est petit.

La comparaison des femmes célibataires dans la base DMIR à celles ayant un partenaire (tableau 2) indique que ces dernières sont légèrement moins susceptibles de déclarer des gains positifs, qu'elles ont des gains un peu plus faibles et qu'elles sont associées à un revenu parental un peu plus faible (résultat vraisemblablement dû à une relation négative entre le revenu des parents et l'âge auquel les femmes forment des partenariats). Plus intéressante est la comparaison de l'ensemble des femmes ayant un partenaire à celles appariées avec leur partenaire dans la base DMIR. De toute évidence, les filles qui sont appariées et leurs parents se trouvent dans une situation légèrement avantageuse. Leurs propres gains sont, en moyenne, supérieurs de 400 \$ à ceux de l'ensemble des femmes ayant un partenaire et les revenus de leurs parents sont supérieurs de 1 000 \$. Donc, en limitant l'échantillon aux femmes ayant un partenaire dans la base DMIR, on introduit un biais en faveur des femmes dont la situation matérielle est meilleure.

Le tableau 3 donne les caractéristiques des femmes nées entre 1967 et 1970 comprises dans l'échantillon de 1998 de l'EDTR. Tant pour les femmes célibataires que pour celles ayant un partenaire, les gains annuels moyens en dollars de 1992 sont de 1 500 \$ à 2 000 \$ plus élevés pour les échantillons tirés de la base DMIR que pour les échantillons comparables tirés de l'EDTR⁷. Cependant, ceci ne peut être considéré purement comme une confirmation que la base DMIR omet certaines personnes parmi les plus pauvres; cela pourrait vouloir dire que les données administratives reflètent mieux le revenu des personnes mieux nanties.

Les données de l'EDTR montrent les conséquences de la définition stricte d'un couple qui cohabite adoptée dans les données fiscales. La proportion de membres de l'échantillon enregistrés comme ayant un ou une partenaire est plus grande dans le cas de l'EDTR que dans celui de la base DMIR (65 % contre 58 %, respectivement). En outre, la proportion de femmes ayant un partenaire qui sont mariées au lieu de simplement cohabiter est un peu plus faible dans l'échantillon de l'EDTR que dans celui de la base DMIR⁸.

Les données de l'EDTR peuvent aussi être utilisées pour obtenir de l'information sur l'âge du partenaire des femmes faisant partie de cette cohorte, ce qui est important, puisque la structure de la base DMIR signifie qu'on ne peut apparier que les conjoints nés entre 1963 et 1970. Parmi les femmes incluses dans l'échantillon de l'EDTR qui avaient un partenaire en 1998, 72 % sont unies à un homme né entre 1963 et 1970. En supposant que la répartition des partenaires selon l'âge est la même dans la base DMIR que dans l'EDTR (hypothèse audacieuse, puisque les définitions de la cohabitation utilisées pour créer les échantillons ne sont pas comparables) et puisque nous savons que la base DMIR couvre 70 % de la cohorte, nous devrions nous attendre à apparier à peine plus de 50 % de femmes avec leur partenaire. En fait, le taux d'appariement obtenu est de 63 %, ce qui donne à penser que les femmes dans l'échantillon DMIR sont plus susceptibles de cohabiter ou d'être mariées à des hommes nés entre 1963 et 1970 que celles dans l'échantillon de l'EDTR, ou que le taux de couverture de ces partenaires est supérieur à 70 %. Un taux de couverture supérieur à la moyenne pour les partenaires des femmes comprises dans l'échantillon laisse entendre que les probabilités que les femmes et leur partenaire soient dans l'échantillon DMIR sont positivement corrélées. Ce fait n'est pas étonnant puisque nous pensons que les femmes et leur partenaire sont appariés

7. Il existe également des preuves d'une composition régionale différente des deux échantillons. L'échantillon DMIR compte une proportion plus faible de résidents de l'Ontario et de la Colombie-Britannique que l'échantillon de l'EDTR. Corak et Heisz ont observé une proportion plus faible de résidents de Montréal et de Vancouver dans l'échantillon DMIR qu'ils attribuent à l'exclusion des nouveaux immigrants de la base DMIR.

8. À cette étape de l'étude, il est impossible de construire un échantillon dans lequel la cohabitation est définie de façon plus semblable à celle des données fiscales. Cet exercice sera entrepris lors d'analyses subséquentes.

positivement d'après les caractéristiques qui déterminent s'ils sont inclus dans la base DMIR⁹.

4. Résultats sur la mobilité intergénérationnelle du revenu

Mobilité intergénérationnelle du revenu pour les fils et les filles au Canada

Le tableau 4 montre la mobilité intergénérationnelle du revenu des fils et des filles au Canada selon la situation de partenariat. Il fournit la trame de la discussion de la contribution de l'appariement assortatif à la persistance intergénérationnelle. Deux ensembles de résultats sont présentés pour chaque sexe, l'un fondé sur des données sur les gains recueillies pour une seule année et l'autre fondé sur la moyenne des gains calculée sur la période de 1996 à 1998. Dans tous les cas, le coefficient de régression β et le coefficient de corrélation partielle sont présentés.

Tous les résultats témoignent d'une mobilité comparativement élevée au Canada, les estimations de β variant de 0,15 à 0,21, et les estimations de la corrélation partielle se situant dans une fourchette un peu plus faible. Ces estimations sont en grande partie en harmonie avec celles publiées par Corak et Heisz (1999) en utilisant les mêmes données. Elles portent à conclure que le Canada compte parmi les pays développés où le revenu est le plus mobile. En particulier, la différence entre le degré de mobilité au Canada et aux États-Unis est marquée. Les explications éventuelles de ce phénomène sont manifestement intéressantes, mais sortent du cadre de la présente étude.

Ici, nous nous intéressons à la façon dont se comparent les estimations pour les fils et les filles, ainsi que les estimations pour les personnes seules et celles qui vivent en couple. Les élasticités donnent à penser qu'au Canada, la persistance intergénérationnelle est à peu près la même pour les fils et les filles; par contre, les corrélations indiquent que la persistance est plus forte pour les hommes que pour les femmes. Bien que l'écart entre les corrélations selon le sexe soit faible, la grande taille de l'échantillon signifie qu'il est statistiquement significatif pour les personnes en couple. Les résultats basés sur la variable dépendante moyenne montrent que la corrélation intergénérationnelle est de 0,185 (0,002) pour les fils ayant une partenaire comparativement à 0,168 (0,002) pour les filles ayant un partenaire.

Dans tous les cas sauf un, le tableau 4 révèle que la mobilité intergénérationnelle du revenu est plus faible pour les personnes en couple que pour les personnes seules, aussi bien chez les hommes que chez les femmes. Chez ces dernières, cette différence pourrait être due au fait que, dans le cas des femmes mariées, un nombre annuel plus faible d'heures de travail est corrélé à un revenu parental faible. Une autre explication serait que la différence entre les personnes seules et en couple est liée à l'âge au sein de la cohorte :

9. Cook et Demnati (2000) conçoivent des poids pour tenir compte de la différence entre les données DMIR et les dossiers fiscaux non appariés. Ces poids ne modifient les résultats intergénérationnels que très légèrement, d'environ 0,005, mais ils ne tiennent compte d'aucun biais supplémentaire introduit par la procédure d'appariement.

les personnes seules sont probablement plus jeunes, ce qui est associé à des estimations plus faibles de la persistance des gains. Cette hypothèse sera examinée lors de futurs travaux.

La présente section porte sur la relation entre les gains des enfants adultes et le revenu de leurs parents. Les données fiscales comprennent plusieurs mesures du revenu qui pourraient être utilisées comme variables dépendantes ainsi que comme variables explicatives. Faute d'espace, les résultats complets ne sont pas présentés ici. Cependant, une observation particulièrement frappante est que, dans tous les cas sauf un (filles en couple), l'élasticité et la corrélation du revenu total de l'enfant par rapport au revenu total des parents sont plus fortes que celles des gains de l'enfant par rapport au revenu des parents. Dans la spécification du revenu total, la corrélation intergénérationnelle s'approche de 0,2, ce qui sous-entend que les avoirs et les investissements parentaux ont des effets sur le bien-être qui s'ajoutent à ceux du rendement sur le marché du travail.

Mobilité intergénérationnelle et appariement assortatif

L'étape suivante de l'analyse consiste à examiner comment l'appariement assortatif et la mobilité intergénérationnelle individuelle interagissent pour dicter la persistance intergénérationnelle des revenus familiaux. Le tableau 5 donne les résultats concernant la mobilité intergénérationnelle individuelle, ainsi que l'élasticité des gains du ou de la partenaire en fonction du revenu de ses parents et celle du revenu des parents en fonction des gains totaux du couple pour l'échantillon de couples appariés en 1998.

Les deux premiers panneaux du tableau 5 contiennent les résultats obtenus lorsqu'on utilise le revenu des parents de la fille comme variable explicative. Comme les données DMIR fournissent aussi des renseignements sur le revenu des parents de son partenaire, les panneaux inférieurs donnent les estimations pour le même échantillon de couples en utilisant le revenu des parents du mari comme variable explicative.

Si l'on commence par examiner les résultats pour la persistance individuelle des gains, il est rassurant de constater qu'ils sont fort semblables à ceux obtenus pour l'ensemble des fils et des filles en couple au tableau 4. Même si les statistiques descriptives du tableau 2 indiquent que les femmes appariées à leur partenaire ont tendance à être un peu mieux nanties que les autres, cette observation donne à penser que les autres résultats présentés pour les couples appariés ne devraient pas être biaisés par la sélection dans l'échantillon.

Le premier aspect évident est que la relation entre le revenu des parents et les gains du partenaire est forte et significative dans tous les cas; il se dégage des preuves d'un appariement assortatif intergénérationnel marqué. Plus intéressant encore sont les résultats de la comparaison des relations, selon diverses variables dépendantes, ainsi que selon diverses variables explicatives, autrement dit que nous fassions l'analyse du point de vue du revenu des parents du mari ou de la femme.

Si nous examinons pour commencer les résultats pour les filles (les deux panneaux supérieurs du tableau), nous constatons qu'ils varient quelque peu selon que la mesure de

la mobilité intergénérationnelle considérée est l'élasticité (coefficient de régression) ou la corrélation partielle. D'après la mesure de l'élasticité, la relation la plus forte est celle qui existe entre le revenu des parents de la fille et les gains de cette dernière; viennent ensuite les gains collectifs du couple, puis les gains du mari. Par contre, dans le cas de la mesure de la corrélation partielle, la relation entre les gains collectifs du couple et le revenu des parents est plus forte que celle pour les gains du mari ou ceux de la femme. Cette différence entre les mesures d'élasticité et de corrélation partielle s'explique par le fait que, comparativement aux résultats pour les fils, la plus grande variance des gains des filles accroît la valeur du coefficient β_w relativement à la corrélation partielle.

Le fait que $\mu_w > \beta_w$ et $\mu_w > \delta_w$ pourrait paraître contraire à l'intuition dans le contexte de la discussion antérieure concernant l'équation (11), où il a été montré que le coefficient des gains collectifs est une moyenne pondérée de ceux des deux partenaires. Cependant, il est important de ne pas oublier que tous les membres de l'échantillon ne travaillent pas. Dans ce cas, ceux qui n'ont pas de gains seront inclus dans l'échantillon des gains collectifs, mais non dans l'échantillon des gains individuels. Si le revenu des parents est plus faible pour les couples dont un des partenaires a des gains nuls, alors nous nous attendrions naturellement à ce que la valeur de μ_w soit plus grande. Ce scénario est confirmé si le revenu des parents du mari est la variable explicative; alors, les gains collectifs s'apparentent plus étroitement aux gains individuels dans tous les cas.

Une autre différence appréciable entre les résultats basés sur le revenu des parents de la fille et sur le revenu des parents de son mari est la force de la relation entre les revenus des partenaires et ceux des parents. La relation partenaire-parent semble un peu plus forte quand le revenu des parents de la fille est la variable explicative; aussi bien $\delta_w > \delta_h$, au sens absolu, que δ_w est plus proche de β_w que δ_h ne l'est de β_h . L'opinion classique est que le mariage est un déterminant important de l'établissement de la situation sociale de la femme, mais moins de celle de l'homme¹⁰, et bien que nos résultats en donnent une certaine preuve, les différences sont faibles, indiquant que l'appariement assortatif joue aussi un rôle important dans la transmission intergénérationnelle du revenu chez l'homme.

Ces résultats peuvent être comparés à ceux, similaires, présentés dans Blanden (2005a) pour le Royaume-Uni. Dans la cohorte de 1958, lorsque les revenus des parents du fils sont couplés à ses gains ultérieurs, aux gains de sa partenaire et aux gains de son ménage, l'appariement assortatif ne semble pas jouer un rôle important, la valeur de δ_h étant non significative et $\mu_w < \beta_w$. Toutefois, les résultats pour la cohorte de 1970 ressemblent davantage à ceux obtenus pour le Canada (quoique les niveaux de persistance soient plus élevés dans tous les cas) où la contribution des belles-filles à la mobilité intergénérationnelle individuelle est importante. Dans le cas des filles, le rôle de l'appariement assortatif dans la mobilité intergénérationnelle est important pour les deux cohortes.

10. Soulignons que, dans leur étude de la mobilité sociale, Glenn, Ross et Tully (1974) n'envisagent la mobilité des femmes qu'en fonction de la profession de leur mari.

Les résultats obtenus par Chadwick et Solon (2002) pour les États-Unis ne sont pas entièrement comparables à ceux présentés ici, car les estimations ne sont pas données pour des modèles où la variable dépendante correspond aux gains des femmes (qu'il s'agisse des filles ou des partenaires des fils). En outre, seules les estimations des coefficients sont présentées, et non les corrélations partielles. Les résultats indiquent que, si le revenu des parents de la fille est la variable explicative, δ_w est plus grand que μ_w , ce qui suggère un rôle très important de l'appariement assortatif. Par contre, si le revenu des parents du fils est la variable explicative, β_h est très légèrement plus grand que μ_h . Sommairement, le tableau dépeint pour les autres pays confirme les résultats observés pour le Canada; l'appariement assortatif joue un rôle important dans la persistance intergénérationnelle chez les deux sexes, mais est un peu plus important dans le cas des femmes.

5. Résultats concernant l'appariement assortatif

Appariement assortatif selon le niveau de scolarité

À la présente section, l'appariement assortatif est examiné directement. Comme la base DMIR contient peu d'information sur les caractéristiques personnelles, il est impossible de comparer notre nouvelle approche de mesure de l'appariement fondée sur le revenu des parents à un modèle plus standard d'appariement fondé sur le niveau de scolarité. Par conséquent, nous commençons par utiliser les données de l'EDTR pour étudier l'appariement en fonction du niveau de scolarité.

Le tableau 6 illustre la répartition du niveau de scolarité dans l'échantillon tiré des données de l'EDTR. Cet échantillon, qui est fondé sur des données recueillies pour 1998, comprend tous les couples pour lesquels la « femme » avait de 25 à 40 ans au moment de l'enquête. La tabulation des niveaux de scolarité révèle une forte concentration de l'échantillon dans la catégorie « Certaines études postsecondaires »; près de la moitié des partenaires masculins et féminins rentrent dans cette catégorie. Le tableau montre aussi que les femmes ont tendance à être un peu plus instruites que les hommes dans cet échantillon, étant moins susceptibles que ces derniers d'abandonner l'école et un peu plus susceptibles d'obtenir un diplôme.

Le tableau 7 montre la relation entre les niveaux de scolarité des couples dans cet échantillon. Dans le panneau supérieur, le premier chiffre présenté est la proportion de couples pour chaque combinaison de niveaux de scolarité. Le chiffre entre parenthèses est la proportion que l'on s'attendrait à observer dans chaque cellule si les niveaux de scolarité étaient indépendants dans les couples (c.-à-d. obtenue en multipliant simplement les probabilités des deux résultats). Cela nous permet de comparer la distribution réelle à la distribution contrefactuelle si l'appariement était aléatoire. Au panneau inférieur du tableau, cette comparaison est rendue plus explicite par le ratio des deux chiffres (autrement dit, la mesure dans laquelle la combinaison considérée pour le couple est plus probable que prévu).

Comme il fallait s'y attendre, nous dégageons des preuves d'un appariement assortatif selon le niveau de scolarité. Dans tous les cas, le chiffre situé sur la diagonale principale du panneau inférieur est supérieur à l'unité, ce qui indique que les individus sont plus susceptibles d'épouser quelqu'un ayant le même niveau de scolarité. En outre, les cellules les plus écartées de la diagonale principale contiennent un ratio plus faible. Par exemple, la combinaison des probabilités indépendantes que les hommes et que les femmes abandonnent l'école indique que 2 % des couples seraient formés d'hommes et de femmes n'ayant pas terminé leurs études secondaires. En fait, 5 % de couples sont dans cette situation, ce qui signifie qu'elle est plus de deux fois et demie plus probable qu'on ne s'y attendrait. De même, 3 % de couples seraient, en principe, constitués d'un mari ayant décroché et d'une femme ayant obtenu un diplôme, alors qu'en réalité, moins de 1 % de couples sont dans cette situation.

Afin d'agrèger les résultats présentés au tableau 7, nous avons calculé la proportion de couples dont les partenaires ont le même niveau de scolarité et nous l'avons comparée à la proportion prévue de couples dans cette situation si les niveaux de scolarité étaient indépendants. Nous constatons que 49 % d'individus s'apparient à quelqu'un ayant le même niveau de scolarité, alors que l'on s'attendrait à ce que 32 % le fassent. Le ratio de ces deux proportions, soit 1,514, est la mesure agrégée de l'appariement assortatif en fonction du niveau de scolarité. Si nous étendons la définition de l'appariement afin d'y inclure également les personnes qui s'apparient à un partenaire inclus dans la catégorie de niveau de scolarité adjacente, la mesure est de 1,174. Pour placer ces résultats dans leur contexte, nous pouvons les comparer à des chiffres semblables calculés par Blanden (2005a) pour le Royaume-Uni. Parmi ces données, les chiffres comparables vont de 1,4 à 1,6 pour la même catégorie de niveau de scolarité et de 1,3 à 1,4 pour les catégories identiques ou adjacentes. Par conséquent, au Canada, la prévalence de l'appariement en fonction du niveau de scolarité semble être à peu près la même que celle observée au Royaume-Uni.

Appariement assortatif selon les gains, le revenu et les antécédents familiaux

Le tableau 8 donne les élasticités et les corrélations pour diverses mesures de la situation économique des couples dans l'échantillon DMIR¹¹. Nous présentons trois ensembles de résultats, ceux pour les gains et les revenus pour les couples en 1998, ceux pour ces mesures en calculant la moyenne sur la période de 1996 à 1998, et ceux pour les moyennes sur cinq ans des gains et du revenu des parents et des beaux-parents. Les élasticités et les corrélations partielles donnent des mesures moyennes de l'appariement assortatif, si bien qu'il est simple de comparer la portée de ce dernier en fonction de diverses variables.

Dans son analyse de l'appariement assortatif, Becker prédit que les individus s'apparieront négativement en fonction des traitements et salaires et positivement en fonction du revenu non gagné, parce que les traitements et salaires sont des substituts dans le couple en ce qui concerne la production de biens marchands. Cependant, l'appariement négatif en fonction des traitements et salaires ne s'observera que si la

11. Les statistiques descriptives de cet échantillon sont présentées en annexe.

corrélation entre la rémunération et les productions non marchandes peut être entièrement supprimée, puisque ces deux éléments sont des compléments dans la production de biens du ménage. Nous nous attendrions donc à observer une relation positive inconditionnelle entre les traitements ou salaires d'un couple. Venant compliquer la situation encore davantage, l'information n'est disponible que pour les gains annuels et non pour les traitements et salaires, si bien que les décisions communes du ménage concernant l'offre de travail dicteront les résultats.

La corrélation la plus forte entre les revenus ou les gains des partenaires est celle observée pour la moyenne des gains sur trois ans : la corrélation de cette mesure entre les « maris » et les « femmes » est de 0,16. L'appariement assortatif est plus prononcé en fonction des gains personnels qu'en fonction du revenu personnel. Cependant, les corrélations entre le revenu du marché et le revenu total des partenaires sont difficiles à interpréter car, dans certains cas, des éléments d'actifs collectifs peuvent être attribués à l'un des partenaires sur la déclaration de revenus afin d'optimiser le traitement fiscal. Comme prévu, l'utilisation de mesures moyennes des revenus accroît la corrélation observée entre les membres des couples¹².

Le panneau inférieur du tableau donne les élasticités et les corrélations partielles du revenu parental des filles par rapport au revenu parental de leur partenaire. Il est clair que la portée de l'appariement en fonction du revenu des parents est fort semblable à celle de l'appariement en fonction des gains dans un couple. La corrélation entre les gains dans le couple est de 0,16, tandis que la corrélation entre les revenus des parents est de 0,19. La corrélation est plus forte pour les revenus que pour les gains parentaux, ce qui indique que les ressources totales pourraient être un moteur plus important de l'appariement en fonction des caractéristiques parentales.

Ermisch et Francesconi (2002) examinent la corrélation des indices de situation professionnelle des parents au moyen de données recueillies au Royaume-Uni et constatent qu'elle est d'environ 0,16, valeur légèrement inférieure à celle de la corrélation entre la situation professionnelle des parents et celle de leurs enfants dans le même échantillon. Au Canada, la corrélation entre les revenus des beaux-parents est de 0,19. Celle-ci est plus forte que la relation entre les revenus parentaux et les gains des enfants, mais fort semblable à la corrélation des revenus totaux entre générations, qui, selon nos calculs, s'approche de 0,2. En empruntant la terminologie d'Ermisch et Francesconi, ceci implique qu'au Canada, le degré de persistance horizontale du revenu (entre beaux-parents) est semblable au degré de persistance verticale du revenu (entre parents et enfants).

Variations de l'appariement assortatif

Le tableau 9 montre comment l'appariement assortatif en fonction du revenu des parents varie en fonction de certaines caractéristiques observées dans la base DMIR. Le but est de

12. Les tailles d'échantillon sont plus petites pour le deuxième panneau du tableau, car les couples n'existaient pas tous durant toutes les années observées, mais les différences de taille d'échantillon n'expliquent pas les différences entre les résultats pour une seule année et les résultats moyens.

vérifier si l'appariement assortatif en fonction du revenu parental est faible dans les cas où l'on s'attendrait à ce que la recherche d'un partenaire soit moins intensive. Par conséquent, nous testons la relation entre l'appariement assortatif et les variables suivantes : cohabitation, âge au début de la relation et résidence en région urbaine/rurale. Le tableau donne le coefficient du revenu des parents du partenaire de la fille dans une régression du revenu des parents de cette dernière, et le coefficient de cette variable lorsqu'elle interagit avec la caractéristique d'intérêt. Les corrélations partielles pour tenir compte de variances différentes ne sont pas présentées, car cet ajustement a peu d'effet sur les résultats concernant les beaux-parents.

Au Canada, comme dans de nombreux autres pays développés, la prévalence de la cohabitation a augmenté rapidement ces dernières années. Wu (2000) présente un examen très minutieux de cette évolution, de ses causes éventuelles et de ses conséquences. De 1981 à 1996, le nombre de familles comportant un couple non marié est passé de 1 sur 17 à 1 sur 7 (Wu, 2000, p. 1). Comme le montre le tableau 2, dans notre échantillon, 15 % des couples appariés vivent en cohabitation au lieu d'être mariés. Comment peut-on interpréter ces unions de cohabitation? Elles n'ont manifestement pas l'importance juridique du mariage et nous pouvons par conséquent nous attendre à ce qu'elles soient créées, en moyenne, de façon plus fortuite. En outre, les cohabitations sont fréquemment courtes : la moitié se termine dans les trois ans. Cependant, la majorité des cohabitations qui se terminent dans les trois ans deviennent des mariages. Autrement dit, les cohabitations (particulièrement chez les jeunes) peuvent être considérées comme des mariages d'essai. Wu (2000, p. 3) l'énonce explicitement en fonction de l'appariement assortatif.

...la cohabitation peut être considérée comme remplissant la fonction d'un « mariage d'essai », qui donne lieu à l'élimination des « mauvais appariements » dans le processus d'appariement assortatif et à la rétention de ceux qui sont bons.

En pensant à cette hypothèse, nous pouvons nous attendre à ce que les unions de cohabitation soient caractérisées par des associations moins fortes entre les revenus des beaux-parents que les mariages. Le premier résultat présenté au tableau 9 indique qu'il en est effectivement ainsi : alors que la valeur moyenne de l'élasticité entre les revenus des beaux-parents est de 0,183, la valeur de cette élasticité pour les unions de cohabitation est inférieure de 0,03 à celle pour les couples mariés. Ce résultat est appuyé indirectement par des études portant sur l'appariement des couples au recensement des États-Unis de 1990. Blackwell et Lichter (2000), ainsi que Jepsen et Jepsen (2002) trouvent que la corrélation entre le niveau de scolarité et la race des partenaires est plus faible parmi les couples qui vivent en cohabitation¹³.

13. Évidemment, ce résultat peut avoir d'autres interprétations qui sortent du cadre de recherche d'un partenaire. Il se pourrait que des individus ayant des antécédents familiaux semblables voient leur union bénéficier d'un plus grand appui familial et, par conséquent, soient plus fréquemment encouragés à se marier ou soient encouragés à se marier plus tôt.

La deuxième hypothèse testée est que l'élasticité entre les revenus des beaux-parents varie selon l'âge au moment de la formation du partenariat. La littérature sur l'homogamie d'éducation (Mare, 1991; Chan et Haplin, 2003) souligne l'importance du nombre d'années entre l'âge au moment du mariage et l'âge où se sont terminées les études pour déterminer la justesse de l'appariement des couples en fonction du niveau de scolarité. Si le mariage a lieu peu après l'âge de quitter l'école, il est plus susceptible de se faire avec un ancien ou une ancienne condisciple, ce qui sous-entend une relation négative entre la justesse de l'appariement et l'âge au moment du mariage. D'autres études ont montré qu'un mariage survenant à un âge ultérieur signifie que les individus ont poursuivi plus longtemps leur recherche d'un partenaire. Weiss et Willis (1997) montrent qu'un premier mariage ayant lieu à un âge ultérieur est associé à une probabilité plus faible de divorce.

Le deuxième résultat présenté au tableau 9 montre l'interaction entre l'âge auquel la relation a débuté et l'élasticité des revenus des beaux-parents. Cette interaction est faible, mais significative; pour chaque année écoulée avant que des individus forment un partenariat, l'association entre les revenus de leurs parents augmente de 0,002, de sorte que, s'ils attendent cinq ans, l'élasticité augmente de 0,01. Ceci corrobore dans une certaine mesure les résultats de Weiss et Willis selon lesquels une période de recherche plus longue donne lieu à un « meilleur » appariement.

Une autre dimension sur laquelle la théorie a des incidences est la densité de population. Si l'appariement assortatif est interprété comme étant le résultat d'un processus de recherche, nous pouvons imaginer que les jeunes gens des régions rurales auront plus de difficultés à réaliser un appariement. De nouveau, cette hypothèse est appuyée par les données DMIR; l'élasticité du revenu des parents de la fille par rapport au revenu des parents de son partenaire est réduite de 0,018 pour les filles qui ont grandi dans les régions rurales. Ce résultat est robuste à la neutralisation de l'effet de la province des parents et de l'interaction entre la province et le revenu des parents du partenaire.

Nous pourrions aussi nous intéresser à la façon dont la mobilité varie selon la région, particulièrement pour le Québec, où les profils d'union conjugale varient de ceux observés ailleurs. L'une des caractéristiques de la formation des familles au Québec est un taux très élevé de cohabitations et un taux très faible de mariages. Wu (2000, p. 47) montre qu'en 1996, au Québec, près de 25 % des unions étaient des cohabitations comparativement à environ 10 % pour le reste du Canada. La présente étude indique que la situation du Québec est relativement typique en ce qui concerne le degré d'appariement assortatif en fonction du revenu des parents.

Selon les résultats du tableau 9, l'importance de l'appariement en fonction du revenu parental varie en fonction de certaines caractéristiques des filles et des parents. En ce qui concerne la cohabitation, l'âge au moment de l'union et la résidence en milieu rural, ces variations sont compatibles avec un cadre de recherche sur le marché du mariage, où l'importance de l'appariement en fonction du revenu des parents donne une mesure de l'appariement assortatif.

Divorce et appariement assortatif

Dans la mesure où l'appariement en fonction du revenu des parents reflète la qualité de l'appariement, nous devrions nous attendre à ce que les couples qui sont appariés le plus étroitement aient une relation plus stable et soient moins prédisposés au divorce ou à la séparation. Cette dernière section empirique est consacrée à l'examen de cette question d'après les antécédents de partenariat des filles. Comme nous l'avons décrit à la section sur les données, ceci nous permet d'obtenir de l'information sur tous les partenaires qui sont également inclus dans la base DMIR depuis 1992 (et sur les revenus de leurs parents) et sur tous les partenaires conjugaux inclus dans la base DMIR. Au moyen du NAS du conjoint et de l'état matrimonial, il est possible de déterminer si les filles étaient encore avec leur partenaire en 1998.

Le tableau 10 donne les statistiques descriptives de la formation et de la dissolution des partenariats pour les deux échantillons. Le panneau supérieur du tableau présente les statistiques descriptives pour tous les mariages ayant eu lieu en 1986 et après. Peu de mariages débutent dans les premières années de la période de référence des données, puis leur nombre augmente régulièrement au fil du temps, pour atteindre un sommet en 1993, année où 12,4 % de mariages ont débuté. Il est clair que la précocité du mariage est un déterminant important de la durée du partenariat; les taux annualisés de divorces et de séparations sont plus élevés pour les personnes qui se marient tôt.

La panneau inférieur du tableau contient les statistiques descriptives pour les partenariats formés après 1992. Celles-ci révèlent certains problèmes de définition. Les taux de divorces indiquent que les partenariats formés plus récemment sont nettement plus susceptibles que les autres de se terminer par un divorce ou une séparation. Des partenariats formés en 1992, 4 % de couples étaient divorcés en 1998 et 12 %, séparés, ce qui représente 0,07 % et 2 % par année, respectivement. De ceux formés en 1997, 8 % étaient divorcés en 1998 et 21 %, séparés. Si l'on peut s'attendre à ce que les cohabitations soient courtes et se terminent fréquemment par une séparation, il semble peu probable que le résultat pour les divorces soit correct, d'autant plus qu'il n'est pas obtenu pour l'échantillon de mariages. Selon nous, certaines personnes qui cohabitaient ont déclaré qu'elles étaient divorcées en faisant référence à une relation antérieure¹⁴. Par conséquent, les résultats obtenus pour les couples en cohabitation devraient être interprétés avec plus de prudence que ceux obtenus pour l'échantillon de mariages.

La relation entre le divorce, la séparation et l'appariement selon le revenu des parents est examinée aux tableaux 11 et 12. Le tableau 11 a trait à l'ensemble des mariages. Dans la première colonne du tableau, les seules variables de contrôle sont les âges de la fille, de son partenaire et des deux paires de parents. Le tableau montre que les partenariats qui se terminent par un divorce sont caractérisés par une corrélation nettement plus faible entre les revenus des parents de la femme et des parents de son partenaire, le coefficient du terme d'interaction étant de -0,056 (0,008), et qu'il existe aussi une relation négative entre la séparation et l'appariement en fonction du revenu des parents, avec un coefficient

14. Un autre moyen de considérer la fin des cohabitations consisterait à rechercher les changements en ce qui concerne le NAS du conjoint déclaré.

de -0,017 (0,007) dans la dernière colonne. Dans les deux autres colonnes du tableau, les variables de contrôle comportent des facteurs explicatifs qui pourraient être associés à la fois à la dissolution de la relation et à l'importance de l'appariement assortatif. L'ajout de variables de contrôle pour la province des parents et l'année durant laquelle le couple a commencé à cohabiter réduit les effets d'interaction, mais ceux-ci demeurent importants, à -0,049 (0,008) pour le divorce et -0,17 (0,007) pour la séparation.

Le tableau 12 donne des résultats pour l'échantillon de partenariats qui ont débuté après 1991 et tient également compte du fait que le couple est légalement marié ou non. De nouveau, il existe un effet d'interaction négatif important entre le divorce et le revenu des parents, tandis qu'il n'y a pas de différence entre les couples qui se séparent et les autres. Comme nous l'avons mentionné plus haut, ces résultats devraient être interprétés avec prudence, mais le fait qu'ils soient comparables aux données plus fiables pour le mariage est rassurant.

Les résultats obtenus pour le Canada font vivement penser que les couples dont l'appariement en fonction du revenu parental est étroit sont moins susceptibles de divorcer ou de se séparer. Il se peut que ce résultat soit sous-tendu par une probabilité particulièrement élevée de divorce lorsque les conjoints sont issus de milieux très différents. Pour examiner cette possibilité, nous avons ventilé les revenus des parents de chaque partenaire en quintiles et calculé les probabilités de divorce par paires de revenus parentaux. Pour ce faire, nous comparons la probabilité qu'un couple divorce, si le divorce était indépendant de l'interaction des revenus parentaux, à la probabilité effective de divorce des couples pour la combinaison de quintiles de revenus parentaux en question. Comme le montrent les tableaux A2 et A3 en annexe, il ne se dégage aucun profil indiquant que la relation entre l'appariement en fonction du revenu des parents et le divorce n'est pas linéaire.

6. Conclusion

Le présent document expose les efforts déployés pour évaluer la contribution de l'appariement assortatif aux corrélations intergénérationnelles des gains du ménage. Les analyses qui tiennent compte du rôle du revenu du ou de la partenaire sont rares dans la littérature sur la mobilité intergénérationnelle du revenu et les résultats pour le Canada présentés ici permettent d'étoffer ceux de l'analyse récente de la situation au Royaume-Uni présentée dans Blanden (2005a) et de celle réalisée aux États-Unis par Chadwick et Solon (2002). Comme dans ces études, nous montrons que l'appariement assortatif ajoute une dimension importante. La relation entre les gains du partenaire et les revenus parentaux est forte et les corrélations partielles entre les gains du couple et le revenu parental sont plus élevées que celles entre les gains individuels et le revenu parental. Les données canadiennes confirment les données des autres études indiquant que cet effet est plus important pour la persistance intergénérationnelle du revenu des femmes, mais qu'il est également important pour les hommes, aspect qui est souvent oublié.

Les données uniques disponibles pour le Canada permettent d'explorer le niveau d'appariement des couples en fonction du revenu des parents. Cet examen donne des preuves d'une nouvelle dimension suivant laquelle les parents et les enfants sont reliés. Nous montrons que l'appariement en fonction du revenu des parents est considérable; en effet, la corrélation entre les revenus des beaux-parents est très semblable à celle observée pour le revenu des parents et de leurs enfants au Canada.

Ce résultat est, certes, intéressant en soi, mais, étant donné la corrélation entre le revenu parental et de nombreuses autres caractéristiques des deux partenaires, nous interprétons l'appariement en fonction du revenu des parents comme une mesure d'ordre général de l'appariement assortatif. Par conséquent, nous testons un certain nombre d'hypothèses qui se dégageraient d'un cadre théorique axé sur la recherche d'un partenaire. Dans tous les cas, les résultats justifient l'approche adoptée; le degré d'appariement assortatif s'accroît avec la durée de la recherche (âge auquel le partenariat est formé) et la densité du marché (région urbaine c. rurale) et un appariement assortatif plus faible est associé à une plus forte probabilité que l'appariement se dissolve.

Cette étude préliminaire de l'appariement en fonction du revenu des parents ouvre plusieurs voies pour la poursuite de travaux de recherche. Il est frappant qu'elle fournisse des données qui confirment les prédictions intuitives d'une interprétation du marché du mariage axée sur la recherche d'un partenaire. Idéalement, nous aimerions vérifier que ces variations de l'appariement s'observent pour d'autres caractéristiques, comme le niveau de scolarité. Pour le moment, l'appariement en fonction du revenu des parents est une mesure d'ordre général de l'appariement, mais il serait intéressant d'essayer de comprendre l'importance de ce dernier en fonction du revenu des parents, sachant d'autres caractéristiques. Malheureusement, les limites de l'ensemble de données disponibles empêchent ces extensions et une orientation future intéressante consisterait à envisager l'étude de ces questions au moyen des données du registre Nordic qui contient un beaucoup plus grand nombre de variables appariées¹⁵.

15. Røed et Raaum (2003) présentent une discussion intéressante du développement et de l'utilisation de ces données en Norvège.

Tableau 1 Nombre de filles appariées

	Nombre	Proportion de la cohorte
Femmes nées entre 1967 et 1970	511 636	-
Femmes qui ont produit une déclaration de revenus en 1998	483 908	0,945
Femmes qui cohabitaient/étaient mariées en 1998	294 251	0,575
Femmes appariées à des hommes inclus dans la base de données DMIR, nées entre 1963 et 1970, déclaration de revenus produite par les deux partenaires en 1998	179 341	0,351 (0,609 de celles ayant un partenaire en 1998)
Femmes appariées à des hommes inclus dans la base de données DMIR, déclaration de revenus produite par les femmes seulement en 1998	2 452	0,005 (0,008 de celles ayant un partenaire en 1998)
Femmes appariées à des hommes inclus dans la base de données DMIR, déclaration de revenus produite par les maris seulement en 1998	2 596	0,005
Femmes appariées à des hommes inclus dans la base de données DMIR, nées entre 1963 et 1970	184 389	0,360

Source: Données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu (DMIR).

Tableau 2 Caractéristiques de l'échantillon de couples appariés comparativement à l'ensemble des femmes dans la base de données DMIR

	Ensemble des femmes seules	Ensemble des femmes ayant un partenaire	Ensemble des femmes appariées à leur partenaire
Mariée	-	0,815	0,843
Gains >2 \$ déclarés en 1998	0,861	0,821	0,819
Gains en 1998	23 510 (15 413)	22 111 (40 063)	22 545 (16 506)
Revenu du marché >2 \$ déclaré en 1998	0,897	0,885	0,883
Revenu du marché en 1998	23 836 (17 252)	21 994 (49 290)	22 444 (37 010)
Revenu total >2 \$ déclaré en 1998	0,986	0,916	0,909
Revenu total en 1998	23 665 (16 393)	23 073 (46 808)	23 612 (33 169)
Moyenne des gains parentaux de 14 à 18 ans	51 049 (41 153)	49 752 (37 643)	50 543 (37 942)
Moyenne du revenu du marché parental de 14 à 18 ans	56 711 (55 087)	54 693 (62 801)	55 791 (53 815)
Moyenne du revenu total parental de 14 à 18 ans	56 095 (53 400)	54 912 (57 349)	56 183 (50 571)
Province des parents			
Provinces atlantiques	10,39	10,57	10,80
Québec	21,76	25,65	24,53
Ontario	40,31	37,23	38,88
Prairies	16,05	17,11	17,07
Colombie-Britannique	11,24	9,24	8,57
Territoires	0,24	0,21	0,15
Échantillon	171 590	269 940	171 588

Notes :

1. Les revenus et les gains sont exprimés en dollars canadiens de 1992, les écarts-types sont entre parenthèses.
2. Les échantillons sont limités aux filles dont les parents ont déclaré des revenus >1 \$ chacune des années prises en compte pour calculer la moyenne. Cependant, les échantillons utilisés dans le calcul de chaque moyenne diffèrent légèrement, car seules les observations pour lesquelles il existe une mesure valide pour cette variable sont utilisées (c.-à.-d. >1 \$ pour les parents et >2 \$ pour les filles).
3. La valeur élevée de l'écart-type pour les gains de 1998 chez les femmes ayant un partenaire est gonflée par certaines observations situées au-dessus du 90^e centile pour ce groupe. Si l'on élimine les observations supérieures au 99^e centile, les moyennes et les écarts-types pour l'ensemble des femmes dans la base de données DMIR deviennent 22 854 (13 743) et 21 361 (13 684) pour les gains, 23 008 (14 170) et 20 982 (14 236) pour le revenu du marché et 22 928 (13 706) et 22 120 (14 107) pour le revenu total.
4. Les gains correspondent au revenu d'emploi total. Le revenu du marché est égal au revenu d'emploi plus le revenu d'un travail autonome plus le revenu de biens.
5. Le revenu total est égal à la somme de toutes les sources de revenu mentionnées sur la déclaration de revenus, les composantes incluses variant quelque peu selon l'année.

Source : Calculs de l'auteur d'après les Données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu (DMIR).

Tableau 3 Caractéristiques des femmes dans l'échantillon de l'EDTR en 1998

	Femmes nées entre 1967 et 1970	
	Seules	Avec un partenaire
Proportion de l'échantillon	0,353	0,647
Proportion mariées	...*	0,786
Ont travaillé durant l'année	0,854	0,821
Gains	21 958 (15 414)	19 808 (14 240)
Revenu du marché	21 650 (15 635)	19 724 (14 272)
Provinces atlantiques	0,079	0,074
Québec	0,189	0,252
Ontario	0,449	0,363
Prairies	0,133	0,173
Colombie-Britannique	0,149	0,138
Partenaire âgé de 28 à 31 ans	...*	0,639
Partenaire âgé de 28 à 36 ans	...*	0,717
Taille de l'échantillon	637	1 524

Notes :

1. Tous les chiffres sont pondérés par rapport aux moyennes de population en utilisant les poids transversaux pour 1998.
 2. De nouveau, les gains et les revenus sont exprimés en dollars canadiens de 1992.
 3. Les écarts-types sont entre parenthèses.
- * ... = sans objet.

Source : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR).

Tableau 4 Mobilité intergénérationnelle du revenu au Canada selon le sexe et la situation de partenariat

Gains en 1998 comme variable dépendante			
Échantillon	Coefficient	Corrélation partielle	Échantillon
Fils seuls	0,188 (0,003)	0,137 (0,002)	203 688
Fils en couple	0,193 (0,003)	0,155 (0,002)	229 406
Gains moyens de 1996 à 1998 comme variable dépendante			
	Coefficient	Corrélation partielle	Échantillon
Fils seuls	0,151 (0,002)	0,155 (0,002)	166 846
Fils en couple	0,160 (0,002)	0,185 (0,002)	208 999
Gains en 1998 comme variable dépendante			
	Coefficient	Corrélation partielle	Échantillon
Filles seules	0,188 (0,004)	0,130 (0,003)	147 589
Filles en couple	0,212 (0,004)	0,127 (0,002)	221 593
Gains moyens de 1996 à 1998 comme variable dépendante			
	Coefficient	Corrélation partielle	Échantillon
Filles seules	0,149 (0,003)	0,149 (0,003)	126 488
Filles en couple	0,178 (0,002)	0,168 (0,002)	196 875

Notes :

1. La variable explicative est la valeur moyenne du revenu total combiné des parents calculée sur les années durant lesquelles le fils ou la fille avaient de 14 à 18 ans.
2. Seuls les montants supérieurs à 1 \$ déclarés par les parents et les montants supérieurs à 2 \$ déclarés par les filles/beaux-fils sont inclus dans les estimations.
3. Des variables de contrôle sont incluses pour l'âge pour les deux générations.
4. Les erreurs-types sont entre parenthèses.

Source : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

Tableau 5 Mobilité intergénérationnelle et appariement assortatif

Revenu des parents de la femme comme variable explicative				
Variable dépendante		Élasticité	Corrélation partielle	Échantillon
Gains des femmes en 1998	β_w	0,207 (0,005)	0,124 (0,003)	131 337
Gains des hommes en 1988	δ_w	0,148 (0,003)	0,120 (0,003)	143 899
Gains des couples en 1998	μ_w	0,182 (0,003)	0,158 (0,003)	155 444
Revenu des parents de la femme comme variable explicative				
		Élasticité	Corrélation partielle	Échantillon
Gains des femmes de 1996 à 1998	β_w	0,174 (0,003)	0,163 (0,003)	98 983
Gains des hommes de 1996 à 1998	δ_w	0,130 (0,003)	0,150 (0,003)	112 901
Gains des couples de 1996 à 1998	μ_w	0,166 (0,002)	0,190 (0,003)	125 735
Revenu des parents de l'homme comme variable explicative				
		Élasticité	Corrélation partielle	Échantillon
Gains des hommes en 1998	β_h	0,165 (0,003)	0,140 (0,003)	143 899
Gains des femmes en 1998	δ_h	0,147 (0,004)	0,093 (0,003)	131 337
Gains des couples en 1998	μ_h	0,177 (0,003)	0,163 (0,003)	155 444
Revenu des parents de l'homme comme variable explicative				
		Élasticité	Corrélation partielle	Échantillon
Gains des hommes de 1996 à 1998	β_h	0,152 (0,002)	0,185 (0,003)	112 901
Gains des femmes de 1996 à 1998	δ_h	0,128 (0,003)	0,126 (0,003)	98 983
Gains des couples de 1996 à 1998	μ_h	0,162 (0,002)	0,195 (0,003)	125 735

Notes :

1. La variable explicative est la valeur moyenne du revenu total combiné des parents calculée sur les années durant lesquelles le fils ou la fille avaient de 14 à 18 ans.
2. Seuls les montants supérieurs à 1 \$ déclarés par les parents et les montants supérieurs à 2 \$ déclarés par les filles/beaux-fils sont inclus dans les estimations.
3. Des variables de contrôle sont incluses pour l'âge pour les deux générations.
4. Les erreurs-types sont entre parenthèses.

Source : Données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu.

Tableau 6 Niveaux de scolarité des couples dans l'échantillon de l'EDTR

	Hommes	Femmes
Études secondaires incomplètes	0,158	0,112
Diplôme d'études secondaires	0,164	0,190
Certaines études postsecondaires	0,480	0,484
Diplôme d'études postsecondaires	0,199	0,212
Échantillon	6 339	6 339

Notes :

1. L'échantillon utilisé ici comprend tous les couples (mariés et en cohabitation) dont la femme avait de 25 à 40 ans au moment de l'enquête en 1998.
2. Les poids transversaux sont utilisés pour calculer toutes les proportions.

Source : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR).

Tableau 7 Preuve d'un appariement assortatif en fonction du niveau de scolarité provenant de l'EDTR

Niveau de scolarité de l'homme	Niveau de scolarité de la femme			
	Études secondaires incomplètes	Diplôme d'études secondaires	Certaines études postsecondaires	Diplôme d'études postsecondaires
Études secondaires incomplètes	0,049 (0,018)	0,042 (0,030)	0,060 (0,077)	0,007 (0,033)
Diplôme d'études secondaires	0,019 (0,018)	0,051 (0,031)	0,085 (0,079)	0,009 (0,035)
Certaines études postsecondaires	0,041 (0,054)	0,083 (0,091)	0,274 (0,232)	0,083 (0,102)
Diplôme d'études postsecondaires	0,003 (0,022)	0,014 (0,038)	0,067 (0,096)	0,115 (0,042)
Ratio de la proportion réelle à la proportion prévue				
Niveau de scolarité de l'homme	Niveau de scolarité de la femme			
	Études secondaires incomplètes	Diplôme d'études secondaires	Certaines études postsecondaires	Diplôme d'études postsecondaires
Études secondaires incomplètes	2,722	1,366	0,789	0,212
Diplôme d'études secondaires	1,055	1,645	1,076	0,257
Certaines études postsecondaires	0,759	0,912	1,181	0,814
Diplôme d'études postsecondaires	0,136	0,368	0,698	2,738

Notes :

1. Les chiffres entre parenthèses sont les proportions de couples que l'on s'attendrait à observer dans la cellule en question si l'appariement était aléatoire (proportion prévue).
2. Comme pour le tableau 6.
3. L'effectif de l'échantillon est de 6 339.

Source : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR).

Tableau 8 Mesures de l'appariement assortatif en fonction des gains et du revenu

Régression du revenu de la femme en 1998 sur le revenu du partenaire en 1998			
	Bêta	Corrélation partielle	Taille de l'échantillon
Gains	0,125 (0,004)	0,093 (0,003)	136 839
Revenu du marché	0,130 (0,004)	0,082 (0,003)	157 451
Revenu total	0,116 (0,004)	0,070 (0,002)	163 303
Régression du revenu moyen de la femme de 1996 à 1998 sur le revenu moyen du partenaire de 1996 à 1998			
	Bêta	Corrélation partielle	Taille de l'échantillon
Gains	0,196 (0,004)	0,160 (0,003)	98 524
Revenu du marché	0,193 (0,004)	0,138 (0,003)	116 879
Revenu total	0,180 (0,004)	0,122 (0,003)	124 405
Régression de la moyenne sur 5 ans du revenu des parents de la femme sur le revenu des parents du partenaire			
	Bêta	Corrélation partielle	Taille de l'échantillon
Gains	0,111 (0,002)	0,153 (0,003)	125 981
Revenu du marché	0,166 (0,002)	0,187 (0,003)	149 730
Revenu total	0,182 (0,002)	0,192 (0,002)	160 058

Notes :

1. L'échantillon pour le deuxième panneau du tableau est plus petit que celui pour le premier panneau, parce que les couples de 1998 n'existaient pas tous en 1996 et en 1997.
2. La mesure des revenus/gains doit être >2 \$ chacune des trois années pour chacun des conjoints. Cependant, ces restrictions plus rigoureuses de l'échantillon ne sont pas la cause des corrélations plus élevées pour les mesures moyennes.

Source: Données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu.

Tableau 9 Variations de l'appariement assortatif selon les caractéristiques

Régressions du revenu des parents de la fille sur le revenu des parents de son mari

Variation selon l'état matrimonial

Revenu des parents du mari	0,183 (0,003)
Revenu des parents du mari × Cohabitation	-0,028 (0,005)

Variation selon l'âge au début de la relation

Revenu des parents du mari	0,123 (0,019)
Revenu des parents du mari × Âge au début de la relation	0,002 (0,0008)

Variation selon le fait d'avoir grandi dans une région rurale

Revenu des parents du mari	0,142 (0,003)
Revenu des parents du mari × Région rurale	-0,018 (0,004)

Notes :

1. Toutes les régressions contiennent des variables de contrôle pour les effets de l'âge et les effets principaux parallèlement aux interactions spécifiées.
2. Des variables de contrôle pour la province sont ajoutées à la régression en fonction de la région urbaine/rurale. Les résultats ne changent pas si l'on ajoute également des contrôles pour une interaction province et revenu des parents du mari (l'interaction avec la région rurale est réduite légèrement à -0,017 (0,005)).

Source : Données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu.

Tableau 10 Statistiques descriptives pour le divorce et la séparation

Tous les couples mariés formés en 1986 ou après			
Année de la première observation	Proportion de l'échantillon	Proportion divorcés en 1998	Proportion séparés en 1998
1986	0,007	0,293	0,245
1987	0,020	0,240	0,218
1988	0,043	0,207	0,191
1989	0,073	0,169	0,183
1990	0,102	0,134	0,162
1991	0,110	0,101	0,140
1992	0,118	0,067	0,113
1993	0,124	0,048	0,091
1994	0,119	0,030	0,083
1995	0,113	0,014	0,077
1996	0,095	0,006	0,066
1997	0,078	0,001	0,067
Tous les partenariats formés en 1991 ou après			
Année de la première observation	Proportion de l'échantillon	Proportion divorcés en 1998	Proportion séparés en 1998
1992	0,184	0,039	0,121
1993	0,198	0,038	0,119
1994	0,173	0,039	0,138
1995	0,166	0,044	0,157
1996	0,151	0,057	0,183
1997	0,127	0,079	0,206

Notes :

1. Les tailles d'échantillon sont de 130 919 pour le premier panneau du tableau et de 117 532 pour le second.
2. L'échantillon utilisé dans le panneau supérieur comprend tous les mariages formés en 1986 ou après. Il inclut donc des individus comptant plusieurs partenariats; 96 % des observations correspondent à des femmes incluses dans l'échantillon ne comptant qu'un seul partenariat.
3. L'échantillon utilisé dans le panneau inférieur comprend tous les partenariats formés en 1991 ou après. Il comprend par conséquent certains individus comptant plusieurs partenariats; 95 % des observations correspondent à des femmes incluses dans l'échantillon ne comptant qu'un seul partenariat.

Source : Données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu.

Tableau 11 Appariement assortatif et divorce pour les personnes s'étant déjà mariées

	Variable dépendante : revenu des parents		
Revenu des parents du mari	0,182 (0,003)	0,152 (0,003)	0,144 (0,003)
Revenu des parents du mari × divorcé en 1998	-0,056 (0,008)	-0,049 (0,008)	-0,049 (0,008)
Revenu des parents du mari × séparé en 1998	-0,025 (0,007)	-0,019 (0,007)	-0,017 (0,007)
Effets principaux du divorce et de la séparation	Oui	Oui	Oui
Variables de contrôle pour tous les âges	Oui	Oui	Oui
Variables nominales de province des parents	Non	Oui	Oui
Variables nominales d'année du mariage	Non	Non	Oui
Taille de l'échantillon	130 919	130 919	130 919

Note :

L'utilisation d'une variable de contrôle pour la province de la fille plutôt que pour la province des parents donne les résultats suivants : 0,145 (0,003), -0,047 (0,008), -0,015 (0,0065).

Source : Données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu.

Tableau 12 Appariement assortatif, divorce et séparation, partenariats formés après 1991

	Variable dépendante : revenu des parents		
Revenu des parents du mari	0,174 (0,003)	0,148 (0,003)	0,145 (0,003)
Revenu des parents du mari × divorcé en 1998	-0,064 (0,010)	-0,058 (0,010)	-0,056 (0,010)
Revenu des parents du mari × séparé en 1998	-0,007 (0,006)	-0,002 (0,006)	-0,005 (0,006)
Effets principaux du divorce et de la séparation	Oui	Oui	Oui
Variables de contrôle pour tous les âges	Oui	Oui	Oui
Variable nominale a déjà été marié	Oui	Oui	Oui
Variables nominales de province des parents	Non	Oui	Oui
Variables nominales d'année du début de la cohabitation	Non	Non	Oui
Taille de l'échantillon	117 532	117 532	117 532

Note :

L'utilisation d'une variable de contrôle pour la province de la fille plutôt que pour la province des parents donne les résultats suivants : 0,145 (0,003) pour le revenu des parents au mari, -0,054 (0,010) pour les parents du mari x interaction de divorce, et 0,001 (0,006) pour les parents du mari x interaction de séparation.

Source : Données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu.

Annexe Autres statistiques descriptives

Tableau A.1. Statistiques descriptives pour l'échantillon de couples

	Femmes appariées à leur partenaire	Partenaires
Gains >2 \$ déclarés en 1998	0,821	0,900
Gains en 1998	22 571 (16 479)	39 430 (35 900)
Revenu du marché >2 \$ déclaré en 1998	0,884	0,968
Revenu du marché en 1998	22 470 (38 978)	39 860 (41 802)
Revenu total >2 \$ déclaré en 1998	0,910	0,978
Revenu total en 1998	23 645 (33 940)	40 641 (40 290)
Moyenne des gains parentaux de 14 à 18 ans	50 612 (37 988)	49 811 (39 129)
Moyenne du revenu du marché parental de 14 à 18 ans	55 880 (54 231)	55 039 (54 423)
Moyenne du revenu parental total de 14 à 18 ans	56 281 (50 857)	56 389 (51 959)
Échantillon	160 058	160 058

Notes :

1. Les revenus et les gains sont exprimés en dollars canadiens de 1992, les écarts-types sont entre parenthèses.
2. L'échantillon est limité à tous les couples pour lesquels les revenus parentaux de la fille et de son partenaire sont >1 \$ pour chacune des années.

Source : Données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu.

Tableau A.2. Taux de divorce selon le quintile de revenu des parents

Quintile de revenu des parents de la fille	Taux de divorce dans l'échantillon	Quintile de revenu des parents du partenaire	Taux de divorce dans l'échantillon
Inférieur	0,046	Inférieur	0,048
2 ^e	0,049	2 ^e	0,050
3 ^e	0,049	3 ^e	0,049
4 ^e	0,052	4 ^e	0,049
Supérieur	0,044	Supérieur	0,045

Source : Données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu.

Tableau A.3. Effets seuils et divorce

Taux de divorce selon le quintile de revenu des parents					
Quintile de revenu des parents du mari	Quintile de revenu des parents de la femme				Supérieur
	Inférieur	2 ^e	3 ^e	4 ^e	
Inférieur	0,043	0,046	0,043	0,054	0,060
2 ^e	0,044	0,051	0,050	0,059	0,044
3 ^e	0,052	0,047	0,049	0,046	0,051
4 ^e	0,045	0,052	0,054	0,053	0,041
Supérieur	0,052	0,048	0,047	0,047	0,037

Ratio du taux réel au taux prévu de divorce					
Quintile de revenu des parents du mari	Quintile de revenu des parents de la femme				Supérieur
	Inférieur	2 ^e	3 ^e	4 ^e	
Inférieur	0,904	0,962	0,907	1,164	1,216
2 ^e	0,906	1,037	1,000	1,161	0,902
3 ^e	1,076	0,981	0,981	0,910	1,117
4 ^e	0,942	1,057	1,074	1,036	0,902
Supérieur	1,160	1,020	1,019	0,981	0,816

Notes :

Les cellules donnent le ratio de la proportion réelle, dans la cellule, de couples qui ont divorcé comparativement à la proportion prévue s'il n'existait aucun effet d'interaction entre les cellules; autrement dit, si 6 % des couples dont le revenu des parents de la femme dans le quintile inférieur obtenaient un divorce et 4 % des couples dont le revenu des parents du mari dans le quintile supérieur obtenaient un divorce, la prédiction pour un couple présentant cette combinaison serait égale à la moyenne de ces deux proportions, soit 5 %.

Un ratio dont la valeur est >1 signifie donc que la probabilité d'un divorce est supérieure à celle attendue.

Source : Données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu.

Bibliographie

Becker, G. 1973. « A Theory of Marriage: Part I ». *The Journal of Political Economy*. 81, 4 : 813–846.

Becker, G. 1974. « A Theory of Marriage: Part II ». *The Journal of Political Economy*. 82, 2, Part 2 : S11–26.

Becker, G., E. Landes et R. Michael. 1977. « An Economic Analysis of Marital Instability ». *The Journal of Political Economy*. 85, 6 : 1141–1188.

Becker, G. et N. Tomes. 1986. « Human Capital and the Rise and Fall of Families ». *Journal of Labor Economics*. 4, 3, Partie 2 : S1–S39.

Blackwell, D. et D. Lichter. 2000. « Mate Selection among Married and Cohabiting Couples ». *Journal of Family Issue*. 21 : 275–302.

Blanden, J. 2005a. « Intergenerational Mobility and Assortative Mating in the UK ». Chapitre 6 de *Essays in Intergenerational Mobility and its Variation over Time, Place and Family Structure*. Thèse de doctorat. University of London.

Blanden, J. 2005b. « International Comparisons of Intergenerational Mobility ». Chapitre 3 de *Essays in Intergenerational Mobility and its Variation over Time, Place and Family Structure*. Thèse de doctorat. University of London.

Burdett, K. et M. Coles. 1997. « Marriage and Class ». *The Quarterly Journal of Economics*. 112, 1 : 141–168.

Burdett, K. et M. Coles. 1999. « Long-term Partnership Formation: Marriage and Employment ». *The Economic Journal*. 109, 456 : F307–F334.

Chadwick, L. et G. Solon. 2002. « Intergenerational Income Mobility Among Daughters ». *American Economic Review*. 92, 1 : 335–344.

Chan, T.W. et B. Haplin. 2003 « Educational Homogamy in Ireland and Britain: Trends and Patterns ». Sociology Working Paper, 2003-06, University of Oxford, Department of Sociology.

Cook, K. et A. Demnati. 2000. « Weighting the Intergenerational Income Data File ». Division des méthodes d'enquêtes sociales. Ottawa : Statistique Canada. Polycopié.

Corak, M. et Heisz, A. 1999. « The Intergenerational Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Tax Data ». *The Journal of Human Resources*. 34, 3 : 504–533.

Ermisch, J. et M. Francesconi. 2002. « Intergenerational Social Mobility and Assortative Mating in Britain ». Institute for Social and Economic Research Working Paper. No. 2002–06. Colchester : University of Essex.

Ermisch, J., M. Francesconi et T. Siedler. 2004. « Intergenerational Social Mobility and Assortative Mating in Britain ». Institute for Social and Economic Research (ISER), photocopié et à paraître dans *Economic Journal*.

Fernandez, R., A. Fogli et C. Olivetti. 2004. « Mothers and Sons: Preference Formation and Female Labor Force Dynamics ». *The Quarterly Journal of Economics*. 119, 4 : 1249–1299.

Glenn, N., A. Ross et J. Tully. 1974. « Patterns of Intergenerational Mobility of Females Through Marriage ». *American Sociological Review*. 39, 5 : 683–699.

Goode, W. J. 1982. *The Family*. Deuxième édition. Englewood Cliffs, NJ : Prentice Hall.

Grawe, N. 2003. *Biais lié au cycle de vie dans l'estimation de la persistance intergénérationnelle des gains d'emploi*. Études analytiques. Documents de recherche sur l'analyse économique. N° 11F0019MIF2003207 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Haider, S. et G. Solon. 2004. « Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings ». Inédit. University of Michigan.

Heckman, J. 1979. « Sample Selection Bias as a Specification Error ». *Econometrica*. 47, 1 : 153–162.

Jepsen, L. et C. Jepsen. 2002. « An Empirical Analysis of the Matching Patterns of Same-Sex and Opposite-Sex Couples ». *Demography*. 39, 3 : 435–453.

Lam, D. 1988. « Marriage Markets and Assortative Mating with Household Public Goods: Theoretical Results and Empirical Implications ». *The Journal of Human Resources*. 23, 4 : 462–487.

Lam, D. et R. Schoeni. 1994. « Family Ties and Labor Markets in the United States and Brazil ». *The Journal of Human Resources*. 29, 4 : 1235–1258.

Magee, L., J. Burbidge et L. Robb. 2000. « The Correlation between Husband's and Wife's Education: Canada, 1971–1996 ». QSEP Research Report no. 353. McMaster University. Hamilton.

Mare, R. 1991. « Five Decades of Educational Assortative Mating ». *American Sociological Review*. 56, 1 : 15–32.

Mortensen, D. 1988. « Matching: Finding a Partner for Life or Otherwise ». *The American Journal of Sociology*. 94, Supplement : S215–S240.

Oreopoulos, P. 2003. « The Long-Run Consequences of Growing-Up in a Poor Neighborhood ». *The Quarterly Journal of Economics*. 118, 4 : 1533–1575.

Røed, K. et O. Raaum. 2003. « Administrative Registers - Unexplored Reservoirs of Scientific Knowledge? ». *Economic Journal*. 113, 488 : F258–F281.

Solon, G. 1992. « Intergenerational Income Mobility in the United States ». *American Economic Review*. 82, 3 : 383–408.

Solon, G. 1999. « Intergenerational Mobility in the Labor Market ». Dans *Handbook of Labor Economics*. Volume 3A. O. Ashenfelter et D. Card (rév.). North Holland. Chapitre 29.

Shimer, R. et L. Smith. 2000. « Assortative Matching and Search ». *Econometrica*. 62, 2 : 343–369.

Weiss, Y. et R. Willis. 1997. « Match Quality, New Information, and Marital Dissolution ». *Journal of Labor Economics*. 15, 1, Partie 2 : S293–S329.

Wu, Z. 2000. *Cohabitation: An Alternative Form of Family Living*. Don Mills, Ontario : Oxford University Press.