

L'ÉGALITÉ, L'INDÉPENDANCE ET L'UNION DE FAIT
Le choix de l'union de fait et du mariage au Québec
et en Ontario de 1986 à 2011

Benoît LAPLANTE

Ana Laura FOSTIK

Inédit / *Working paper*, n° 2015-06

CENTRE

URBANISATION CULTURE SOCIÉTÉ

L'ÉGALITÉ, L'INDÉPENDANCE ET L'UNION DE FAIT
Le choix de l'union de fait et du mariage au Québec
et en Ontario de 1986 à 2011

Benoît LAPLANTE, Centre UCS de l'INRS

Ana Laura FOSTIK, Centre on Population Dynamics, McGill University

Institut national de la recherche scientifique
Centre Urbanisation Culture Société
Montréal

Octobre 2015

Benoît Laplante

Centre Urbanisation Culture Société de l'INRS

benoit.laplante@ucs.inrs.ca

Centre Urbanisation Culture Société
Institut national de la recherche scientifique
385, rue Sherbrooke Est
Montréal (Québec) H2X 1E3

Téléphone : (514) 499-4000

Télécopieur : (514) 499-4065

www.ucs.inrs.ca

Ce document peut être téléchargé sans frais à :

<http://www.ucs.inrs.ca/ucs/publications/collections/inédits>

Résumé

L'union de fait est beaucoup plus répandue au Québec que dans les autres provinces canadiennes. Par ailleurs, le Canada est une fédération où le droit de la famille relève en partie du Parlement fédéral et en partie des assemblées législatives des provinces. Les provinces dites « de common law » ont modifié leur droit de manière à imposer aux couples en union de fait des obligations analogues à celles qui pèsent sur les couples mariés, tout en donnant à l'ensemble des couples la possibilité d'aménager ces obligations par contrat. Le Québec, au contraire, a accru les obligations qui pèsent sur les couples mariés et réduit le pouvoir des époux d'aménager leurs relations patrimoniales par contrat, tout en laissant les conjoints de fait entièrement libres d'aménager leurs relations économiques. Un arrêt de la Cour suprême dans une cause qui opposait deux anciens conjoints de fait force le gouvernement du Québec à revoir l'encadrement légal des relations économiques entre les conjoints de fait. Le débat qui entoure cette question stimule l'intérêt pour le rôle de l'indépendance économique de la conjointe et de l'égalité des conjoints dans le couple dans le choix du mariage et de l'union libre comme forme de la vie conjugale. Nous étudions cette question à partir des microdonnées de l'échantillon de 20 % de la population qui a rempli le formulaire « long » du recensement canadien en 1986, 1996, 2006 et 2011 en estimant l'effet d'une série de caractéristiques sur la probabilité de vivre en union de fait plutôt que d'être mariée chez les femmes âgées de 20 à 49 ans qui vivent dans une union conjugale au moyen de la régression logistique. Nous estimons les équations séparément pour les francophones du Québec et les anglophones de l'Ontario. Les résultats montrent que dans les couples où la conjointe est active, l'indépendance économique de la conjointe et l'égalité des époux ont un rôle très secondaire dans la probabilité de vivre en union de fait. Au Québec, l'union de fait est la norme dans toutes les classes sociales pour tous les couples où la conjointe est active; le mariage est plus fréquent dans les couples où la femme n'est pas active. En Ontario, vivre ensemble sans être mariés au-delà de 30 ans est essentiellement une affaire de classe sociale.

Mot clefs

Union de fait; Union consensuelle; Mariage; Séparation; Divorce; Canada; Québec (province); Droit de la famille.

Abstract

EQUALITY, INDEPENDENCE AND COMMON-LAW UNION

The choice between marriage and common-law union in Quebec and Ontario, 1986–2011

“Common-law unions” — i.e. stable unmarried cohabitation as they are known in English Canada — are much more common in Quebec than in other Canadian provinces. Furthermore, Canada is a federation where family law is a legislative power shared between the Federal Parliament and the provincial legislatures. Over the last decades, “common law” provinces — i.e. Canadian provinces whose private law is based on English law — amended their family law to impose on couples who live in a common-law union obligations similar to those imposed on married couples, while giving all couples the right to limit these obligations by contract. Quebec, on the contrary, has made very stringent the legal obligations on married couples and restrained their right to limit them by contract, while leaving couples who live in a common-law union completely free law to organise their economic relations as they wish. Recently, a decision of the Supreme Court in a case that opposed two former common-law partners forced the government of Quebec to revise its legal framework. The debate surrounding this issue fosters interest in the role of women’s economic independence and of gender equality within the couple in the choice between marriage and common-law union as alternative forms of conjugal union. We study this question using the microdata from the 20% sample of the population who completed the “long” form of the Canadian census in 1986, 1996, 2006 and 2011. We use logistic regression to estimate the effects of a series of individual characteristics on the probability of living in common-law union rather than being married among women aged 20–49 years living in a conjugal relationship. We estimate the equations separately for the French-speaking in Quebec and the English-speaking in Ontario. The results show that in couples where the woman is in the labour force, her level of economic independence and gender equality have a very minor role in the probability of living in a common-law union. In Quebec, living in a common-law union is the norm in all social classes for all couples where the woman is in the labour force, whereas marriage is more common among couples where she is not. In Ontario, living together without being married after having reached age 30 is limited to the lower social classes.

Keywords

Cohabitation; Consensual union; Cohabitation; Marriage; Separation; Divorce; Separation; Divorce; Canada; Quebec (province); Family law

L'égalité, l'indépendance et l'union de fait

Au Québec, le début de l'année 2013 a été marqué par l'arrêt de la Cour suprême dans la cause « Lola c. Éric » (CSC 2013) dans laquelle « Lola » s'opposait à son ancien conjoint de fait, « Éric ». « Lola » demandait au tribunal d'appliquer à la rupture de son union de fait, les règles de droit qui s'appliquent aux relations économiques entre époux qui divorcent. Au Québec, comme ailleurs au Canada, les parents doivent des aliments à leurs enfants du simple fait de la filiation. Au-delà des différences entre la Loi sur le divorce, le Code civil et les lois des provinces de common law, dans chaque province, en matière d'aliments, les mêmes règles valent pour tous les enfants, peu importe que leurs parents aient été mariés ou non. (Payne et Payne 2013 : 549–551; Pineau et Pratte 2006 : 595–597). Au Québec, comme dans tout le Canada, les conjoints de fait sont assimilés aux époux pour les fins du droit social et dans leurs relations avec les tiers comme les assureurs et les caisses de retraite (Payne et Payne 2013 : 39–41; Pineau et Pratte 2006 : 539–544). L'importance de la cause « Lola c. Éric » tenait entièrement à la différence, plus marquée au Québec qu'ailleurs au Canada, entre les règles qui régissent les relations économiques entre époux et entre conjoints de fait (Leckey 2014, 2009). Ailleurs au Canada, la rupture de l'union de fait peut, au moins dans certaines circonstances, permettre à l'un des conjoints de réclamer une part des biens de l'autre ainsi que le versement d'une pension alimentaire (Payne et Payne 2013 : 43–55). Au Québec, les relations économiques entre conjoints de fait, pendant et après la vie commune, relèvent entièrement de la liberté contractuelle. La vie commune, peu importe les circonstances, ne crée pas par elle-même de droit sur les biens du conjoint, et n'ouvre pas le droit à son soutien après la rupture (Pineau et Pratte 2006 : 536–538, 553–557).

Les règles québécoises ressemblent, en gros, à celles qu'on retrouve en France dans le concubinage ou même le Pacs, alors que celles qui prévalent dans le reste du Canada s'apparentent, en gros, à celles qu'on retrouve en Irlande où, depuis 2010, l'union de fait crée, entre les conjoints, des obligations analogues à celles que crée le mariage. Ceci n'étonne pas dans la mesure où le droit québécois a, dans cette matière, les mêmes sources que le droit français alors que le droit irlandais a les mêmes sources que le droit des autres provinces canadiennes. La chose étonne tout de même dans la mesure où l'Angleterre n'a pas emprunté la voie que suivent l'Irlande et les provinces canadiennes de droit anglais. En Angleterre comme en France ou au Québec, les relations économiques entre les conjoints de fait suivent les règles du droit commun. Cela dit, la

particularité québécoise a ceci de compliqué qu'elle manifeste, à l'intérieur d'un pays, une différence qui se constate ailleurs à l'échelle internationale.

Dans cette communication, nous cherchons à éclairer le débat qui se poursuit au Québec sur la juste manière d'encadrer les relations économiques entre les conjoints de fait en étudiant les liens qui existent entre l'égalité économique des conjoints dans le couple et l'indépendance économique des femmes, d'une part, et la nature de leur union conjugale d'autre part. Étant donné les différences importantes qui séparent le Québec et le reste du Canada sur ces questions, nous examinons ces liens séparément chez les francophones du Québec et chez les anglophones de l'Ontario.

Introduction

L'état actuel du droit québécois sur les relations économiques entre les conjoints de fait est le résultat d'une suite de transformations au terme desquelles, en pratique, le mariage est devenu le cadre juridique offert aux couples qui fondent leurs relations économiques sur l'interdépendance, et l'union de fait est le cadre juridique offert aux couples qui fondent leurs relations économiques sur l'autonomie ou l'indépendance. La plus déterminante des transformations qui ont mené à cette situation a été l'ajout, en 1989, du « patrimoine familial » au régime primaire du mariage. En pratique, cet ajout fait que la plus grande partie des actifs des époux sont traités comme des acquêts et, de cette manière, fait disparaître dans les faits la différence entre les régimes de société d'acquêts et de séparation de biens pour la plupart des couples. En pratique, l'existence du patrimoine familial rend difficile d'encadrer par le mariage une relation de couple explicitement fondée sur l'indépendance économique.

La distinction conceptuelle sur laquelle reposent les fonctions respectives du mariage et de l'union de fait dans le droit québécois actuel a été formulée pour la première fois de manière explicite dans un avis du Conseil du statut de la femme (CSF) remis en 1978. Cet avis, qui traite de tous les aspects de la condition féminine, est considéré, par les auteures de l'ouvrage de référence sur l'histoire des femmes au Québec, comme l'aboutissement des « années chaudes du féminisme » québécois — c.-à-d. la plus grande partie des années 1970. Ce rapport est devenu à ce moment le fondement de la politique de l'État québécois en matière de condition féminine (Clio 1992 : 479). Le CSF recommandait diverses mesures destinées à accroître la protection du conjoint le plus faible dans le mariage, tout en insistant pour que le législateur s'abstienne

d'intervenir dans les relations économiques entre les conjoints de fait : « De nombreux couples ont choisi l'union de fait parce qu'elle n'entraîne pas d'obligations légales et peut accorder plus de liberté quant au mode de vie. [...] C'est une réalité que le législateur doit reconnaître non pas en donnant à l'union de fait les mêmes obligations que le mariage sous prétexte de protéger les enfants, et créer par là un mariage parallèle, mais plutôt en confirmant cette liberté de choix quant à la forme d'union désirée. » (CSF 1978 : 160). Ces recommandations fondent encore l'action du législateur québécois aujourd'hui (Roy 2008).

L'état actuel du droit québécois n'est évidemment pas sans lien avec la réalité sociale. Au Québec, l'union de fait est un cadre accepté et répandu de la vie de couple, mais aussi de la vie de famille. Deux chiffres suffisent à saisir l'ampleur de ce qui distingue le Québec du reste du Canada. Au Québec, au recensement de 2011, 42,7 % des familles à deux parents où vivaient des enfants de moins de 24 ans étaient formées autour d'un couple vivant en union de fait. Ailleurs au Canada, cette proportion n'était que de 11,6 % (SC 2011; ISQ 2013). Cela dit, l'union de fait n'a surtout pas le même sens, ou le même statut, au Québec qu'aux États-Unis ou ailleurs au Canada. Aux États-Unis, la recherche sur l'union de fait montre qu'elle demeure un mariage à l'essai qui se termine rapidement par la rupture ou le mariage ou encore une forme de « mariage à rabais » sur laquelle se rabattent les personnes peu favorisées (p. ex. Carbone et Cahn 2014; Fry 2010; Hill 2009; Oppenheimer 2003; Oppenheimer, Kalmijn et Lim 1997; Manning et Smock 1995). Il semble en aller de même ailleurs au Canada. Kerr, Moyser et Beaujot (2006) ont montré que les conjoints de fait sont nettement moins instruits et moins riches que les époux ailleurs au Canada, mais qu'au Québec, ils ne sont pas moins riches et, en moyenne, à peine moins instruits. Stalker et Ornstein (2013) rappellent qu'en dehors du Québec, les couples non mariés parents de jeunes enfants sont généralement jeunes et défavorisés.

En demandant au tribunal d'appliquer, à la rupture de son union de fait, les règles qui régissent le partage du patrimoine familial et la pension alimentaire, « Lola » s'attaquait à la solution que le législateur québécois a adoptée pour assurer l'équilibre entre les deux conceptions de la vie conjugale qui coexistent dans la société québécoise. Sa démarche n'était pas isolée. Certains estiment que l'union de fait n'est pas un choix, mais un état dans lequel les individus glissent sans en comprendre les conséquences. Laisser aux conjoints de fait la responsabilité de leurs relations économiques recrée alors, en dehors du mariage, les iniquités que l'obligation alimentaire et le partage du patrimoine familial atténuent. Pour protéger le conjoint le plus faible, l'État devrait imposer aux conjoints de fait — au moins à ceux qui ont un enfant en commun — les

obligations qu'il impose aux époux (Moore 2012; Belleau 2011; Jarry 2008). Le CSF a adopté cette opinion en 2013, alors que l'état actuel du droit québécois repose sur l'avis qu'il avait formulé en 1978 (CSF 2013 : 37). Gaudreault-Desbiens (2012) montre que cette opinion a été reprise par certains juges avant l'arrêt de la Cour suprême. La cour a maintenu le droit québécois, mais par une décision très serrée. La cour devait tout d'abord déterminer si le fait de ne pas encadrer de la même manière les relations économiques des époux et des conjoints était une forme de discrimination et si oui, déterminer si cette discrimination était justifiée. La cour a répondu affirmativement à la première question par cinq voix contre quatre, et affirmativement à la deuxième également par cinq voix contre quatre, la juge en chef étant la seule à répondre « oui » aux deux questions.

Le débat qui a cours au Québec sur cette question est parfois mal compris dans le reste du Canada, où l'on semble admettre d'emblée que l'union de fait et le mariage sont suffisamment similaires pour que les relations économiques entre les conjoints, et notamment au moment de la rupture, soient régies de manière similaire. En réalité, la manière dont le droit encadre les relations économiques entre les conjoints de fait varie beaucoup selon les sociétés. Deux exemples suffisent à donner la mesure de cette variété. En France, en 1999, on a intégré au Code civil un nouveau dispositif d'encadrement de la vie commune explicitement distinct du mariage, le « pacte civil de solidarité » (Pacs), destiné aux couples de même sexe qui ne pouvaient se marier. Le Pacs se forme par un acte administratif ou notarié; il se dissout de la même manière par la volonté d'un seul des partenaires. Les partenaires s'engagent à faire vie commune et à se prodiguer aide matérielle et assistance réciproque, et ils sont solidaires des dettes raisonnables engagées pour la vie commune; tout le reste est laissé à leur discrétion. À la rupture, seuls les biens que les partenaires auront acquis de manière indivise sont partagés; l'aide matérielle et l'assistance réciproque disparaissent entièrement. En pratique, les relations économiques entre les « pacsés » français sont très proches de celles qui existent entre les conjoints de fait québécois. Le Pacs avait été introduit pour les couples de même sexe. Il est depuis devenu un sérieux concurrent du mariage pour les couples de sexes différents (Rault, Letrait et Le groupe CSF 2010; Rault 2009). On estime qu'en 2013, 206 000 couples de sexe différent se sont mariés et 153 000 se sont « pacsés » (Bellamy et Baumel 2014). En Suède, le droit de la famille repose sur la volonté de préserver la qualité des relations entre les membres de la famille; pour cette raison, on évite d'imposer des obligations économiques aux personnes apparentées. L'obligation alimentaire des parents s'éteint absolument au plus

tard lorsque l'enfant atteint 21 ans. La pension alimentaire à l'ancien époux n'est accordée que dans des circonstances exceptionnelles. En pratique, en matière d'aliments, il existe peu de différences entre les anciens époux et les anciens conjoints de fait, mais la situation des anciens époux suédois ressemble à celles des anciens conjoints de fait québécois. L'« individualisme » du droit de la famille suédois actuel a une origine sociale : il repose en bonne partie sur la sécurité économique que le droit social et leur forte activité procurent aux femmes (Sandström 2011; Roman 2009).

Ces deux exemples, et le débat qui se fait au Québec, suffisent à montrer que déterminer la juste manière d'encadrer les relations économiques entre les conjoints de fait n'est pas évident. Le problème ne se pose pas qu'au Québec (cf. Perelli-Harris et Sánchez Gassen 2012) mais la coexistence de deux sociétés et de deux traditions juridiques fait qu'il s'y pose d'une manière particulière. La question semble préoccupante dans certains pays (cf. Anders 2013), mais ailleurs, elle ne semble pas du tout d'actualité, par exemple en France (Revillard 2009). En pratique, l'arrêt de la Cour suprême a forcé le gouvernement du Québec à revoir l'encadrement légal des relations économiques entre les conjoints de fait. Il a confié la question, avec un mandat couvrant l'ensemble du droit de la famille, à un comité consultatif qui a déposé son rapport en juin 2015. Les propositions du comité, sur cette question, sont très différentes de ce qu'on retrouve ailleurs au Canada : plutôt que de maintenir le lien de dépendance économique au-delà de la vie commune, le comité propose de compenser les pertes que le partage inégal des tâches familiales a entraînées pour l'un des conjoints (CCDF 2015). On se sait pas encore ce qu'il adviendra des recommandations de ce comité.

L'égalité, l'indépendance et le choix de la forme de l'union conjugale

On oppose couramment la dépendance à l'indépendance lorsqu'on traite des relations économiques entre les conjoints. Les deux notions renvoient à une troisième, l'interdépendance. Le couple traditionnel était fondé sur la dépendance économique de la femme. On aurait tendance à penser que le couple moderne, formé de deux conjoints économiquement indépendants, serait fondé sur l'indépendance, mais la réalité de la vie conjugale et familiale crée l'interdépendance. Le mariage repose sur la reconnaissance de l'interdépendance et la primauté qu'il lui accorde. Tout le débat actuel revient à choisir d'accorder la primauté à l'indépendance ou à l'interdépendance dans l'encadrement légal de l'union de fait. L'interdépendance se conçoit bien, mais elle se

mesure difficilement et le cas est désespéré lorsque les seules enquêtes qui contiennent des données sur les couples omettent de même tenter de la mesurer. On doit procéder de manière indirecte et imparfaite.

L'enjeu même du débat fournit une piste. Le mariage, qui repose sur la reconnaissance et la primauté de l'interdépendance, impose le partage égal du patrimoine familial comme remède à l'inégalité des fortunes. La pension alimentaire à l'ex-époux, qui vise à maintenir le niveau de vie après la rupture, est le remède à l'inégalité du revenu. Incapables de mesurer l'interdépendance, on tirera partie de ce qu'on peut mesurer l'inégalité économique et en déduire, pour différents cas de figure, que l'indépendance économique, notamment à la rupture, est possible ou pas. Carbone et Cahn (2014) montrent que le rôle de l'inégalité dans la possibilité de l'indépendance varie selon le revenu de chacun des conjoints. L'indépendance de chacun des conjoints est possible et, selon les auteures souhaitable, lorsque les revenus des deux conjoints sont élevés, même si l'un gagne beaucoup plus que l'autre. Elle n'est pas possible lorsqu'un des conjoints n'a pas de revenu ou un revenu très faible, même si le revenu de l'autre n'est pas beaucoup plus élevé. Plus intéressant, la dépendance n'est ni possible ni souhaitable lorsque les revenus des deux conjoints sont faibles et incertains : ce type de pauvreté impose, en pratique, l'indépendance. L'analyse des auteures est en partie normative, mais elle permet de structurer la relation entre l'inégalité, le niveau de revenu et la possibilité de l'indépendance en tenant compte à la fois de l'inégalité dans le couple et de l'inégalité entre les couples. Conséquence heureuse, cette structure conduit à choisir les indicateurs de l'indépendance que la recherche actuelle recommande : la part du revenu de la conjointe dans le revenu du couple, le capital humain des deux conjoints, etc. (cf. Özcan et Breen 2012). Par ailleurs, on sait que la sécurité économique, en plus du revenu, contribue à la possibilité de l'indépendance : en pratique, posséder un emploi salarié plutôt qu'autonome, permanent plutôt que temporaire, dans le secteur public plutôt que privé et, finalement, syndiqué sont des facteurs qui réduisent l'incertitude économique et la nécessité de devoir compter sur l'assistance du conjoint.

On comprend de ce qui précède que la révision des relations économiques entre conjoints de fait devrait se faire à partir d'une connaissance approfondie de la condition économique des époux et des conjoints de fait pendant et après la rupture. Chose surprenante, il n'existe pas d'études sur le sujet. Deux études longitudinales traitent des familles monoparentales dirigées par des femmes, mais n'examinent pas les rapports économiques entre les conjoints avant la rupture (Juby et coll. 2005; Dooley et Finnie 2001). Une autre, plus récente, compare les revenus des épouses et des conjointes de fait au cours des années qui suivent

la rupture, mais n'examine pas non plus les rapports économiques entre les conjoints avant la rupture (Le Bourdais et coll. 2015). Les études qualitatives sur la connaissance que les conjoints ont des différences entre le mariage et l'union de fait (Belleau 2011) et sur la gestion de l'argent dans le couple (Belleau 2008) suggèrent que les conjoints de fait connaissent peu les règles de droit qui s'appliquent à leur situation et que la gestion de l'argent dans les nouveaux couples québécois dépend peu de la forme juridique de l'union. Les études quantitatives qui s'appuient sur des échantillons représentatifs montrent plutôt que les conjoints de fait sont plus enclins à gérer l'argent de manière séparée que les couples mariés, dans les pays d'Europe (Hickel, Liefbroer et Poortman 2014), au Québec, où l'union de fait est répandue, et ailleurs au Canada où elle l'est moins (Hamplová, Le Bourdais et Lapierre-Adamcyk 2014). Les résultats de Laplante et Fostik (à paraître) suggèrent que les femmes francophones du Québec, contrairement aux autres Canadiennes, choisissent l'union de fait ou le mariage selon la sécurité économique que leur procure leur situation d'emploi. On connaît cependant mal la condition économique des époux et des conjoints de fait pendant la vie commune, et plus mal ce qui advient aux conjoints après la rupture. Cette absence s'explique : le Canada ne s'est pas doté des sources de données qui permettraient de réaliser de telles études. Ces questions doivent être étudiées de manière indirecte, ce qui semble décourager les chercheurs.

Par ailleurs, ce qu'on sait des circonstances dans lesquelles l'union de fait est devenue une forme acceptée et répandue de la vie conjugale et familiale au Québec suggère que la place qu'elle occupe dans une société ainsi que le rythme et la manière dont elle en vient à occuper cette place sont étroitement liées à la transformation du droit de la famille de cette société. On comprendrait peut-être mieux pourquoi le Québec se distingue du reste du Canada sur cette question si on comprenait comment l'union de fait est devenue, ou non, une forme acceptée de la vie conjugale et familiale dans d'autres sociétés et comment cette diffusion, ou son absence, ont été liées à la transformation, ou la permanence, du droit de la famille dans ces sociétés.

Objectifs et hypothèses

Nous souhaitons examiner les liens entre l'égalité économique des conjoints dans le couple et l'indépendance économique des femmes, d'une part, et la nature de leur union conjugale chez les francophones du Québec et chez les anglophones de l'Ontario d'autre part. Plusieurs recherches réalisées depuis le début des années 1990 permettent de préciser la manière dont ces liens doivent être examinés.

On sait depuis longtemps que l'union de fait est plus répandue au Québec que dans le reste du Canada (Dumas et Péron 1992; Balakrishnan, Lapierre-Adamcyk et Krótki 1993; Dumas et Bélanger 1996; Le Bourdais et Marcil-Gratton 1996). On sait par ailleurs que la probabilité de vivre en union de fait ou d'être mariée varie en fonction de l'âge de la femme et de son niveau de scolarité aussi bien au Québec que dans les autres provinces canadiennes (cf. Laplante et Fostik, à paraître). On sait également qu'au Canada, en dehors du Québec, l'union de fait se concentre chez les jeunes de moins de 30 ans et dans les couches défavorisées (Turcotte et Bélanger 1997; Turcotte et Golscheider 1998; Bélanger et Turcotte 1999; Kerr, Moyser et Beaujot 2006; Stalker et Ornstein 2013). Par ailleurs, on sait que les différences qui existent entre le Québec et l'Ontario sont liées à la composition sociolinguistique des sociétés des deux provinces : les écarts mesurés à l'échelle des deux provinces sont, en fait, des écarts entre les populations majoritaires historiques de chacune des deux provinces plutôt que des écarts entre les populations complètes (Laplante 2006; Laplante, Miller et Malherbe 2006; Lachapelle 2007; Laplante 2014c). On sait que les couples formés de deux personnes de niveau de scolarité différents ont plus tendance à vivre en union de fait qu'à être mariés, aussi bien au Québec qu'en Ontario (Hamplová et Le Bourdais 2008). Finalement, il semble qu'au Québec, toutes choses égales par ailleurs, les femmes aient tendance à vivre en union de fait lorsque leur emploi leur offre un niveau relativement élevé d'indépendance et de sécurité et à être mariées lorsque leur emploi, ou le fait de ne pas être active, les rend économiquement dépendantes de leur conjoint (Laplante et Fostik, à paraître).

Nous nous concentrons sur les francophones du Québec et les anglophones de l'Ontario. La question revient à voir si les liens entre l'indépendance économique des femmes et l'égalité des conjoints dans le couple sont les mêmes dans les deux groupes. Si les liens sont les mêmes dans les deux groupes, la différence entre ceux-ci se ramène à une pure différence de valeurs. Les effets de l'indépendance et de l'égalité s'ajouteraient simplement aux écarts attribuables aux différences de valeurs. On sait à priori que ça n'est probablement pas le cas. Laplante et Fostik (à paraître) montrent qu'au Québec mais pas dans le reste du Canada, la probabilité qu'elle vive en union de fait augmente avec le degré de sécurité économique que son emploi procure à la femme. Nous nous attendons à retrouver le même résultat.

Nous ne pouvons pas nous appuyer sur des travaux déjà publiés pour formuler des hypothèses sur les liens entre l'égalité économique des conjoints et la nature de leur union conjugale. Nous posons l'hypothèse très générale que la probabilité de vivre en union de fait augmente avec la part des gains du couple qui

proviennent du travail de la femme. Ceci revient à dire que nous postulons l'existence d'un axe de l'inégalité dans le couple où l'un des pôles est occupé par les couples où l'ensemble des gains du couple provient de l'activité de l'homme et l'autre où l'ensemble des gains provient du travail de la femme, que la probabilité d'être mariée est à son maximum au premier pôle et la probabilité de vivre en union de fait à son maximum au second pôle. Dans une telle construction, l'égalité n'occupe que le point central de l'axe. Nous admettons qu'à strictement parler, notre hypothèse porte plus sur le degré d'inégalité que sur l'égalité.

Données et méthode

Nous utilisons les microdonnées de l'échantillon de 20 % de la population qui a rempli le formulaire « long » du recensement canadien en 1986, 1996, 2006 et 2011. Nous nous limitons aux couples formés de deux personnes nées dans la province où elles résidaient au moment du recensement où la conjointe était âgée de 20 à 49 ans au moment du recensement. Les questions qui nous intéressent sont étroitement liées aux valeurs. Pour les étudier correctement, il est préférable de comparer des groupes homogènes. Ajouter à chacun des groupes des individus socialisés dans des contextes différents — par exemple les migrants inter-provinciaux et les immigrants — n'aurait pas d'autre effet que d'atténuer les coefficients.

En pratique, nous estimons l'effet d'une série de caractéristiques sur la probabilité de vivre en union de fait plutôt que d'être mariée chez les femmes âgées de 20 à 49 ans qui vivent dans une union conjugale au moyen de la régression logistique. Nous estimons une équation pour chaque recensement pour chacun des deux groupes sociolinguistiques, donc en tout huit équations.

Il est généralement admis, même si la chose varie selon les sociétés, que l'union de fait est plus courante chez les jeunes et, par ailleurs, qu'elle est moins fréquente chez les femmes plus scolarisées. Nous posons que le lien entre l'âge et la probabilité de vivre en union de fait plutôt que d'être mariée est curvilinéaire, et nous estimons cette relation curvilinéaire séparément pour chacun des niveaux de scolarité de la femme. Modéliser ces relations de manière fine devrait permettre d'estimer plus exactement les effets de l'indépendance et de l'égalité économiques des conjoints.

Nous mesurons l'indépendance économique de la conjointe de manière analogue à celle qu'utilisent Laplante et Fostik (à paraître). Ces auteurs utilisent des informations de l'Enquête sur la population active qui permettent de distinguer l'emploi dans le secteur public, l'emploi dans le secteur privé, l'emploi autonome

et l'inactivité. La différence entre l'emploi dans le secteur public et l'emploi dans le secteur privé est significative. Le recensement ne permet pas de distinguer l'emploi dans le secteur public et l'emploi dans le secteur privé, mais permet de distinguer l'emploi autonome sans aide rémunérée, l'emploi autonome avec aide rémunérée et le travail comme aide familiale non rémunérée. La taille des effectifs permet de conserver toutes les modalités.

Nous mesurons l'égalité économique des conjoints dans le couple, ou plus exactement le sens et le degré de leur inégalité, au moyen de la part des gains de la conjointe dans les gains totaux du couple. On sait que la probabilité de vivre en union de fait varie en fonction du degré d'homogamie scolaire du couple. On sait que la probabilité de vivre en union de fait varie selon le degré d'homogamie sociale du couple. On peut soupçonner que l'effet de la part des gains de la conjointe dans les gains du couple varie selon le degré d'homogamie sociale, ou scolaire, du couple. On peut également soupçonner que cet effet n'est pas le même dans toutes les couches sociales. Nous estimons cet effet séparément pour chaque combinaison des niveaux de scolarité des deux conjoints.

On sait que la probabilité de vivre en union de fait varie selon la présence d'enfants au foyer, de manière plus nette en Ontario qu'au Québec. On soupçonne que la différence d'âge entre les conjoints a un effet sur cette probabilité, celle-ci augmentant probablement en raison de la valeur absolue de l'écart. On soupçonne également que le fait d'être propriétaire de son logement, une étape importante dans la vie des couples et surtout dans celle des familles, peut être lié à la nature de l'union conjugale. Nous ajoutons ces variables à notre modèle de manière à estimer plus finement les effets des variables qui sont au cœur de nos hypothèses.

L'équation que nous estimons pour chaque groupe sociolinguistique et chaque recensement peut être écrite comme suit,

$$\ln\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right) = \sum_{i=1}^4 (\alpha_{i1}F_i + \alpha_{i2}F_iA + \alpha_{i3}F_iA^2) + \sum_{i=1}^4 \sum_{j=1}^4 \beta_{ij}F_iH_jP + \sum_{i=1}^k \gamma_i X_i,$$

où π représente la probabilité de vivre en union de fait plutôt que d'être mariée, F_i le niveau de scolarité de la conjointe, A , l'âge de la conjointe, α_{1i} , α_{2i} et α_{3i} sont les trois paramètres de la relation curvilinéaire entre l'âge et la probabilité de vivre en union de fait estimée pour les femmes ayant le niveau de scolarité i , H représente

le niveau de scolarité du conjoint, P , la part des gains de la conjointe dans les gains du couple, β_{ij} , l'effet de la part des gains de la conjointe sur la probabilité de vivre en union de fait pour les femmes qui ont le niveau de scolarité i et dont le conjoint a le niveau de scolarité j , X représente les variables du modèle dont l'effet est simplement linéaire et γ , l'effet de chacune de ces variables. La paramétrisation de la relation curvilinéaire utilise le degré de liberté habituellement utilisé pour estimer l'ordonnée à l'origine. Dans cette équation, la relation curvilinéaire entre l'âge et la probabilité de vivre en union de fait joue un rôle analogue à celui de la fonction de risque de base d'un modèle de risque et le fait d'estimer cette relation séparément pour quatre niveaux de scolarité apparente l'équation à celle d'un modèle de risque stratifié. Le terme qui permet d'estimer la variation de la probabilité de vivre en union de fait en fonction de la part des gains de la conjointe dans les gains du couple selon le niveau de scolarité de chacun des conjoints — $\beta_{ij}F_iH_jP$ — permet également d'examiner la variation de cette probabilité en fonction de l'âge de la femme selon la scolarité de chacun des conjoints. Dans les sous-échantillons de couples où la femme n'est pas active, ce terme est remplacé par le niveau de scolarité du conjoint.

Tableau 1. Description des échantillons. Couples où la femme est active. Recensements de 1986, 1996, 2006 et 2011. Données de l'échantillon de 20 % qui a répondu au formulaire « long ». Estimation pondérée.

	Francophones du Québec				Anglophones de l'Ontario			
	1986	1996	2006	2011	1986	1996	2006	2011
Forme de l'union conjugale								
Mariage	0,777	0,601	0,412	0,339	0,888	0,854	0,795	0,771
Union de fait	0,223	0,399	0,588	0,662	0,112	0,146	0,205	0,229
Âge de la femme								
Entre 20 et 24 ans	0,139	0,071	0,073	0,072	0,136	0,056	0,050	0,050
Entre 25 et 29 ans	0,237	0,142	0,155	0,157	0,240	0,152	0,134	0,142
Entre 30 et 34 ans	0,208	0,202	0,158	0,195	0,217	0,222	0,181	0,185
Entre 35 et 39 ans	0,180	0,222	0,168	0,175	0,180	0,225	0,195	0,195
Entre 40 et 44 ans	0,143	0,201	0,217	0,177	0,129	0,194	0,224	0,202
Entre 45 et 49 ans	0,093	0,162	0,228	0,225	0,097	0,151	0,217	0,228
Part des gains de la femme dans les gains du couple								
Moins de 20 %	0,286	0,228	0,186	0,170	0,305	0,238	0,218	0,196
De 20 % à 39 %	0,318	0,321	0,339	0,320	0,335	0,310	0,312	0,286
De 40 % à 59 %	0,271	0,306	0,333	0,343	0,266	0,316	0,320	0,324
De 60 % à 79 %	0,059	0,076	0,091	0,101	0,051	0,074	0,091	0,108
Au moins 80 %	0,066	0,070	0,051	0,066	0,042	0,063	0,059	0,086
Niveau de scolarité de la femme								
Moins que le secondaire	0,266	0,171	0,096	0,069	0,307	0,153	0,072	0,046
Secondaire	0,423	0,413	0,374	0,334	0,357	0,371	0,315	0,256
Postsecondaire non universitaire	0,180	0,218	0,245	0,261	0,203	0,275	0,327	0,341
Université	0,132	0,199	0,285	0,336	0,133	0,201	0,285	0,357
Niveau de scolarité de l'homme								
Moins que le secondaire	0,297	0,224	0,144	0,120	0,326	0,199	0,110	0,084
Secondaire	0,402	0,412	0,442	0,443	0,376	0,412	0,400	0,372
Postsecondaire non universitaire	0,132	0,164	0,186	0,198	0,134	0,189	0,254	0,276
Université	0,169	0,200	0,229	0,239	0,164	0,201	0,236	0,268
Différence d'âge entre la femme et l'homme								
Au moins 3 ans de plus	0,058	0,077	0,080	0,073	0,053	0,073	0,078	0,070
Un ou deux ans de plus	0,107	0,104	0,105	0,109	0,096	0,107	0,119	0,125
Aucune	0,118	0,110	0,108	0,113	0,118	0,122	0,124	0,137
Un ou deux ans de moins	0,294	0,268	0,254	0,252	0,306	0,281	0,271	0,272
Trois ou 4 ans de moins	0,208	0,199	0,188	0,189	0,211	0,193	0,179	0,178
Cinq à 7 ans de moins	0,136	0,141	0,148	0,150	0,131	0,131	0,133	0,129
Au moins 8 ans de moins	0,079	0,102	0,118	0,114	0,085	0,093	0,096	0,089
Présence d'enfants [Variables logiques]								
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	0,307	0,286	0,259	0,312	0,315	0,315	0,290	0,309
Présence d'enfants de 6 à 14 ans	0,356	0,375	0,371	0,347	0,357	0,393	0,399	0,378
Présence d'enfants de 15 à 17 ans	0,125	0,174	0,167	0,153	0,145	0,152	0,172	0,159
Présence d'enfants de 18 à 24 ans	0,121	0,152	0,153	0,149	0,132	0,151	0,157	0,144
Propriétaires du logement	0,672	0,764	0,793	0,809	0,718	0,800	0,849	0,850
Classe d'emploi de la femme								
Salariée	0,956	0,893	0,901	0,910	0,972	0,885	0,906	0,913
Autonome avec aide	0,008	0,026	0,023	0,019	0,010	0,029	0,028	0,022
Autonome sans aide	0,003	0,050	0,064	0,061	0,003	0,060	0,054	0,050
Aide familiale non rémunérée	0,003	0,007	0,003	0,003	0,004	0,007	0,004	0,003
Sans emploi	0,030	0,026	0,009	0,008	0,011	0,020	0,008	0,012
Effectifs	102 639	113 698	133 784	153 287	125 480	152 509	131 166	147 207

Tableau 2. Description des échantillons. Couples où la femme est inactive. Recensements de 1986, 1996, 2006 et 2011. Données de l'échantillon de 20 % qui a répondu au formulaire « long ». Estimation pondérée.

	Francophones du Québec				Anglophones de l'Ontario			
	1986	1996	2006	2011	1986	1996	2006	2011
Forme de l'union conjugale								
Mariage	0,925	0,747	0,533	0,437	0,958	0,886	0,842	0,794
Union de fait	0,075	0,253	0,467	0,563	0,042	0,114	0,158	0,206
Âge de la femme								
Entre 20 et 24 ans	0,058	0,052	0,051	0,059	0,072	0,051	0,039	0,050
Entre 25 et 29 ans	0,168	0,111	0,110	0,129	0,203	0,122	0,094	0,113
Entre 30 et 34 ans	0,218	0,209	0,146	0,190	0,251	0,233	0,172	0,165
Entre 35 et 39 ans	0,212	0,232	0,171	0,173	0,197	0,254	0,221	0,215
Entre 40 et 44 ans	0,184	0,190	0,232	0,181	0,141	0,184	0,235	0,215
Entre 45 et 49 ans	0,160	0,206	0,289	0,268	0,137	0,157	0,240	0,242
Niveau de scolarité de la femme								
Moins que le secondaire	0,512	0,399	0,318	0,272	0,441	0,319	0,182	0,156
Secondaire	0,375	0,434	0,441	0,439	0,344	0,413	0,399	0,383
Postsecondaire non universitaire	0,077	0,114	0,141	0,158	0,131	0,171	0,239	0,258
Université	0,036	0,053	0,101	0,131	0,084	0,098	0,180	0,203
Niveau de scolarité de l'homme								
Moins que le secondaire	0,408	0,342	0,250	0,205	0,357	0,271	0,151	0,125
Secondaire	0,390	0,418	0,476	0,485	0,365	0,410	0,402	0,411
Postsecondaire non universitaire	0,096	0,124	0,134	0,147	0,117	0,158	0,219	0,232
Université	0,107	0,116	0,140	0,164	0,161	0,160	0,229	0,231
Différence d'âge entre la femme et l'homme								
Au moins 3 ans de plus	0,054	0,065	0,076	0,078	0,044	0,075	0,083	0,076
Un ou deux ans de plus	0,103	0,099	0,101	0,098	0,090	0,109	0,120	0,119
Aucune	0,108	0,103	0,101	0,104	0,112	0,114	0,118	0,126
Un ou deux ans de moins	0,278	0,263	0,236	0,233	0,302	0,264	0,257	0,259
Trois ou 4 ans de moins	0,220	0,212	0,198	0,194	0,218	0,199	0,178	0,179
Cinq à 7 ans de moins	0,151	0,160	0,155	0,158	0,141	0,140	0,133	0,133
Au moins 8 ans de moins	0,086	0,099	0,133	0,135	0,095	0,100	0,112	0,108
Présence d'enfants [Variables logiques]								
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	0,397	0,393	0,340	0,420	0,501	0,492	0,440	0,460
Présence d'enfants de 6 à 14 ans	0,545	0,507	0,488	0,458	0,493	0,527	0,503	0,489
Présence d'enfants de 15 à 17 ans	0,187	0,200	0,198	0,180	0,156	0,142	0,170	0,159
Présence d'enfants de 18 à 24 ans	0,184	0,187	0,180	0,175	0,154	0,136	0,158	0,142
Propriétaires du logement	0,745	0,748	0,758	0,734	0,772	0,740	0,808	0,774
Effectifs	44 625	30 517	28 540	21 892	12 792	16 021	9 938	13 905

Résultats

Du recensement le plus ancien au plus récent, la part des couples qui vivent en union de fait augmente dans les deux groupes sociolinguistiques, nettement plus chez les francophones du Québec que chez les anglophones de l'Ontario. En 2011, les deux tiers des couples de francophones du Québec vivent en union de fait, mais moins du quart des couples d'anglophones de l'Ontario. Dans les couples où la femme est active, la part des couples où les gains des deux conjoints sont à peu près égaux augmente dans les deux groupes pour atteindre le tiers chez les francophones du Québec et à peine moins chez les anglophones de l'Ontario (Tableau 1). La distribution du niveau de scolarité se transforme profondément. La part des femmes qui n'ont pas complété le secondaire se réduit considérablement et celle des femmes qui ont atteint l'université atteint le tiers dans les deux groupes. Au recensement le plus récent, la part des femmes qui a atteint l'université dépasse celle des hommes. L'écart d'âge entre les conjoints tend à se réduire un peu. Le cas le plus fréquent demeure celui où la conjointe a un an ou deux de moins que son conjoint. Dans les couples où la femme n'est pas active, la distribution du niveau de scolarité de la femme ne se transforme pas de la même que dans les couples où elle est active (Tableau 2). La part des femmes qui n'ont pas complété le secondaire demeure élevée et la part de celles qui ont atteint l'université augmente moins. On note ici une différence importante entre les deux groupes : la part des femmes inactives qui détiennent un diplôme universitaire est près de deux fois plus élevée chez les francophones du Québec que chez les anglophones de l'Ontario.

La distribution de la part des gains de la femme dans les gains du couple se transforme. Chez les francophones du Québec, en 1986, la part de la conjointe était nettement à celle du conjoint dans 60 % des couples; elle était nettement supérieure dans 12,5 % des couples. En 2011, ces proportions sont respectivement 49,0 % et 16,7 %. La proportion des couples où les revenus des deux conjoints sont sensiblement égaux est passée de 27,1 % à 34,3 %. Par ailleurs le nombre des couples où la femme n'est pas active diminue considérablement. On trouve des changements analogues chez les anglophones de l'Ontario, à la différence près que la proportion des femmes actives y était déjà plus élevée en 1986 et l'y était toujours en 2011.

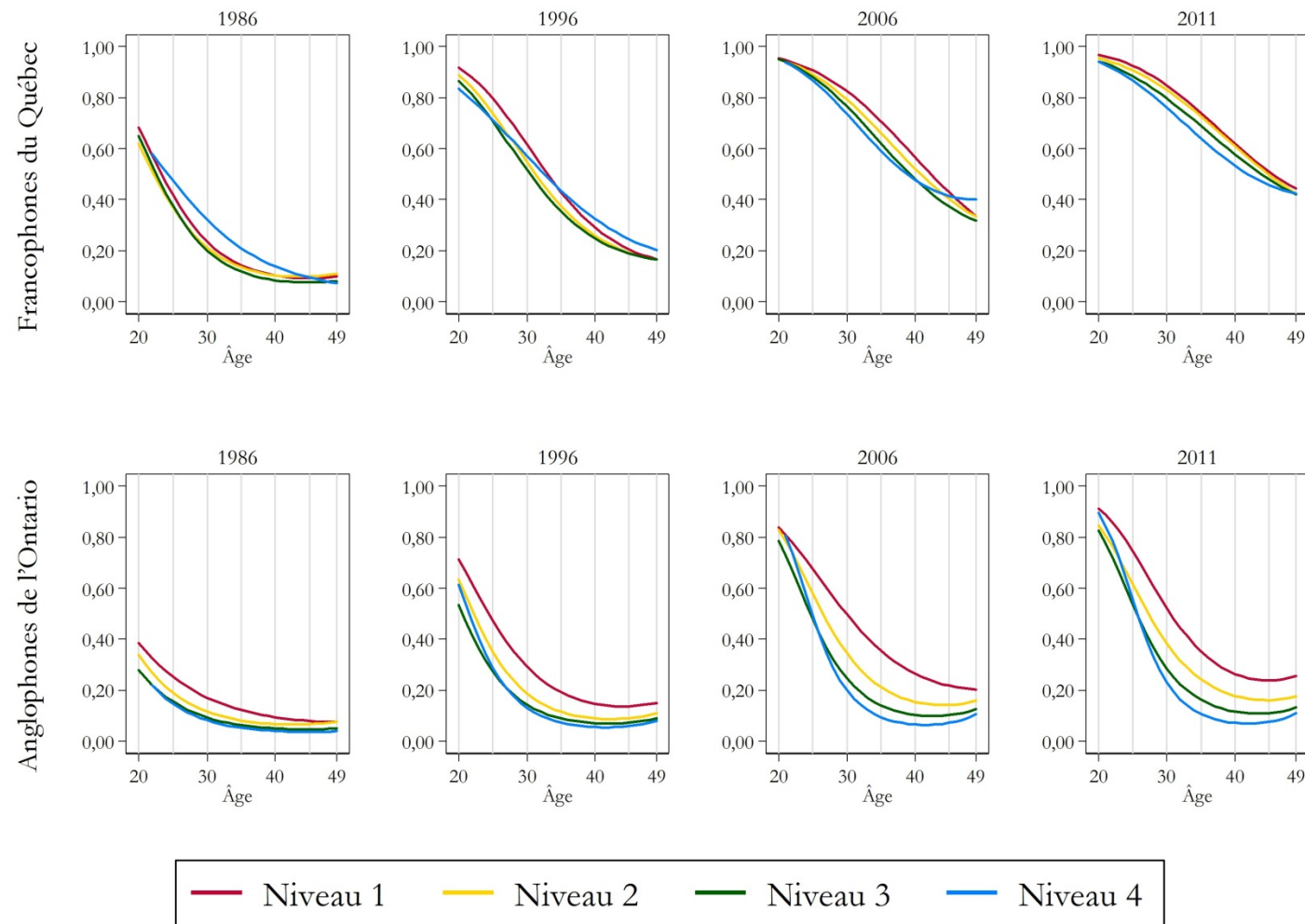


Figure 1. Probabilité de vivre en union de fait plutôt qu'être marié selon l'âge de la femme et le niveau de scolarité de chaque conjoint. Couples homogames où la femme est active. Francophones du Québec et anglophones de l'Ontario. Régression logistique. Valeurs prédites à l'égalité de la part des gains. Recensements de 1986, 1996, 2006 et 2011. Données de l'échantillon de 20 % qui a répondu au formulaire « long ». du recensement. Estimation pondérée.

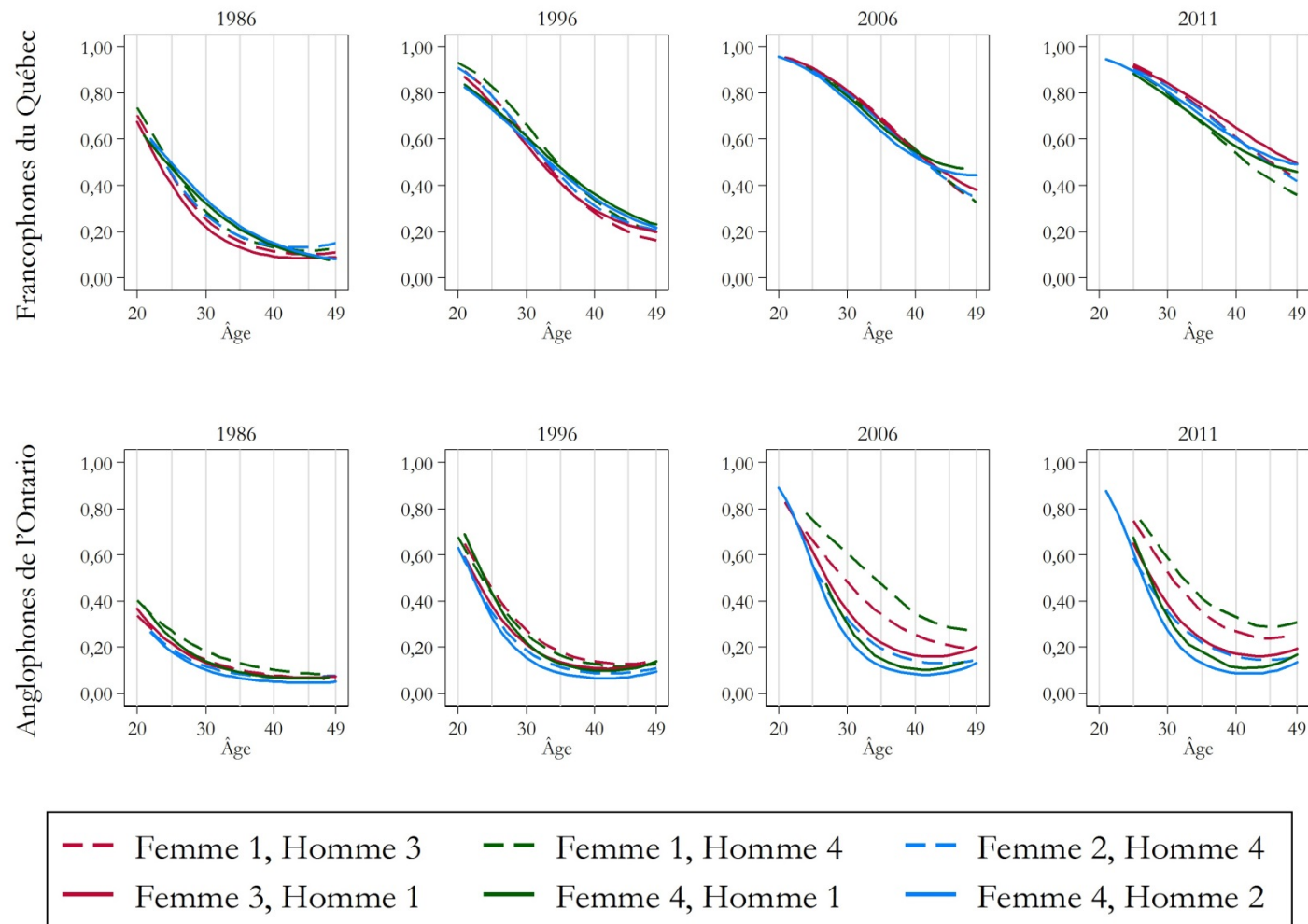


Figure 2. Probabilité de vivre en union de fait plutôt qu'être marié selon l'âge de la femme et le niveau de scolarité de chaque conjoint. Couples hétérogames où la femme est active. Francophones du Québec et anglophones de l'Ontario. Régression logistique. Valeurs prédites à l'égalité de la part des gains. Recensements de 1986, 1996, 2006 et 2011. Données de l'échantillon de 20 % qui a répondu au formulaire « long » du recensement. Estimation pondérée.

En 1986, la probabilité de vivre en union de fait atteint à peu près 70 % dans les couples francophones du Québec dont les deux conjoints ont le même niveau de scolarité et où la conjointe est active et a 20 ans. La probabilité décroît rapidement avec l'âge (Figure 1). Trois des courbes des groupes où les deux conjoints ont le même niveau de scolarité se confondent. La courbe des couples dont les deux conjoints ont atteint l'université se détache : en 1986, entre le début de la vingtaine et le milieu de la quarantaine, la probabilité de vivre en union de fait était plus élevée dans ce groupe que dans les autres. Du recensement de 1986 à celui de 2011, les courbes s'élèvent, se redressent et se rapprochent. Dans les quatre groupes, la probabilité de vivre en union de fait vaut presque 1 à 20 ans et un peu plus de 0,4 à 49 ans. En 2011, on remarque que l'écart entre les courbes, très faible, suit tout de même l'ordre des niveaux de scolarité : la probabilité d'être marié augmente légèrement avec le niveau de scolarité. Les choses sont différentes chez les anglophones de l'Ontario. Du recensement de 1986 à celui de 2011, l'union de fait s'installe comme phénomène caractéristique des couples où la femme est jeune et lié de manière de plus en plus claire au niveau de scolarité : la probabilité de vivre en union de fait diminue clairement en raison inverse du niveau de scolarité. On remarque que la probabilité de vivre en union de fait augmente légèrement avec l'âge à partir d'environ 40 ans, ce qui est vraisemblablement aux secondes unions.

Chez les francophones du Québec, on retrouve, dans les couples hétérogames, le mouvement des courbes de probabilité qu'on a observé chez les couples homogames (Figure 2). L'écart entre les courbes est relativement petit. En 2011, on note que la probabilité de vivre en union de fait est la plus élevée dans les couples où la conjointe a fait des études postsecondaires non universitaires et le conjoint n'a pas terminé le secondaire et la probabilité la plus faible, dans les couples où le conjoint a fréquenté l'université et la conjointe n'a pas terminé le secondaire. Chez les francophones du Québec, dans les couples hétérogames, la probabilité de vivre en union de fait semble donc varier légèrement en raison du degré de supériorité de la conjointe. Les choses sont différentes chez les anglophones de l'Ontario. Du recensement de 1986 à celui de 2011, les courbes de probabilité se déplacent à peu près de la même manière chez les couples hétérogames que chez les couples homogames, mais l'écart entre les groupes se creuse. En 2006 et 2011, la probabilité de vivre en union de fait est plus élevée dans les couples où la conjointe n'a pas terminé le secondaire alors que le conjoint a fait des études postsecondaires ou universitaires, et plus faible dans les couples où la femme a

fréquenté l'université et l'homme n'a pas dépassé le secondaire. Chez les anglophones de l'Ontario, dans les couples hétérogames, la probabilité de vivre en union de fait varie clairement en raison *inverse* du degré de supériorité de la conjointe.

Les écarts entre les groupes homogames sont nettement plus marqués dans les couples où la conjointe n'est pas active (Figure 3). La différence est particulièrement frappante chez les francophones du Québec. Dans les deux groupes sociolinguistiques, la probabilité de vivre en union de fait varie très clairement en raison inverse du niveau de scolarité. Chez les anglophones de l'Ontario, la courbe des couples dont les deux conjoints ont fréquenté l'université chute de manière abrupte dès la vingtaine.

Chez les francophones du Québec, dans les couples hétérogames où la conjointe n'est pas active, on voit qu'en 1986, les courbes des couples où la femme avait fréquenté l'université et l'homme n'avait pas dépassé le secondaire se détachaient des autres : la probabilité de vivre en union de fait était plus élevée pour ces couples que pour les autres (Figure 4). En 2011, ce sont les courbes des couples où la femme n'a pas dépassé le secondaire et l'homme a fréquenté l'université qui se détachent : la probabilité de vivre en union de fait est plus faible pour ces couples que pour les autres. Chez les anglophones de l'Ontario, dans les couples où la conjointe a fréquenté l'université alors que le conjoint n'a pas dépassé le secondaire, on retrouve, en 2011, la chute abrupte qu'on a remarquée dans les couples où les deux conjoints ont fréquenté l'université.

L'écart entre l'âge des conjoints a l'effet qu'on attend chez les francophones du Québec comme chez les anglophones de l'Ontario, dans les couples où la femme est active comme dans ceux où elle ne l'est pas. On remarque que l'effet associé aux les couples où la femme est plus âgée que l'homme décroît au fil des recensements. (Tableaux 3 et 4). Chez les francophones du Québec, l'effet associé à la présence d'enfants et à la propriété du logement diminue au fil des recensements. Ces effets ne diminuent pas chez les anglophones de l'Ontario.

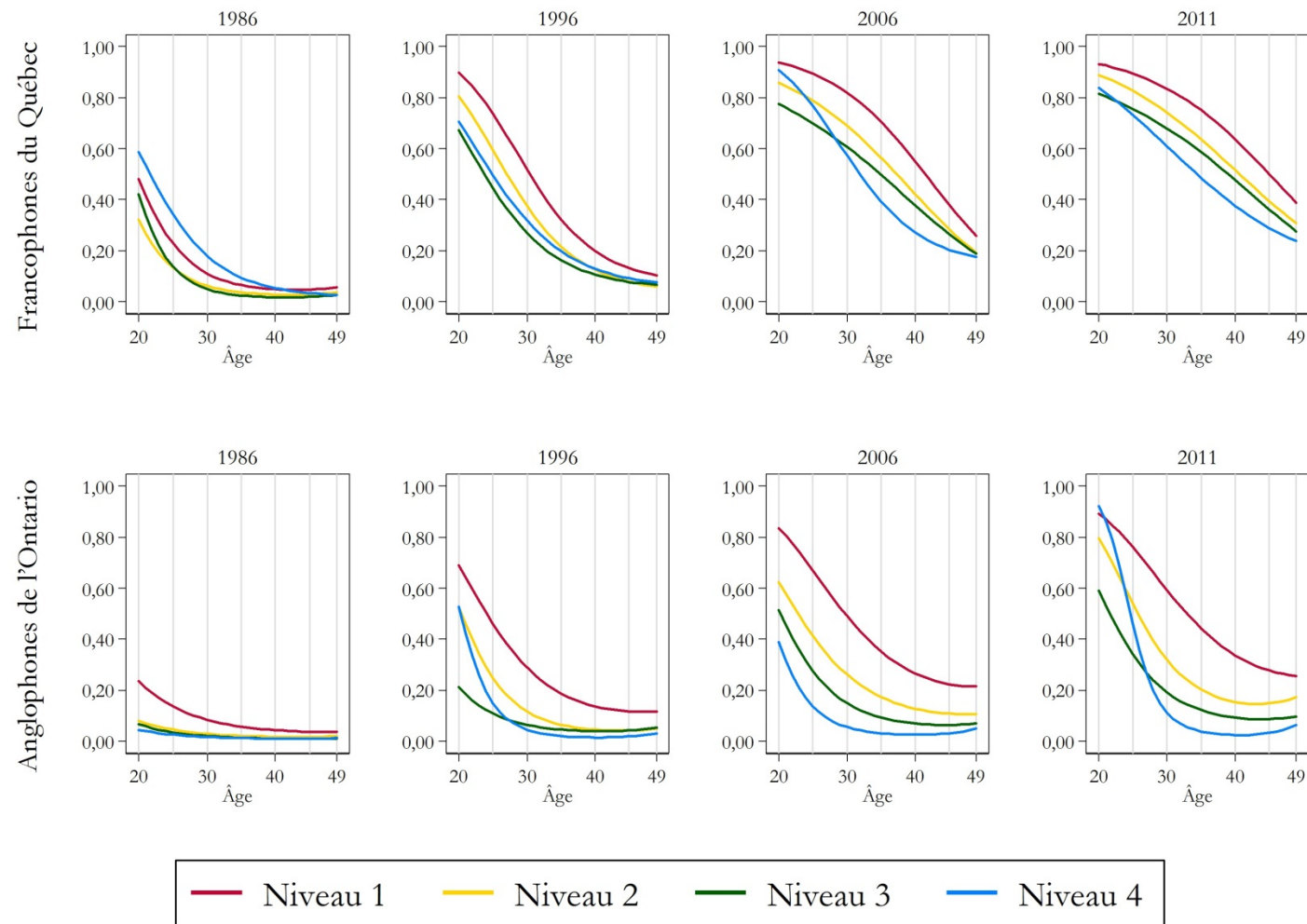


Figure 3. Probabilité de vivre en union de fait plutôt qu'être marié selon l'âge de la femme et le niveau de scolarité de chaque conjoint. Couples homogames où la femme n'est pas active. Francophones du Québec et anglophones de l'Ontario. Régression logistique. Valeurs prédites. Recensements de 1986, 1996, 2006 et 2011. Données de l'échantillon de 20 % qui a répondu au formulaire « long » du recensement. Estimation pondérée.

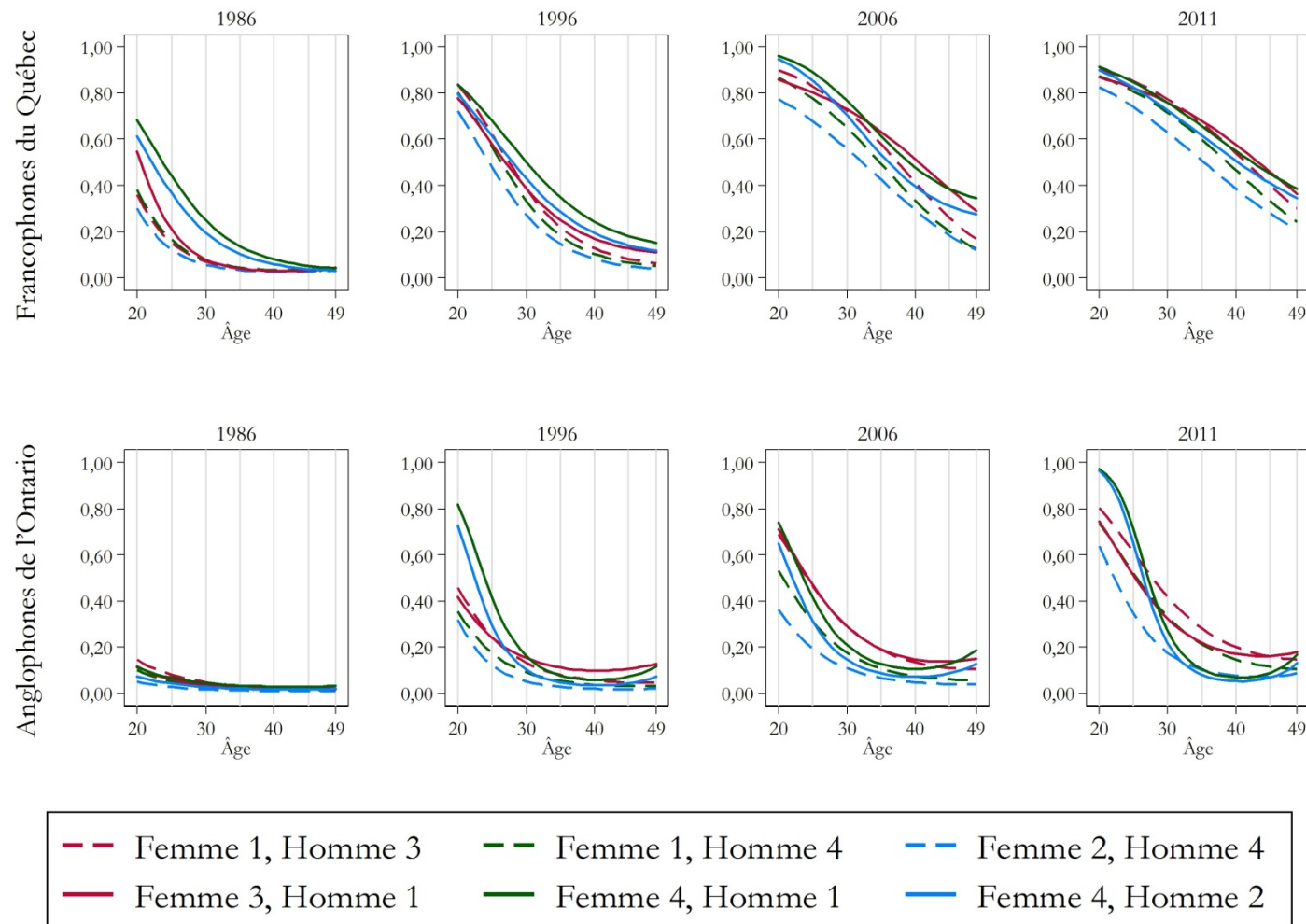


Figure 4. Probabilité de vivre en union de fait plutôt qu'être marié selon l'âge de la femme et le niveau de scolarité de chaque conjoint. Couples hétérogames où la femme n'est pas active. Francophones du Québec et anglophones de l'Ontario. Régression logistique. Valeurs prédites. Recensements de 1986, 1996, 2006 et 2011. Données de l'échantillon de 20 % qui a répondu au formulaire « long » du recensement. Estimation pondérée.

Tableau 3. Probabilité de vivre en union libre plutôt que d'être marié lorsqu'on vit en couple. Régression logistique. Couples où la femme est active. Recensements de 1986, 1996, 2006 et 2011. Données de l'échantillon de 20 % qui a répondu au formulaire « long ». Estimation pondérée.

	Francophones du Québec				Anglophones de l'Ontario			
	1986	1996	2006	2011	1986	1996	2006	2011
Niveau de scolarité et âge de la femme								
Moins que le secondaire	2,272***	10,472***	15,681***	29,552***	0,786***	3,719***	9,873***	17,705***
Secondaire	1,318***	6,354***	15,629***	17,998***	0,441***	2,082***	7,062***	8,784***
PS non-universitaire	1,336***	4,942***	16,597***	15,068***	0,375***	1,463***	5,102***	7,412***
Université	0,846	3,056***	14,196***	14,906***	0,263***	1,133	5,345***	7,547***
(Moins que le secondaire)·Âge	0,876***	0,913***	0,953**	0,889***	0,922***	0,853***	0,877***	0,808***
(Secondaire)·Âge	0,920***	0,915***	0,910***	0,909***	0,931***	0,856***	0,831***	0,829***
(PS non-universitaire)·Âge	0,930***	0,924***	0,882***	0,906***	0,952***	0,882***	0,820***	0,811***
(Université)·Âge	1,056***	0,984	0,854***	0,876***	0,976	0,849***	0,762***	0,744***
(Moins que le secondaire)·Âge ²	1,001***	0,999**	0,998***	1,000	1,000	1,002***	1,001*	1,003***
(Secondaire)·Âge ²	1,000	1,000	1,000	1,000	1,001*	1,003***	1,003***	1,003***
(PS non-universitaire)·Âge ²	1,000	1,000	1,001***	1,001*	1,000	1,002***	1,004***	1,004***
(Université)·Âge ²	0,996***	0,999***	1,003***	1,002***	0,999	1,004***	1,006***	1,007***
Effet de la part des gains de la femme dans les gains du couple selon le niveau de scolarité de chacun des deux conjoints¹								
Femme 1 et homme 1	1,004***	1,002*	1,003**	1,000	1,005***	1,004***	1,003*	1,003
Femme 1 et homme 2	1,004***	1,002*	1,004***	1,002	1,004***	1,004***	1,004***	1,005*
Femme 1 et homme 3	1,004*	1,000	1,002	1,000	1,002	1,003	1,002	1,005
Femme 1 et homme 4	1,009**	1,004	1,002	0,995	1,006*	1,002	1,009*	1,009
Femme 2 et homme 1	1,007***	1,006***	1,004***	1,005***	1,011***	1,007***	1,007***	1,008***
Femme 2 et homme 2	1,005***	1,003***	1,003***	1,003***	1,008***	1,003***	1,004***	1,002*
Femme 2 et homme 3	1,005***	1,002*	1,002*	1,003**	1,007***	1,002*	1,002*	1,002
Femme 2 et homme 4	1,009***	1,007***	1,002	1,002	1,005**	1,001	0,999	0,998
Femme 3 et homme 1	1,006***	1,007***	1,008***	1,006***	1,010***	1,008***	1,012***	1,008***
Femme 3 et homme 2	1,006***	1,005***	1,004***	1,004***	1,005***	1,003**	1,007***	1,005***
Femme 3 et homme 3	1,002	1,002*	1,002*	1,001	1,001	0,999	1,002*	1,000
Femme 3 et homme 4	1,007***	1,004***	1,003*	1,000	0,998	0,999	1,000	0,998
Femme 4 et homme 1	1,005**	1,007***	1,009***	1,002	1,013***	1,015***	1,012***	1,012***
Femme 4 et homme 2	1,006***	1,005***	1,007***	1,005***	1,005**	1,006***	1,008***	1,008***
Femme 4 et homme 3	1,004*	1,005***	1,005***	1,003***	1,005*	1,005***	1,005***	1,006***
Femme 4 et homme 4	1,004***	1,003***	1,004***	1,000	1,000	1,002	1,001	1,002*
Classe d'emploi de la femme [Salariée]								
Autonome avec aide	1,128	0,798***	0,726***	0,670***	0,798***	0,804***	0,710***	0,702***
Autonome sans aide	1,290	0,860***	0,822***	0,754***	0,860***	1,010	0,905*	0,853**
Aide familiale non rémunérée	0,745	0,593***	0,694*	0,728	0,593***	0,789	0,557***	0,607***
Sans emploi	1,018	1,015	1,018	0,986	1,015	1,679***	1,440***	1,440***
Différence d'âge entre la femme et l'homme [Aucune]								
Au moins 3 ans de plus	4,274***	4,895***	2,853***	2,000***	4,895***	4,100***	3,075***	2,729***
Un ou deux ans de plus	1,411***	1,560***	1,429***	1,252***	1,560***	1,547***	1,388***	1,366***
Un ou deux ans de moins	0,926*	0,881**	0,913***	0,911***	0,881**	0,883***	0,906***	0,907**
Trois ou 4 ans de moins	1,012	0,989	0,953	0,986	0,989	1,009	1,024	1,081*
Cinq à 7 ans de moins	1,567***	1,662***	1,271***	1,131***	1,662***	1,471***	1,325***	1,283***
Au moins 8 ans de moins	2,997***	2,726***	1,828***	1,463***	2,726***	2,581***	2,033***	2,046***
Présence d'enfants [Variables logiques]								
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	0,306***	0,260***	0,721***	0,814***	0,260***	0,314***	0,354***	0,395***
Présence d'enfants de 6 à 14 ans	0,382***	0,661***	0,595***	0,629***	0,661***	0,511***	0,539***	0,531***
Présence d'enfants de 15 à 17 ans	0,650***	0,832***	0,582***	0,717***	0,832***	0,599***	0,674***	0,689***
Présence d'enfants de 18 à 24 ans	0,516***	0,632***	0,369***	0,469***	0,632***	0,545***	0,525***	0,583***
Propriétaires du logement	0,405***	0,309***	0,617***	0,715***	0,309***	0,341***	0,330***	0,357***

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$

¹ L'espace réduit ne permet pas de nommer au long les modalités du niveau de scolarité dans cette partie du tableau. Pour mémoire, 1 Moins que le secondaire, 2 Secondaire, 3 Postsecondaire non universitaire et 4 Université.

Tableau 4. Probabilité de vivre en union libre plutôt que d'être marié lorsqu'on vit en couple. Régression logistique. Couples où la femme n'est pas active. Recensements de 1986, 1996, 2006 et 2011. Données de l'échantillon de 20 % qui a répondu au formulaire « long ». Estimation pondérée.

	Francophones du Québec				Anglophones de l'Ontario			
	1986	1996	2006	2011	1986	1996	2006	2011
Niveau de scolarité et âge de la femme								
Moins que le secondaire	1,416 ^{**}	5,575 ^{***}	7,786 ^{***}	11,481 ^{***}	0,668 [*]	2,688 ^{***}	8,765 ^{***}	12,114 ^{***}
Secondaire	0,859	3,432 ^{***}	4,819 ^{***}	8,178 ^{***}	0,273 ^{***}	1,985 ^{***}	3,732 ^{***}	8,190 ^{***}
Postsecondaire non-universitaire	1,284	2,148 ^{***}	3,878 ^{***}	5,922 ^{***}	0,199 ^{***}	0,848	3,746 ^{***}	4,007 ^{***}
Université	1,365	3,208 ^{***}	17,887 ^{***}	8,343 ^{***}	0,085 [*]	2,471	2,279	35,860 ^{***}
(Moins que le secondaire)·Âge	0,823 ^{***}	0,870 ^{***}	0,971	0,951	0,868 ^{***}	0,843 ^{***}	0,846 ^{***}	0,838 ^{***}
(Secondaire)·Âge	0,852 ^{***}	0,889 ^{***}	0,976	0,943 [*]	0,921 [*]	0,821 ^{***}	0,887 ^{***}	0,785 ^{***}
(PS non-universitaire)·Âge	0,801 ^{***}	0,895 ^{***}	0,973	0,967	0,940	0,893 [*]	0,866 ^{***}	0,851 ^{***}
(Université)·Âge	0,936	0,902 [*]	0,807 ^{***}	0,915	1,052	0,771 ^{***}	0,842 ^{**}	0,606 ^{***}
(Moins que secondaire)·Âge ²	1,003 ^{***}	1,001	0,998 ^{**}	0,999	1,002 [*]	1,002 ^{***}	1,002 [*]	1,002
(Secondaire)·Âge ²	1,002 ^{***}	1,000	0,998 ^{**}	0,999	1,001	1,003 ^{***}	1,001	1,005 ^{***}
(PS non-universitaire)·Âge ²	1,004 ^{**}	1,001	0,999	0,999	1,000	1,002	1,002	1,003 [*]
(Université)·Âge ²	0,998	1,001	1,004 [*]	1,001	0,997	1,006 [*]	1,004 [*]	1,012 ^{***}
Niveau de scolarité de l'homme [Secondaire]								
Moins que le secondaire	1,297 ^{***}	1,288 ^{***}	1,353 ^{***}	1,173	1,330 ^{***}	1,435 ^{***}	1,337 ^{***}	1,157
Postsecondaire non universitaire	0,853 [*]	0,783 ^{***}	0,807 ^{**}	0,833 [*]	0,922	0,701 ^{***}	0,707 ^{***}	0,719 ^{***}
Université	0,985	0,625 ^{***}	0,573 ^{***}	0,609 ^{***}	0,650 ^{**}	0,480 ^{***}	0,392 ^{***}	0,499 ^{***}
Différence d'âge entre la femme et l'homme [Aucune]								
Au moins 3 ans de plus	4,359 ^{***}	3,833 ^{***}	2,540 ^{***}	1,780 ^{***}	5,190 ^{***}	4,071 ^{***}	2,831 ^{***}	2,671 ^{***}
Un ou deux ans de plus	1,521 ^{***}	1,499 ^{***}	1,345 ^{**}	1,091	1,743 ^{***}	1,687 ^{***}	1,259	1,151
Un ou deux ans de moins	0,837 [*]	0,919	1,046	0,819	0,891	0,960	0,972	0,843
Trois ou 4 ans de moins	0,887	0,888	0,955	0,930	0,833	1,022	0,975	0,907
Cinq à 7 ans de moins	1,155	1,147 [*]	1,185	1,011	1,486 ^{**}	1,308 [*]	1,289 [*]	1,203
Au moins 8 ans de moins	2,110 ^{***}	2,413 ^{***}	1,696 ^{***}	1,271 [*]	2,401 ^{***}	2,337 ^{***}	1,932 ^{***}	1,867 ^{***}
Présence d'enfants [Variables logiques]								
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	0,443 ^{***}	1,094 [*]	1,082	1,059	0,324 ^{***}	0,523 ^{***}	0,460 ^{***}	0,650 ^{***}
Présence d'enfants de 6 à 14 ans	0,515 ^{***}	0,524 ^{***}	0,763 ^{***}	0,743 ^{***}	0,739 ^{***}	0,673 ^{***}	0,604 ^{***}	0,785 ^{**}
Présence d'enfants de 15 à 17 ans	0,795 ^{**}	0,595 ^{***}	0,657 ^{***}	0,884	0,817	0,874	0,758 ^{**}	0,736 [*]
Présence d'enfants de 18 à 24 ans	0,630 ^{***}	0,393 ^{***}	0,405 ^{***}	0,551 ^{***}	0,655 ^{**}	0,610 ^{***}	0,576 ^{***}	0,674 ^{**}
Propriétaires du logement	0,488 ^{***}	0,493 ^{***}	0,591 ^{***}	0,672 ^{***}	0,299 ^{***}	0,298 ^{***}	0,344 ^{***}	0,327 ^{***}

^{*} $p < 0,05$; ^{**} $p < 0,01$; ^{***} $p < 0,001$

Le lien entre la part des gains de la conjointe dans les gains du couple et la probabilité de vivre en union de fait est soit nul, soit positif, mais il n'est jamais négatif. En 1986, chez les francophones du Québec, la probabilité de vivre en union de fait augmente avec la part des gains de la conjointe dans les gains du couple dans tous les groupes formés par la combinaison des niveaux de scolarité des deux conjoints, sauf lorsque les deux ont fait des études postsecondaires non universitaires. En 2011, la part des gains de la conjointe augmente la probabilité lorsque le niveau de scolarité de la conjointe est supérieur à celui du conjoint et lorsque la conjointe a complété le secondaire alors que le conjoint a fait des études postsecondaires. En 1986, on retrouve chez les anglophones de l'Ontario, à peu près la même chose que chez les francophones du Québec au même moment. En 2011, on retrouve également chez les anglophones de l'Ontario, à peu près ce qu'on trouve chez les francophones du Québec au même moment avec cependant une différence importante : lorsque la femme a fréquenté l'université, la part de ses gains s'augmente toujours la probabilité de vivre en union de fait et la valeur du coefficient augmente en raison de l'importance de l'écart entre son niveau de scolarité et celui de son conjoint.

En 1986, chez les francophones du Québec, la probabilité de vivre en union de fait ne varie pas en fonction de la classe d'emploi de la conjointe. La différence attendue apparaît au recensement de 1996 et se maintient jusqu'à celui de 2011. Contrairement à ce qu'on attendait, on retrouve cette différence chez les anglophones de l'Ontario dans tous les recensements.

Discussion

Le résultat le plus frappant est le contraste entre les courbes des couples homogames francophones du Québec où la femme est active, déjà proches en 1986, qui se déplacent de conserve et se rapprochent jusqu'à presque se confondre en 2011. Les courbes des anglophones de l'Ontario qui au contraire s'écartent de 1986 à 2006. Dans les couples anglophones de l'Ontario où les deux conjoints ont fréquenté l'université, la probabilité de vivre en union de fait à 35 ans varie très peu de 1986 à 2011, alors que pour tous les autres couples homogames, elle diminue en raison directe du niveau de scolarité des conjoints. Vu le rôle structurant que le niveau de scolarité joue chez les anglophones de l'Ontario, vivre en union de fait après 30 ans semble y être d'abord et avant tout une affaire de classe sociale. Au Québec, en 2011, l'union de fait est la norme et la variation selon le niveau de scolarité des conjoints, réelle mais faible, a les allures d'une simple nuance.

On retrouve à peu près la même chose chez les couples hétérogames où la femme est active, mais avec des nuances importantes. Chez les anglophones de l'Ontario, le « gradient social » semble suivre le niveau de scolarité de la conjointe puis, dans une plus faible mesure, l'écart entre les niveaux de scolarité des deux conjoints. Autre ment dit, plus le niveau de scolarité de la conjointe est élevé, moins la probabilité de vivre en union de fait est élevée et ensuite, plus l'écart entre les niveaux de scolarité est grand, plus la probabilité de vivre en union de fait est grande. On croit pouvoir deviner quelque chose de similaire chez les francophones du Québec, mais les courbes sont trop proches les unes des autres pour que ce qui les sépare se distingue nettement.

Les écarts entre les classes sont très clairs chez les couples homogames anglophones de l'Ontario où la femme n'est pas active. Les couples formés de deux diplômés universitaires se distinguent encore nettement des autres. Alors que les courbes des autres couples suivent l'ordre du niveau de scolarité des deux conjoints, mais sont parallèles, celle des couples formés de deux diplômés chute rapidement avant la fin de la trentaine. Au vu de cette courbe, l'expression « union de fait » ne semble pas appropriée. Dans ce groupe, on a vraiment l'impression de voir l'empreinte de la *pre-marital cohabitation* américaine. Parmi les couples hétérogames, les couples où la conjointe a fréquenté l'université suivent la courbe des couples formés de deux conjoints qui ont fréquenté l'université. Dans l'ensemble, les courbes des couples hétérogames sont ordonnées selon le niveau de scolarité de la conjointe.

Alors qu'on les aperçoit à peine chez les couples où la femme est active, les écarts entre les classes sont très apparents dans les couples de francophones du Québec où la femme n'est pas active, plus prononcés dans les couples homogames que dans les couples hétérogames. Contrairement à ce que l'on voit chez les anglophones du Québec, les courbes sont essentiellement parallèles. Les couples où les deux conjoints ont fréquenté l'université sont moins enclins à vivre en union de fait que les autres, mais, même à la fin de la quarantaine, la probabilité de le faire ne descend pas sous 0,30.

En bref, chez les francophones du Québec, en 1986, les couples où les deux conjoints avaient fréquenté l'université et ceux où le niveau de scolarité de la femme dépassait nettement celui de l'homme formaient une sorte d'avant-garde de la transformation de l'union conjugale. En 2011, les couples où le niveau de scolarité de la femme est nettement inférieur à celui de l'homme forment une sorte d'arrière-garde. Chez les anglophones de l'Ontario, vivre ensemble sans être mariés ne semble jamais avoir été une forme de progrès et

encore moins pour les couples de scolarité élevée. Cette différence dans la dynamique de la diffusion de l'union de fait est probablement fondamentale pour comprendre la différence des points de vue sur l'encadrement légal de l'union de fait.

Le lien entre la part des gains de la conjointe dans les gains du couple et la probabilité de vivre en union de fait est réel, mais semble bien limité lorsqu'on le compare aux différences qui séparent les groupes sociolinguistiques et celles qui séparent les classes sociales, surtout chez les anglophones de l'Ontario. La part des gains de la conjointe n'a pas toujours d'effet sur la probabilité de vivre en union de fait, mais lorsqu'elle a un effet, celui-ci augmente toujours cette probabilité. En 2011, cet effet se remarque surtout dans les couples hétérogames et paraît le plus net chez les couples d'anglophones de l'Ontario où la scolarité de la conjointe dépasse celle du conjoint. Ce cas est le seul où, chez les anglophones de l'Ontario de scolarité élevée, vivre en union de fait semble lié à une forme de progrès social, bien que cette expression ne décrive peut-être pas bien ce qui ressemble plus à une forme spéciale de renversement de l'inégalité qu'au progrès de l'égalité.

L'effet de la classe d'emploi ressemble à ce qu'on attendait, sinon qu'on ne croyait pas le retrouver chez les anglophones de l'Ontario. Cet effet est assez important dans la différence qu'il fait apparaître entre les salariées et les autres. On pourrait être tenté de relier le fait qu'on ne le trouve pas chez les francophones du Québec avant 1996 à l'ajout du partage du patrimoine familial au Code civil en 1989.

Conclusion

Notre position par hypothèse que la probabilité de vivre en union de fait variait en fonction de l'indépendance économique de la femme et de l'égalité économique des conjoints dans le couple. Nous nous attendions à voir comment cette relation fondamentale se réalisait chez les francophones du Québec et les anglophones de l'Ontario au-delà de la différence de « moyenne » que l'on connaissait à priori, et comment cette relation pouvait également varier selon le degré d'homogamie scolaire des couples. Ce que nous trouvons est assez différent.

Dans l'usage ou la pratique de l'union de fait, les francophones du Québec et les anglophones de l'Ontario ne se sont pas séparés par la différence des moyennes, ils se distinguent par des normes radicalement différentes. Chez les francophones du Québec, l'union de fait est la norme pour l'ensemble des couples où la femme est active, ce qui signifie la très grande majorité des couples dans une société où la très grande

majorité des femmes sont actives. Dans l'ensemble, les liens entre l'indépendance économique de la conjointe et l'égalité des conjoints et, d'autre part, la probabilité de vivre en union de fait sont secondaires. Les facteurs importants sont la différence de normes entre les deux groupes sociolinguistiques et, chez les anglophones de l'Ontario, ce qu'il faut bien nommer les rapports de classes. Chez les anglophones de l'Ontario, au-delà de 30 ans, vivre ensemble sans être marié est un usage fondamentalement lié d'abord et avant tout à la situation sociale. On peut vivre ensemble sans être marié dans toutes les classes avant 30 ans, mais à partir de 30 ans, la norme veut qu'on se marie et le respect de la norme varie en fonction de la classe à laquelle on appartient : plus la classe est élevée, moins on vit ensemble sans être marié au point où la chose est franchement marginale chez les couples formés de deux diplômés universitaires.

À ce point, pour s'y retrouver, il convient probablement de réfléchir sur le contexte dans lequel les provinces canadiennes de common law ont réformé leur droit de la famille pour remplacer le régime de séparation de biens qui s'était imposé en droit anglais à partir du milieu du XIX^e siècle par une forme de communauté de biens, mais aussi comment elles en sont venues presque sans débat à imposer ce régime aux couples en union de fait comme aux couples mariés. La première étape de cet examen se fait en regardant l'évolution du droit anglais en examinant parallèlement ce qui y correspond aux relations patrimoniales et à l'obligation alimentaire en droit français. On suivra ici, pour l'essentiel, Laplante (2014a et 2014b).

La common law fait du mari le propriétaire de tous les biens du couple. Par le mariage, les biens de l'épouse deviennent ceux de l'époux. Progressivement, avec la complicité de la Cour de la Chancellerie qui jugeait selon l'équité plutôt que selon la common law, les familles anglaises fortunées parviennent à contourner la common law en rédigeant des contrats de mariage qui conservent à l'épouse la propriété de tout ou partie des biens qui proviennent de sa famille. À partir du milieu du XIX^e siècle, le Parlement britannique adopte des lois qui reprennent cette pratique pour en faire ce qu'on nommerait le régime matrimonial légal en droit français avec cette particularité qu'il s'agissait d'un régime de séparation de biens plutôt que d'un régime communautaire.

Le droit français a repris du droit romain tardif l'obligation alimentaire réciproque entre ascendants et descendants qui naît de la filiation et y ajouté une obligation alimentaire réciproque entre époux qui doit plus au droit canonique qu'au droit romain classique. Ces obligations appartiennent au droit privé, même si elles sont réputées d'ordre public. En droit anglais, l'obligation alimentaire entre proches relève du droit

public et non du droit privé. La common law prévoit que le mari doit subvenir aux besoins de sa femme, mais ne crée pas d'obligation alimentaire entre ascendants et descendants. Ces obligations sont apparues en droit anglais avec les *Poor Laws* du milieu du XVI^e siècle. L'indigent est à la charge des autorités locales qui reçoivent le droit de se faire rembourser, par leurs proches, les sommes qu'elles ont dépensées pour leur venir en aide. Aujourd'hui encore, en Angleterre, l'obligation alimentaire entre proches est un article de la loi de l'aide sociale. La banalisation du divorce, après la réforme de la fin des années 1969, conduit le Parlement britannique à légiférer plusieurs fois sur la question des aliments. Aujourd'hui, en principe, le conjoint le moins fortuné peut obtenir des aliments qui lui permettent de maintenir le niveau de vie qu'il avait pendant le mariage. L'essentiel de l'évolution du droit sur le partage des biens a été laissé aux tribunaux et la situation actuelle s'apparente à l'ancienne communauté de biens du droit français, sans distinction claire pour les propres. À ce régime de communauté assez pur se superpose la pratique des contrats de mariage dans lesquels les futurs époux peuvent aménager aussi bien leurs relations patrimoniales que leurs obligations alimentaires après la rupture. Le juge est libre de rejeter les conventions, patrimoniales ou alimentaires, s'il lui semble qu'elles n'assurent pas le bien-être des enfants et de la partie la plus faible. En pratique, les limites au partage que prévoient les conventions matrimoniales ne jouent que lorsque la fortune d'un des époux est considérable. Dans ce système, le juge a pour mission de séparer les avoirs — l'ensemble des avoirs, pas seulement les acquêts — en deux parts égales et les revenus futurs de manière à ce que les enfants ne soient pas dans le besoin et que les deux ex-époux vivent sur le même pied, mais le droit lui-même a pour but de réduire au minimum la possibilité que les femmes et les enfants dépendent de l'aide sociale.

L'Ontario a reçu le droit d'Angleterre et tardivement s'est dotée d'un régime d'aide sociale inspiré du régime anglais. L'union de fait ne crée pas de devoir de secours mutuel entre les conjoints et crée donc une situation susceptible d'augmenter le nombre des bénéficiaires de l'aide sociale. L'Ontario a résolu le problème en étendant aux conjoints de fait les obligations alimentaires que les dispositions du régime d'aide sociale imposent aux époux, aux ascendants et aux descendants en droit anglais. L'opération s'est faite en inscrivant des obligations dans une nouvelle Loi sur le droit de la famille.

On n'a pas eu ce problème au Québec où l'obligation de nourrir tous ses enfants se retrouve dans le Code civil et où même l'ancien Code civil du Bas-Canada avait repris du droit romain tardif des dispositions, un peu ambiguës qui permettaient le versement d'aliments aux enfants nés en dehors du mariage. La diffu-

sion de l'union de fait a plutôt rapidement mené l'Assemblée nationale à modifier le Code civil de manière à abolir la distinction entre enfants légitimes et illégitimes. La disparition de cette distinction a eu pour effet, de faire reposer l'obligation alimentaire entre ascendants et descendants sur la filiation plutôt que sur les circonstances de la naissance — idée déjà présente dans le droit romain tardif.

Les provinces de common law et le Parlement fédéral ont eux aussi aboli la distinction entre enfants légitimes et illégitimes, mais cette distinction n'a pas immédiatement eu pour effet de créer une obligation alimentaire pour les enfants nés hors mariage après la rupture parce qu'au moment où elle a été adoptée, les provinces de common law n'avaient pas développé leur droit de la famille et se reposaient sur la Loi fédérale sur le divorce pour déterminer les aliments à verser aux enfants après la rupture.

La solution ontarienne a été de transférer en bloc dans la Loi sur le droit de la famille, les obligations qui étaient apparues dans le droit social en amalgamant des éléments de droit romain — ou de droit civil selon le point de vue — pour définir les obligations entre personnes apparentées tout en conservant le lien d'origine qui relie le devoir alimentaire à l'aide sociale. En pratique, ceci s'est fait en étendant à tous les couples la responsabilité que la loi de l'aide sociale impose aux personnes apparentées sans distinguer les obligations entre conjoints et les obligations entre ascendants et les descendants qui n'a jamais été importante ou visible ni dans les *Poor Laws* ni dans les lois sur l'aide sociale. Les *Poor Laws* ont importé dans le droit anglais les obligations alimentaires du droit civil en amalgamant le devoir de secours mutuel que le mariage impose aux époux et l'obligation qui échoit à ceux-ci du fait du mariage. En droit civil, les deux obligations apparaissent toujours dans des articles différents des codes et la formulation des articles conservent les traces des origines différentes des deux obligations. Même dans le Code civil des Français de 1804, où l'obligation alimentaire entre ascendants et descendants est étendue aux alliés, la trace de l'origine proprement romaine de l'obligation entre ascendants et descendants et celle de l'origine canonique du secours mutuel entre époux ne s'est jamais perdue. En droit anglais, dès les *Poor Laws*, les deux obligations sont amalgamées comme si elles étaient indissociables.

Au Québec, l'abolition de la distinction entre enfants légitimes et illégitimes, a clairement fait reposer l'obligation alimentaire entre ascendants et descendants sur la filiation et l'a très clairement détachée des obligations qui naissent du mariage. Cette coupure a pavé la voie à la construction de la distinction entre mariage et union de fait qui se ramène strictement à la question des relations économiques entre conjoints. En pra-

tique, du point de vue des relations économiques entre les conjoints, l'union de fait à la québécoise est en fait un mariage romain où les patrimoines demeurent séparés et le devoir de secours mutuel disparaît à la rupture. La voie a été empruntée lorsque le mariage a été redéfini de manière à imposer à tous un régime matrimonial primaire qui, dans les faits et pour la grande majorité des couples, s'apparente à la société d'acquêts.

Les choses sont différentes en Ontario où les couples mariés peuvent réduire les obligations que leur impose la loi y compris l'obligation alimentaire entre conjoints. Malgré des différences importantes, on retrouve une structure analogue à celle qui se développe en Angleterre, où les obligations alimentaires et le partage des biens sont imposés de manière stricte aux moins nantis, mais où les époux mieux nantis peuvent protéger l'indépendance des patrimoines et réduire leurs obligations alimentaires réciproques. En Ontario, on peut conserver la respectabilité du mariage et la plus grande partie de l'indépendance des patrimoines et de l'obligation alimentaire. Par contre, si on est moins nanti, on devra partager tout son patrimoine et ses revenus à la rupture, marié ou pas. En pratique, les obligations imposées aux conjoints de fait ne, s'appliquent qu'aux personnes de condition modeste puisque, passé 30 ans, la probabilité de vivre ensemble sans être mariés est très faible chez les couples des classes supérieures. Par ailleurs, de manière très explicite, trois dispositions de la Loi sur droit de la famille de l'Ontario (L.R.O. 1990, chap. F.3) traitent explicitement des rapports entre l'ordonnance alimentaire et l'aide publique : le paragraphe 33(3) prévoit que certains organismes publics a peuvent présenter une requête d'ordonnance alimentaire au bénéfice du conjoint ou des personnes à charge de l'intimé, l'alinéa 34(1)g) permet au tribunal d'ordonner le versement à un organisme public d'un montant à titre de remboursement de la prestation ou de l'aide payée par cet organisme alors que l'alinéa 34(2) donne des pouvoirs spéciaux au tribunal « pour pourvoir aux objets de première nécessité ou pour empêcher que la personne à charge n'ait recours ou ne continue d'avoir recours à l'aide publique ». Tout ceci, combiné au pouvoir discrétionnaire du juge de partager les biens selon ce qu'il juge approprié, peu importe ce que prévoit autrement la loi et les conventions matrimoniales, met en place un système très semblable à celui qui existe aujourd'hui en Angleterre, mais étendu aux couples de conjoints de fait qui, vu la forte association entre l'union de fait et la classe sociale qui prévaut en Ontario, sont les plus susceptibles de se retrouver dans le besoin.

Le contexte social et les circonstances dans lesquels l'Assemblée nationale a adopté, à partir des années 1970, les modifications au Code civil qui allaient mettre en place les règles qui régissent les relations économiques entre les époux et les conjoints de fait sont très différents de ceux qui ont conduit à la mise en place du système qu'on retrouve aujourd'hui dans les provinces de common law. Vu les différences profondes qui existent entre la société québécoise et les sociétés des provinces du Canada anglais dans le sens et l'usage de l'union de fait, il n'est pas du tout certain que les règles qui y prévalent aujourd'hui soient les mieux adaptées aux besoins de la société québécoise.

Mentions

Cette recherche a été financée par le Conseil de recherches en sciences humaines du Canada.

Les analyses contenues dans cette communication ont été réalisées au Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS), membre du Réseau canadien des centres de données de recherche (RCCDR). Les activités du CIQSS sont rendues possibles grâce à l'appui financier du Conseil de recherche en sciences humaines (CRSHC), des Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC), de la Fondation canadienne pour l'innovation (FCI), de Statistique Canada, du Fonds de recherche du Québec - Société et culture (FRQSC) ainsi que de l'ensemble des universités québécoises qui participent à leur financement. Les idées exprimées dans ce texte sont celles des auteurs et non celles des partenaires financiers.

Références

- BALAKRISHNAN, Tattmangalam Raman, Évelyne LAPIERRE-ADAMCYK et Karol J. KRÓTKI. 1993. *Family and childbearing in Canada*. Toronto : University of Toronto Press.
- BÉLANGER, Alain et Pierre TURCOTTE. 1999. « L'influence des caractéristiques sociodémographiques sur le début de la vie conjugale des Québécoises ». *Cahiers québécois de démographie* 28 (1-2) : 173-197.
- BELLAMY, Vanessa et Catherine BEAUMEL. 2014. « Bilan démographique 2013. Trois mariages pour deux Pacs ». *Insee Première* n° 1482.
- BELLEAU, Hélène. 2011. *Quand l'amour et l'État rendent aveugles. Le mythe du mariage automatique*. Québec : Presses de l'Université du Québec.
- BELLEAU, Hélène. 2008. « Entre le partage des dépenses et le partage des avoirs. Les comptes conjugaux des ménages québécois ». Dans Hélène BELLEAU et Caroline HENCHOZ (dir.), *L'usage de l'argent dans le couple. Pratiques et perceptions des comptes amoureux, perspective internationale*, p. 113-148. Paris : L'Harmattan.
- CARBONE, June et Naomi CAHN. 2014. *Marriage markets. How inequality is remaking the American family*. New York NY : Oxford University Press.
- COLLECTIF CLIO (Clio). 1992. *L'histoire des femmes au Québec depuis quatre siècles*. Montréal : Le Jour, éditeur.
- COMITE CONSULTATIF SUR LE DROIT DE LA FAMILLE, Alain ROY (prés.) (CCDF). 2015. *Pour un droit de la famille adapté aux nouvelles réalités conjugales et familiale*. Québec : Ministère de la Justice.
- CONSEIL DU STATUT DE LA FEMME (CSF). 1978. *Pour les Québécoises : égalité et indépendance*. Québec : Éditeur officiel du Québec.
- CONSEIL DU STATUT DE LA FEMME (CSF). 2013. *Répertoire des prises de position 1973-2013*. Québec : Conseil du statut de la femme.
- COUR SUPRÊME DU CANADA (CSC). 2013. *Québec (Procureur général) c. A*, 2013 CSC 5.
- CRETNEY, Stephen. 2003. *Family law in the twentieth century. A history*. Oxford : Oxford University Press.
- DOOLEY, Martin et Ross FINNIE. 2001. *Differences in labour force participation, earnings and welfare participation among Canadian lone mothers. A longitudinal data analysis*. Ottawa: Applied Research Branch Strategic Policy, Human Resources Development Canada (W-01-8E).
- DUMAS, Jean et Alain BÉLANGER. 1996. « Les unions libres au Canada à la fin du XX^e siècle ». Dans Jean DUMAS (dir.), *Rapport sur l'état de la population*, Ottawa : Statistique Canada, p. 125-192. (Publication n° 91-209-XIF).
- DUMAS Jean et Yves PÉRON. 1992. *Mariage et vie conjugale au Canada*, Ottawa : Statistique Canada (Publication n° 91-534).

- FRY, Richard et D’Vera COHN. 2010. *Women, men and the new economics of marriage*. Washington, DC: Pew Research Center (Social and demographic trends report).
- GAUDREAU-DESBIENS, Jean-François. 2012. « Le droit constitutionnel comme vecteur de transformation sociale. Le cas de la conjugalité au Canada ». Dans Alain-Charles VAN GYSEL (dir.), *Conjugalités et discriminations*, p. 11–49. Limal : Anthemis.
- HAMPLOVÁ, Dana et Céline LE BOURDAIS. 2008. « Educational homogamy of married and unmarried couples in English and French Canada ». *Canadian Journal of Sociology* 33 (4) : 845–872.
- HAMPLOVÁ, Dana, Céline LE BOURDAIS et Évelyne LAPIERRE-ADAMCYK. 2014. « Is the cohabitation-marriage gap in money pooling universal? ». *Journal of Marriage and Family* 76 (5) : 983–997.
- HIEKEL, Nicole, Aart C. LIEFBROER et Anne-Rigt POORTMAN. 2014. « Income pooling strategies among cohabiting and married couples: A comparative perspective ». *Demographic Research* 30 (55) : 1527–1560.
- HILL, Shirley A. 2009. « Why won’t African Americans get (and stay) married? Why should they? ». Dans H. Elizabeth PETERS, et Claire. M. KAMP DUSH (dirs.), *Marriage and family*, p. 345–363. New York NY: Columbia University Press.
- INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC (ISQ). 2013. *Familles selon la structure, la présence d’enfants et l’âge des enfants, Québec, 1986–2011*. Québec : Institut de la statistique du Québec (Tableau statistique).
- JARRY, Jocelyne. 2008. *Les conjoints de fait au Québec. Vers un encadrement légal*. Cowansville : Éditions Yvon Blais.
- JUBY, Heather, Céline LE BOURDAIS, Nicole MARCIL-GRATTON et Louis-Paul RIVEST. 2005. « Pauvreté des familles monoparentales et parcours professionnel des mères après la rupture ». *Recherches sociographiques* 46 (2) : 217–243.
- KERR, Don, Melissa MOYSER et Roderic BEAUJOT. 2006. « Marriage and cohabitation: Demographic and socioeconomic differences in Quebec and Canada ». *Canadian Studies in Population* 33 (1) : 83–117.
- LACHAPELLE, Réjean. 2007. « La montée des unions de fait : un phénomène québécois ou francophone ? ». Communication présentée au Colloque de l’Association des démographes du Québec tenu dans le cadre du Congrès de l’ACFAS à Trois-Rivières, du 7 au 11 mai 2007.
- LAPLANTE, Benoît. 2006. « The rise of cohabitation in Quebec. Power of religion and power over religion ». *Canadian Journal of Sociology*, 31 (1) : 1–24.
- LAPLANTE, Benoît. 2014a. « L’union de fait comme mariage romain : l’Angleterre avant 1857 et la situation actuelle en Angleterre, en France et au Québec », *Revue juridique Thémis* 48 (2) : 291–327.
- LAPLANTE, Benoît. 2014b. « L’union de fait comme mariage romain : Rome, l’Église et la France d’Ancien Régime », *Revue juridique Thémis* 48 (1) : 89–145.
- LAPLANTE, Benoît. 2014c. « Normative groups. The rise of the formation of the first union through cohabitation in Quebec, a comparative approach ». *Population Research and Policy Review*, 33 (2) : 257–285.

- LAPLANTE, Benoît et Ana Laura FOSTIK. À paraître. « Cohabitation and marriage in Canada. The geography, law and politics of competing views on gender equality ». Dans Ron LESTHAEGHE et Albert ESTEVE (dirs.), *Partnership formation in the Americas: Geo-historical legacies and new trends*. Springer.
- LAPLANTE, Benoît, Caia MILLER et Paskal MALHERBE. 2006. « The evolution of beliefs and opinions on matters related to marriage and sexual behaviour of French-speaking Catholic Quebecers and English-speaking Protestant Ontarians ». *Canadian Studies in Population* 33 (2) : 205–235.
- LE BOURDAIS, Céline. et Nicole MARCIL-GRATTON. 1996. « Family transformations across the Canadian/American border : When the laggard becomes the leader ». *Journal of Comparative Family Studies* 27 : 415–436.
- LE BOURDAIS, Céline, Sung Hee JEON, Shelley CLARK et Évelyne LAPIERRE-ADAMCYK. 2015. « Economic consequences of separation among previously married and cohabiting women in Québec and elsewhere in Canada ». Communication présentée au séminaire *Séparation, divorce, remise en couple et remariage à travers le monde* du Comité scientifique sur la nuptialité de l'UIESP tenu à Montréal du 4 au 6 mai 2015.
- LECKEY, Robert. 2014. « Developments in family law: The 2012–2013 term ». *Supreme Court Law Review* 64 (2d) : 241–266.
- MANNING, Wendy D. et Pamela SMOCK. 1995. « Why marry? Race and the transition to marriage among cohabitators ». *Demography* 32 : 509–520.
- MOORE, Benoît. 2012. « L'union de fait. Enjeux de l'encadrement juridique en droit privé dans un contexte de rupture ». Dans Alain-Charles VAN GYSEL (dir.), *Conjugalités et discriminations*, p. 87–103. Limal : Anthemis.
- OPPENHEIMER, Valerie K. 2003. « Cohabiting and marriage during young men's career development ». *Demography* 40 (1) : 127–149.
- OPPENHEIMER, Valerie K., Matthijs KALMIJN et Nelson LIM. 1997. « Men's career development and marriage timing during a period of rising inequality ». *Demography* 34 (3) : 311–330.
- ÖZCAN, Berkay et Richard BREEN. 2012. « Marital instability and female labor supply », *Annual Review of Sociology* 38 : 463–481.
- PAYNE, Julien D. et Marilyn A. PAYNE. 2013. *Canadian Family Law*, 5th edition. Toronto: Irwin Law.
- PERELLI-HARRIS, Brienna et Nora SÁNCHEZ GASSEN. 2012. « How similar are cohabitation and marriage? Legal approaches to cohabitation across Western Europe ». *Population and Development Review* 38, (3) : 435–467.
- PINEAU, Jean et Marie PRATTE. 2006. *La famille*. Montréal : Les Éditions Thémis.
- RAULT Wilfried. 2009. *L'invention du Pacs. Pratiques et symboliques d'une nouvelle forme d'union*. Paris : Presses de sciences Po.
- RAULT, Wilfried, Muriel LETRAIT et LE GROUPE CSF. 2010. « Formes d'unions différentes, profils distincts ». *Sociologie* 1 (3) : 319–336.

- REVILLARD, Anne. 2009. « Le droit de la famille : outil d'une justice de genre ? Les défenseurs de la cause des femmes face au règlement juridique des conséquences financières du divorce en France et au Québec (1975–2000) ». *L'Année sociologique* 59 (2) : 345–370.
- ROMAN, Christine. 2009. « Academic discourse, social policy and the construction of new families ». Dans Kari MELBY, Anna-Birte RAVN et Christina CARLSSON WETTERBERG (dir.), *Gender equality and welfare politics in Scandinavia, The limits of political ambition*, p. 101–118. Bristol: Policy Press.
- ROY, Alain. 2008. *L'évolution de la politique législative de l'union de fait au Québec. Analyse de l'approche autonomiste du législateur québécois sous l'éclairage du droit comparé*. Québec : Ministère de la Justice.
- SANDSTRÖM, Glenn. 2011. « Laws should not chain people to one another »: Attitudes to divorce in Swedish public debate 1964–1972 ». Communication présentée au colloque de la Social Science History Association (SSHA) tenu à Boston, Massachusetts, du 17 au 20 novembre 2011.
- STALKER, Glenn et Michael ORNSTEIN. 2013. « Quebec, daycare, and the household strategies of couples with young children », *Canadian Public Policy* 39(2) : 241–262.
- STATISTIQUE CANADA (SC). 2011. *Groupes d'âge des enfants à la maison (15) et structure de la famille de recensement (7) pour les familles de recensement dans les ménages privés du Canada, provinces, territoires, divisions de recensement et subdivisions de recensement, Recensement de 2011*. Ottawa : Statistique Canada (Recensement de la population de 2011, Tableau thématique, produit numéro 98-312-XCB2011035 au catalogue de Statistique Canada).
- STONE, Lawrence. 1990. *Road to divorce. England 1530–1987*. Oxford : Oxford University Press
- TURCOTTE, Pierre et Alain BÉLANGER. 1997. *La dynamique de formation et de rupture des premières unions libres au Canada*. Ottawa : Statistique Canada. (Publication n° 89F0113XIF).
- TURCOTTE, Pierre et France GOLDSCHIEDER. 1998. « Evolution of factors influencing first union formation in Canada ». *Canadian Studies in Population* 25 (2) : 145–173.