

Université de Montréal

Le taux de divorce canadien, le revenu des femmes et leur taux de participation au marché du travail.

Par
Ruest Archambault Maude

Sous la direction de François Vaillancourt

Département de Sciences économiques
Faculté des études supérieures

Rapport de recherche présenté à la Faculté des études supérieures
En vue de l'obtention du grade de
M.Sc. en Sciences économiques

Octobre 2005

Table des matières :

Sommaire.	iii
Liste des graphiques et des tableaux.	iv
Section 1. – Introduction.	1
Section 2. – Revue de littérature et cadre d’analyse.	2
Section 3. – Modèles de taux de divorce, de revenu des femmes et de leur taux de participation au marché du travail.	6
3.1 – Équations et variables, données panel.	6
3.2 – Équations et variables, données coupe transversale.	19
Section 4. – Résultats.	23
4.1 – Résultats des données panel.	23
4.2 – Résultats des données coupe transversale.	36
Section 5. – Conclusion	42
Bibliographie	45
Annexe – 1	46

Sommaire.

Cet article a pour but principal d'analyser les liens entre le taux de divorce, le revenu des femmes et leur participation au marché du travail au Canada. Le taux de divorce canadien ne suit pas la tendance à la hausse de la plupart des autres pays occidentaux, c'est pourquoi nous avons jugé intéressant de trouver les liens existant entre les variables susmentionnées au Canada. Les données panel utilisées sont provinciales, et s'étendent de 1980 à 2003. Elles sont analysées par la méthode des doubles moindres carrés ordinaires. Les résultats obtenus ne sont pas tous en accord avec les résultats des études antérieures. En effet, nous trouvons que le taux de divorce augmente le revenu des femmes et leur taux de participation au marché du travail, que le taux de participation des femmes n'influence pas le taux de divorce, mais que le revenu des femmes de l'avant-dernière année diminue le taux de divorce de l'année choisie. C'est ce dernier résultat qui diffère des principales recherches antérieures. Nous avons également utilisé les données de l'enquête sur la famille de 2001 pour tenter d'expliquer l'état civil des répondants en fonction de quelques caractéristiques sociales et familiales.

Liste des graphiques et des tableaux.

Tableau 1 – Études antérieures.	5
Graphique 1 – Distribution géographique du taux de divorce au Canada.	8
Graphique 2 – Revenu moyen des femmes canadiennes, en dollars constants de 2003.	9
Graphique 3 – Taux de participation des femmes canadiennes au marché du travail.	10
Tableau 2 – Moyennes et écart-types des variables des équations de revenu des femmes et de taux de participation des femmes au marché du travail.	14
Tableau 3 – Moyennes et écart-types des variables des équations de taux de divorce.	18
Tableau 4 – Estimation de l'équation du revenu des femmes.	24
Tableau 5 – Signes escomptés et obtenus pour l'équation du revenu des femmes.	25
Tableau 6 – Estimation de l'équation du taux de participation des femmes au marché du travail.	27
Tableau 7 – Signes escomptés et obtenus pour l'équation du taux de participation des femmes au marché du travail.	28
Tableau 8 – Estimation de l'équation du taux de divorce (en fonction du revenu des femmes).	31
Tableau 9 – Signes escomptés et obtenus pour l'équation du taux de divorce (en fonction du revenu des femmes).	32
Tableau 10 – Estimation de l'équation du taux de divorce (en fonction du taux de participation des femmes au marché du travail).	34
Tableau 11 – Signes escomptés et obtenus pour l'équation du taux de divorce (en fonction du taux de participation des femmes au marché du travail).	35
Tableau 12a – Résultats de la régression sur l'état civil du répondant (régressions 1 à 4).	38
Tableau 12b – Résultats de la régression sur l'état civil du répondant (régressions 5 à 7).	40
Tableau 13 – Signes escomptés et obtenus pour l'équation sur l'état civil du répondant.	41
Tableau 14 – Source des données.	46

1. Introduction

Contrairement à la plupart des pays occidentaux, le Canada a vu son taux de divorce stagner, voire diminuer dans les dernières années. En effet, le taux de divorce canadien est passé de 12.38%¹ en 1993 à 10.8% en 2003. Le graphique 1 nous montre que le déclin du taux de divorce s'applique à toutes les provinces canadiennes, même si ce taux diffère de l'une à l'autre.

La présente étude analysera l'impact de diverses variables économiques et sociales sur le taux de divorce canadien, et vice-versa. Elle portera plus particulièrement sur la relation entre le taux de divorce et, d'une part, le revenu des femmes, ainsi que, d'autre part, leur taux de participation au marché du travail. Plusieurs études ont montré que l'augmentation du revenu des femmes a contribué à la hausse du taux de divorce. Comme le soulignent Becker et al (1977), la hausse du taux de divorce peut elle-même avoir contribué à l'augmentation du revenu des femmes.

Le cas canadien semble intéressant, car, répétons-le, le taux de divorce y décroît lentement depuis plusieurs années, tandis que, comme nous pouvons le voir aux graphiques 2 et 3, le revenu des femmes, de même que leur taux de participation au marché du travail, ne cesse d'augmenter.

La deuxième et prochaine section procédera à une brève revue de la littérature relative à l'économie du divorce et au revenu des femmes, ainsi qu'au cadre d'analyse pertinent.

La troisième section présentera des modèles de taux de divorce. En premier lieu, nous y effectuerons plusieurs régressions avec des données de pooling afin d'analyser le revenu des femmes, leur taux de participation au marché du travail, puis le taux de divorce. Nous chercherons le sens des liens de causalité parmi ces diverses variables. En second lieu, nous y

¹ Pour mille.

utiliserons des données d'enquête provenant de l'enquête sociale générale sur la famille de 2001 pour expliquer le taux de divorce. La quatrième et dernière section effectuera les régressions et en présentera les résultats.

2. Revue de littérature et cadre d'analyse.

Données de pooling

Les premiers chercheurs à s'intéresser à l'économie du mariage et, accessoirement, du divorce sont Becker (1973), puis Becker, Landes et Michael (1977). Becker formule l'hypothèse voulant que la valeur du mariage augmente lorsqu'il y a spécialisation traditionnelle des tâches au sein du couple et lorsqu'il y a création de capital spécifique au mariage (tels les enfants ou les avoirs mobiliers et immobiliers...). Le gain de cette spécialisation des tâches est inférieur pour les femmes à revenu élevé, qui participent plus au marché du travail. Les chercheurs susmentionnés démontrent, à partir de données américaines, qu'une augmentation du revenu de la femme augmente la probabilité de divorce du couple (alors que l'augmentation du revenu de l'homme, elle, diminue cette même probabilité), et qu'une accumulation de capital spécifique au mariage réduit les risques de divorce. Les études de Becker forment une solide base de départ pour les recherches sur le taux de divorce, mais ces études datent d'une époque où la plupart des femmes ne participaient pas encore au marché du travail.

Quelques années plus tard, Johnson et Skinner (1986) élaborent un modèle simultané de la probabilité future de divorce et du taux de participation présent des femmes au marché du travail. Ils constatent, toujours selon des données américaines, que les femmes sujettes à des probabilités futures de divorce élevées augmentent leur participation courante au marché du

travail, tandis qu'un taux élevé de participation des femmes au marché du travail n'affecte pas le taux futur de divorce.

Pour leur part, Hoffman et Duncan (1995) utilisent un modèle qui mesure principalement l'effet des revenus, des salaires et des allocations familiales sur les taux de divorce. À l'encontre des résultats précédents, ils trouvent qu'aux États-Unis aucun résultat empirique n'établit que l'augmentation du revenu des femmes soit une cause de l'augmentation du taux de divorce.

Plus récemment, Ressler et Walters (2000) proposent un modèle d'équations simultanées comportant le taux de divorce et le revenu des femmes comme variables déterminées conjointement. Ils démontrent qu'une augmentation du revenu des femmes aux États-Unis contribue à l'augmentation du taux de divorce, et que l'augmentation de ce dernier produit un impact positif sur le revenu des femmes. Leurs conclusions concordent avec la théorie de Becker.

Enfin, Phillips et Griffiths (2004), sous réserve de quelques changements de variables, utilisent le modèle de Ressler et Walters (2005) pour étudier les données australiennes. Ils constatent, comme dans l'étude précédente, que l'augmentation du revenu des femmes accroît le taux de divorce; par contre, d'après leurs résultats, le taux de divorce n'affecte pas le revenu des femmes.

Le tableau 1 présente un résumé de ces études.

Données d'enquête

Notre recherche se base sur les deux études suivantes, qui cherchent à expliquer le taux de divorce en fonction, respectivement, du divorce parental et du niveau d'éducation.

Keith et Finlay (1988) basent leur recherche sur l'hypothèse que le divorce parental réduirait les ressources économiques et sociales disponibles pour les enfants et que, par voie

de conséquence, ces derniers atteindraient un niveau inférieur d'éducation, se marieraient moins fréquemment et plus précocement, puis feraient ultimement face à une probabilité de divorce accrue. À l'aide de données américaines, ces chercheurs testent leurs hypothèses à l'égard des deux sexes séparément. Ils trouvent que le divorce parental influe effectivement sur l'infériorité du niveau d'éducation et sur la précocité du mariage chez les enfants, sans égard à leur sexe. Les filles de parents divorcés subissent une probabilité accrue de divorcer tandis que les fils de parents divorcés font face à une baisse de la probabilité de se marier. En outre, ces fils accusent une hausse de probabilité de divorcer uniquement s'ils proviennent d'une classe sociale inférieure.

De son côté, Lyngstadt (2004) utilise des données norvégiennes pour mesurer les effets de l'éducation sur la probabilité de divorce. Il trouve qu'une hausse du niveau d'éducation entraîne une baisse de la probabilité de divorce. Plus les membres d'un couple sont éduqués, moins ils risquent de divorcer. Par contre, le niveau d'éducation parental exerce une pression haussière sur la probabilité de divorce postérieur des enfants. L'auteur explique ce résultat par des attitudes beaucoup plus libérales dans les familles mieux scolarisées.

Tableau 1 : Études antérieures.				
AUTEURS	DONNÉES	MÉTHODOLOGIE	var. Dépendante	CONCLUSIONS
Becker, Landes et Michael (1977)	États-Unis. <i>Survey of Economic Opportunity</i> , conduit par le Bureau du recensement américain en 1967, sur environ 30,000 ménages.	Moindres carrées ordinaires	Probabilité de divorce. 2 régressions séparées pour les hommes et les femmes.	Le revenu de femmes influence positivement taux de divorce.
Johnson et Skinner (1986)	États-Unis. Michigan <i>Panel Study of Income Dynamics</i> , de 1968 à 1979. Échantillon de 329 familles.	Tobit et probit.	Régression de la participation des femmes, et une autre sur la probabilité de divorce.	L'augmentation du taux de divorce a un impact positif sur le taux de participation des femmes, mais ce dernier n'affecte pas le taux de divorce.
Hoffman et Duncan (1995)	États-Unis. <i>Panel Study of Income Dynamics</i> , de 1968 à 1987. Échantillon de 7164 mariages.	Modèle logit niché.	Régression de la probabilité de divorce.	L'augmentation du revenu des femmes n'influence pas le taux de divorce.
Ressler et Walters (2000)	États-Unis. Données par état pour les années de recensement 1960, 1970, 1980 et 1990.	Doubles moindres carrées ordinaires.	Deux régressions. Une pour le taux de divorce et l'autre pour le revenu des femmes.	L'augmentation du revenu des femmes a un impact positif sur le taux de divorce, et la hausse des taux de divorce influence positivement le revenu des femmes.
Phillips et Griffiths (2004)	Australie. Données pour les six états, pour les années de recensement 1961, 1966, 1971, 1976, 1981, 1986, 1991 et 1996.	Test de spécification d'erreur de Hausman.	Deux régressions. Une pour le taux de divorce et l'autre pour le revenu des femmes.	L'augmentation du revenu des femmes accroît le taux de divorce, mais ce dernier n'a pas d'influence sur le revenu des femmes.

3. Modèles de taux de divorce, de revenu des femmes et de leur taux de participation.

- 3.1 Équations et variables, données de pooling

Les données utilisées dans cette section sont annuelles, de 1980 à 2003; elles proviennent de Statistique Canada et des recensements quinquennaux de 1981, 1986, 1991, 1996 puis 2001. Nous avons étalé uniformément sur cinq ans les variations des données extraites de chacun de ces recensements².

L'annexe 1 (tableau 14) expose la source de ces données.

Il s'agit de données strictement provinciales. Nous avons sciemment omis les données des territoires du Yukon et du Nord-Ouest, ainsi que du Nunavut; cette omission ne causera pas de biais car, sur la période analysée, la population de ces territoires ne représente en moyenne que 0,3% de la population totale canadienne³.

Le cadre temporel de notre analyse est important car il permet de prendre en compte l'important changement apporté en 1986 à la loi canadienne sur le divorce (la loi fédérale de 1986 supprimait l'exigence de prouver la faute du conjoint ou de la conjointe de la partie requérante) et de voir les impacts de cette loi à court et à long termes sur le taux de divorce. En effet, on observe chez toutes les provinces un pic important des taux de divorce en 1987. Par contre, ce taux semble se stabiliser dès 1989 pour la plupart des provinces.

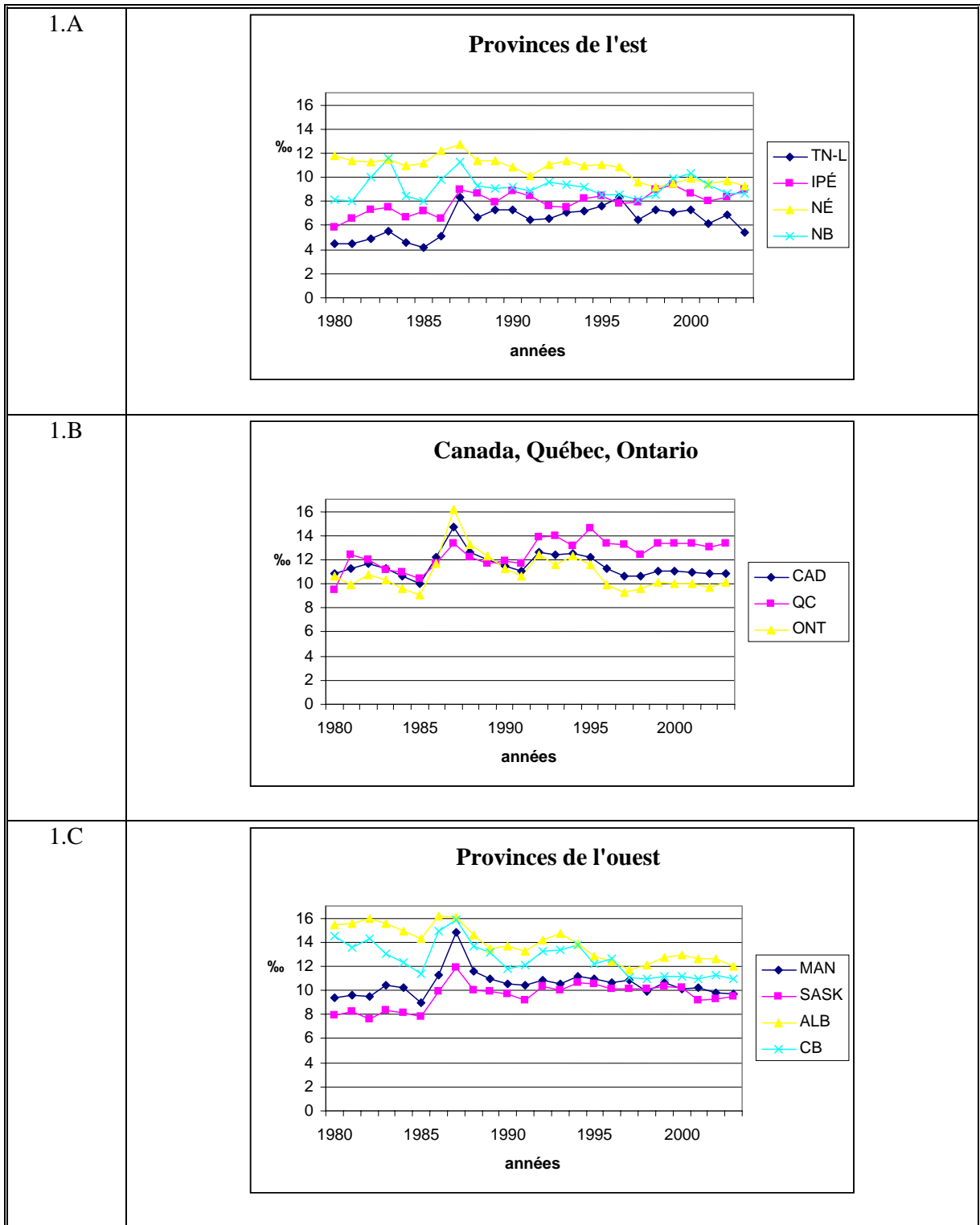
Afin de choisir la forme fonctionnelle de nos régressions, nous avons examiné la forme linéaire et la forme logarithmique, et obtenus des résultats similaires. Nous avons donc préféré utiliser, comme dans les études antérieures, la forme linéaire.

² Par exemple, $\text{donnée}_{1982} = \text{donnée}_{1981} + [(\text{donnée}_{1986} - \text{donnée}_{1981})/5]$.

³ CANSIM, tableau 051-0001 : estimations de la population.

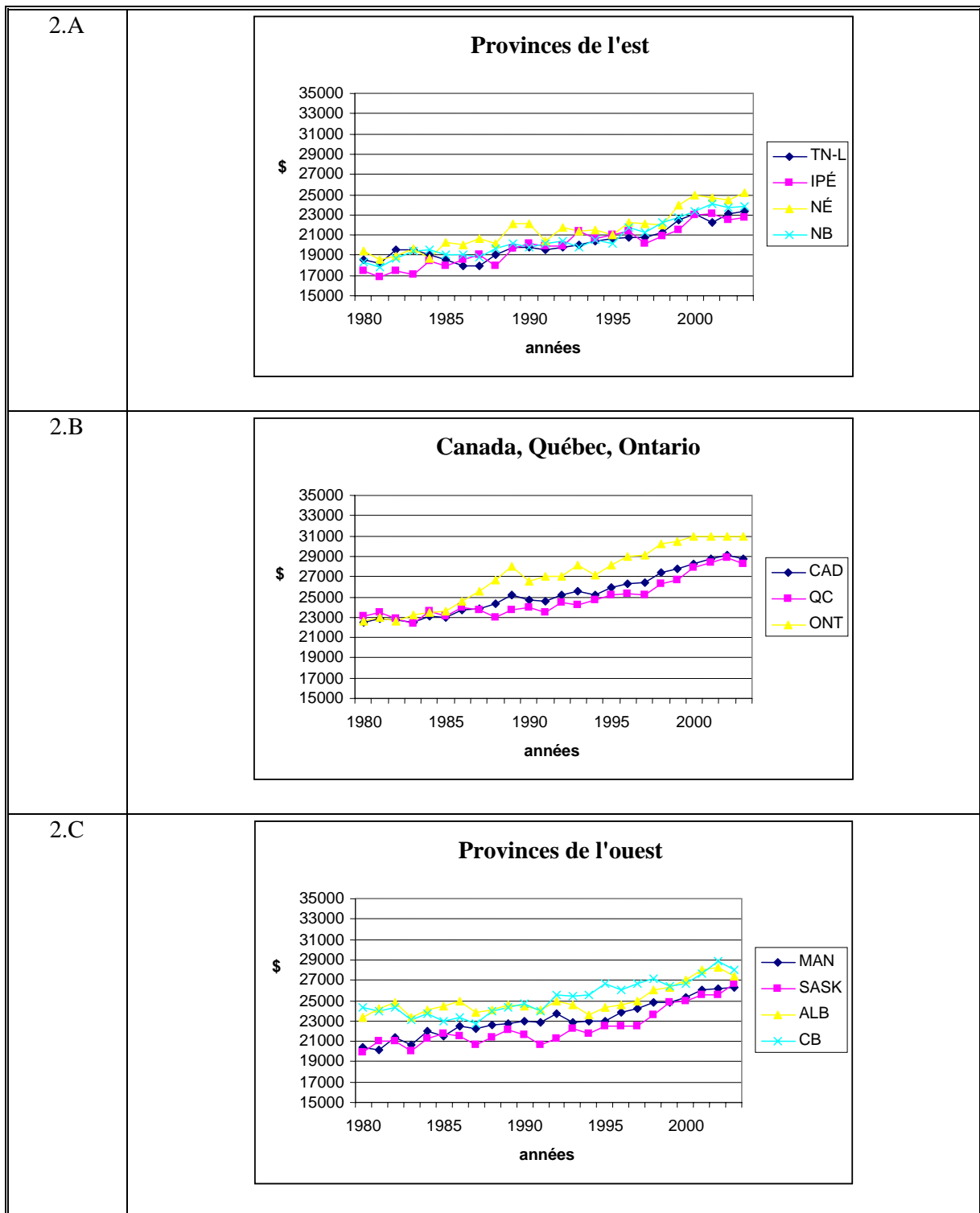
Les graphiques 1, 2 et 3 des pages suivantes indiquent respectivement l'évolution, par provinces, des taux de divorce au Canada, du revenu moyen des femmes et de leur taux de participation au marché du travail. Nous remarquons que contrairement à la plupart des pays occidentaux, le taux de divorce canadien est relativement constant depuis plusieurs années, se situant autour de 11.5%, et il diminue même dans certaines provinces. Par contre, le revenu moyen des femmes et leur taux de participation au marché du travail ne cessent d'augmenter, à l'instar des autres pays occidentaux.

Graphique 1 : Distribution géographique du taux de divorce au Canada.



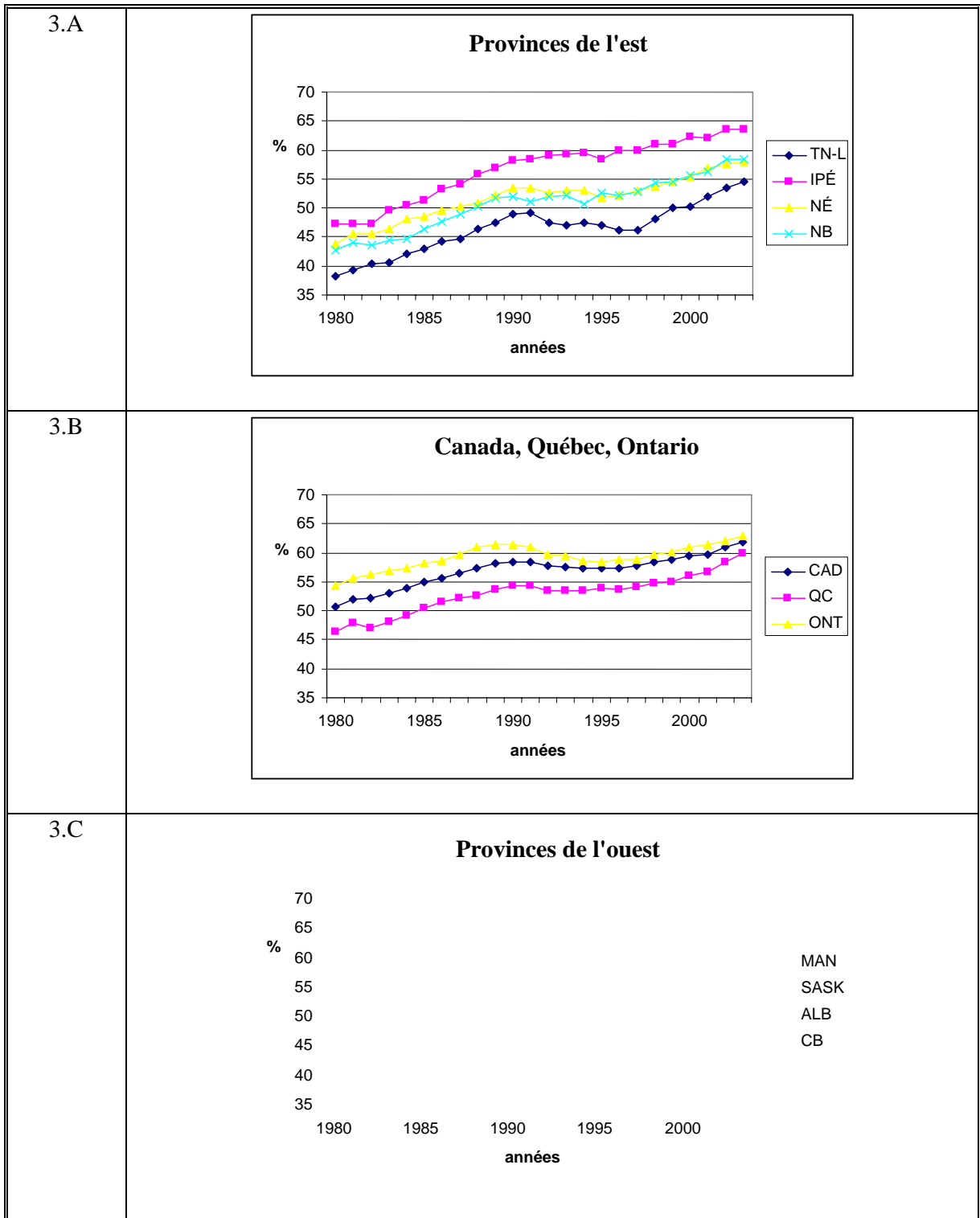
Source : voir annexe 1.

Graphique 2: Revenu moyen des femmes canadiennes, en dollars constants de 2003.



Source : voir annexe 1.

Graphique 3 : Taux de participation des femmes canadiennes au marché du travail.



Source : voir annexe 1.

Équations du revenu des femmes et de leur taux de participation au marché du travail

Nous utilisons les deux régressions suivantes, puis nous modifions la variable du taux de divorce pour inclure des retards.

- (1) revenu des femmes = f (taux de divorce, chômage des femmes, naissances, urbain, éducation, TNL, IPÉ, NÉ, NB, QC, MAN, SASK, ALB, CB)
- (2) taux de participation = f (taux de divorce, chômage des femmes, naissances, urbain, éducation, TNL, IPÉ, NÉ, NB, QC, MAN, SASK, ALB, CB)

« Revenu des femmes » représente le revenu total moyen des femmes de quinze ans et plus en dollars constants de 2003, par province. « Taux de participation » est le taux de participation des femmes de quinze ans et plus au marché du travail, par province.

« Taux de divorce » représente le taux provincial de divorce. Il ne compte que les divorces, et non les séparations. Il s'avérerait difficile de recenser les séparations, car les séparations de ne sont pas nécessairement déclarées devant les autorités civiles ou judiciaires. De plus, nous avons choisi de nous intéresser aux couples légalement mariés et d'omettre les unions libres, mais il serait instructif de faire la même étude en les prenant en compte, celles-ci représentant au Canada 9,41% des couples en 2001 (les extrêmes sont 6.40% en Saskatchewan et 17.02% au Québec)⁴.

Le taux de divorce constitue un indicateur qui peut inciter les femmes à augmenter leurs revenus afin de s'« assurer » contre le divorce. En effet, face à un taux de divorce élevé, les femmes travailleront plus et en plus grand nombre, afin de parer à la précarité financière consécutive au divorce et d'augmenter leur expérience ou améliorer leur position sur le

⁴ Recensement de la population de 2001.

marché du travail. De plus, selon Ressler et Waters (2000), il est probable que, suite à un divorce, les femmes travailleront un plus grand nombre d'heures, passant de temps partiel à temps plein; certaines femmes entreront sur le marché du travail alors que, mariées, elles faisaient partie de la population demeurée à l'écart de ce marché. On s'attend donc à ce qu'une hausse du taux de divorce entraîne une hausse du revenu des femmes.

« Chômage des femmes » représente le taux de chômage provincial des femmes de quinze ans ou plus, en pourcentage de la population active. Comme dans les études précédentes, le taux de chômage des femmes est inclus afin de prendre en compte l'état du marché du travail pour les femmes. Un taux de chômage élevé révèle un excédent de femmes sur le marché de l'emploi, ce qui entraîne une diminution du salaire des femmes. Une variation à la hausse du taux de chômage des femmes devrait donc induire un effet négatif sur le salaire moyen des femmes.

« Naissances » indique le nombre de naissances par femme, par province. On obtient cette variable en divisant le nombre total de naissances par le nombre de femmes âgées de quinze à quarante-quatre ans. Le fait d'avoir des enfants peut pousser une femme à quitter son travail, à travailler à temps partiel plutôt qu'à temps plein, ou à s'en absenter quelque temps. Plus elle a d'enfants, plus il est probable qu'elle s'absente longtemps de son travail, ou qu'elle ait moins de temps à y consacrer. La hausse des naissances devrait donc influencer négativement le revenu des femmes.

« Urbain » révèle le pourcentage de la population totale vivant en zone urbaine, par province. On trouve plus d'opportunités de travail en milieu urbain qu'en zone rurale; une

augmentation de la population urbaine devrait donc augmenter le revenu des femmes, car plus de femmes auront un revenu élevé.

« Éducation » représente le pourcentage de femmes ayant obtenu un diplôme universitaire (tous grades confondus), par province. Selon les théories d'accumulation de capital humain, plus une femme est éduquée, plus son salaire promet d'être élevé. Une hausse du niveau d'éducation des femmes devrait donc influencer positivement leur revenu.

TNL, IPÉ, NÉ, NB, QC, MAN, SASK, ALB et CB forment des variables binaires. Elles représentent respectivement les provinces de Terre-Neuve et Labrador, de l'Île-du-Prince-Édouard, de la Nouvelle-Écosse, du Nouveau-Brunswick, du Québec, du Manitoba, de la Saskatchewan, de l'Alberta et de la Colombie-Britannique. L'Ontario constitue la catégorie de référence. Ces variables sont incluses dans la régression, car le test de Hausman indique des effets fixes. On ne peut faire aucune prédiction quant à leur influence sur le revenu des femmes.

Les valeurs des coefficients des variables explicatives pourraient varier dans la régression sur le revenu des femmes et dans celle sur leur taux de participation au marché du travail; mais les attentes sur les signes des coefficients restent les mêmes pour les deux régressions.

Pour les deux régressions, nous avons fait la régression originale, à la suite de quoi nous avons introduit un, puis deux retards sur la variable du taux de divorce (L1.taux de divorce, et L2.taux de divorce). En effet, nous considérons que le taux de divorce de la dernière ou de l'avant-dernière année peut influencer le revenu des femmes d'une année donnée, ou leur taux

de participation au marché du travail. En introduisant le retard, on peut analyser les réactions des femmes consécutives à leur divorce. Le signe attendu des variables explicatives ne change pas, puisqu'on conçoit qu'une femme qui divorce augmente sa participation au marché du travail, et s'efforce d'accroître son revenu.

Tableau 2 : Moyennes et écart-types des variables des équations de revenu des femmes et de taux de participation des femmes au marché du travail.

<i>Variables</i>	<i>taux de divorce</i>	<i>Taux de participation des femmes</i>	<i>revenu des femmes</i>	<i>chômage femmes</i>	<i>naissances</i>	<i>urbain</i>	<i>éducation</i>
<i>moyenne</i>	10.43	55.3	23000	10.12958	0.05790	65.76260	9.31038
<i>écart-type</i>	2.465072	5.921585	3013.234	3.594266	0.008974	14.31044	3.196912

Équations du taux de divorce

Nous utilisons les deux régressions suivantes, puis nous modifions les variables de revenu des femmes et de taux de participation pour inclure un, puis deux retards.

- (3) taux de divorce = f (revenu des femmes, ratio femme/homme, chômage des hommes, ratio âge, rurale, catholique, couples avec enfants, couples sans enfants, sans blâme, post loi, TNL, IPÉ, NÉ, NB, QC, ALB, SASK, MAN, CB)
- (4) taux de divorce = f (taux de participation, ratio femme/homme, chômage des hommes, ratio âge, rurale, catholique, couples avec enfants, couples sans enfants, sans blâme, post loi, TNL, IPÉ, NÉ, NB, QC, ALB, SASK, MAN, CB)

Les variables « taux de divorce », « revenu des femmes », « taux de participation », TNL, IPÉ, NÉ, NB, QC, ALB, SASK, MAN et CB demeurent les mêmes que celles utilisées dans les régressions sur le revenu des femmes et leur taux de participation au marché du travail.

Comme le prédit la théorie de Becker et al. (1977) sur le divorce, une augmentation du revenu des femmes devrait avoir un effet haussier sur le taux de divorce. En effet, les femmes ayant un revenu plus élevé ont moins à perdre d'un divorce, et leurs opportunités économiques hors mariage sont plus élevées. En outre, cette même théorie sur le mariage prévoit que le gain total du mariage augmente lorsqu'il y a spécialisation des tâches dans le couple (traditionnellement, l'homme travaille à l'extérieur de la maison, et la femme s'occupe du foyer et des enfants.). Si la femme travaille à l'extérieur du foyer, il y a moins de spécialisation dans le couple, et le mariage perd de sa valeur économique. Une augmentation du taux de participation des femmes devrait donc aussi accroître le taux de divorce.

« Ratio femme/homme » représente le ratio du salaire des femmes par rapport à celui des hommes, par province. Une hausse de ce ratio devrait influencer à la hausse le taux de divorce. En effet, plus l'écart de salaire entre la femme et l'homme mariés s'élargit, moins la femme a intérêt à divorcer.

« Chômage des hommes » indique le taux de chômage provincial des hommes de quinze ans et plus, en pourcentage de la population active. Une hausse du taux de chômage des hommes devrait avoir un coefficient positif. Selon Becker et al. (1977), le chômage de l'homme produit un effet négatif sur la valeur du mariage. En effet, une hausse du chômage

diminue le revenu des hommes, et diminue conséquemment le gain total du mariage. De plus, le chômage peut augmenter la probabilité de migration de l'homme, et donc influencer à la hausse la probabilité de divorce.

« Ratio âge » représente le ratio de la population âgée de 55 à 64 ans eu égard à celle âgée de 18 à 24 ans, par province. Une augmentation de ce ratio devrait réduire le taux de divorce. Cette variable a été introduite à nos régressions pour mesurer l'impact sur le taux de divorce de l'état démographique de la population, d'une part, et, d'autre part, de la durée des mariages. Selon Becker et al. (1977), le taux de divorce s'avère plus élevé durant les premières années du mariage (car l'accumulation de capital spécifique au mariage, au cours du temps, diminue la probabilité de divorce) et chez les jeunes (car ceux-ci auront passé moins de temps à chercher le conjoint idéal, et connaîtront moins bien le marché du mariage).

« Rurale » indique le pourcentage de la population totale vivant en zone rurale, par province. Selon Sanders (1985), les femmes des milieux ruraux se spécialisent plus dans le travail domestique que celles vivant en ville. En milieu rural, il y a donc une plus grande spécialisation des tâches dans les couples mariés, d'où, toujours selon la théorie du mariage de Becker, une augmentation de la valeur du mariage. Une augmentation du pourcentage de population rurale devrait avoir pour effet de réduire le taux de divorce.

« Catholique » représente le pourcentage de catholiques dans la population totale, par province. La religion catholique, qui considère le mariage comme sacré, s'oppose au divorce. Une hausse du pourcentage de catholiques devrait donc diminuer le taux de divorce. Il faut toutefois utiliser cette variable avec prudence, car beaucoup de gens se disent de religion catholique, mais ne la pratiquent pas.

« Couples avec enfants » indique le pourcentage des couples mariés dont tous les enfants ont moins de six ans, par province, alors que « couples sans enfants » donne le pourcentage des couples mariés qui n'ont aucun enfant. Pour un couple marié, le fait d'avoir des enfants constitue un investissement en capital spécifique au mariage et, selon Becker, plus un couple a de capital spécifique au mariage, plus la valeur du mariage augmente, et plus le gain du divorce diminue. Plus les enfants sont jeunes, plus le couple fait des efforts pour éviter le divorce; donc une hausse du pourcentage de couples avec enfants de moins de six ans devrait réduire le taux de divorce. À l'opposé, les couples sans enfants auront moins de réticence à divorcer, d'où la perspective d'une hausse du taux de divorce si le pourcentage de couples mariés sans enfants augmente.

« Sans blâme » et « post loi » sont des variables binaires introduites pour prendre en compte l'effet du changement de la loi sur le divorce. « Sans blâme » =1 pour les années 1986 et 1987, 0 dans le cas contraire, et « post loi » =1 pour la période allant de 1988 à 2003, 0 dans le cas contraire. La variable binaire « sans blâme » représente les deux années postérieures au changement de la loi sur le divorce. Son coefficient devrait donc être positif car de nombreux couples qui auraient éprouvé des difficultés légales à divorcer avant le changement législatif divorceront subséquemment le plus rapidement possible. « Post loi », elle, représente toutes les années postérieures à 1988. On peut également s'attendre à un coefficient positif pour cette variable. En effet, depuis la nouvelle loi, les couples souhaitant divorcer peuvent le faire plus facilement.

Comme pour les régressions sur le revenu des femmes, les variables provinciales sont incluses dans ces régressions car le test de Hausman indique des effets fixes. Il n'y a aucune attente sur le coefficient des variables provinciales.

Il aurait été utile d'inclure, comme dans la plupart des études précédentes, une variable représentant le montant des pensions alimentaires versées après le divorce. Malheureusement, les données sur ce sujet ne sont pas disponibles pour les provinces canadiennes.

Pour les deux régressions, nous avons fait la régression originale, puis nous avons introduit un, puis deux retards sur le revenu des femmes et leur taux de participation au marché du travail (L1.revenu femmes; L2.revenu femmes et L1.taux participation; L2.taux participation). Puisque notre analyse se base sur l'hypothèse que la participation des femmes au marché du travail accroît le taux de divorce, on peut supposer que le travail des femmes de la dernière ou de l'avant-dernière année affecte le taux de divorce d'une année choisie.

Tableau 3 : Moyennes et écart-types des variables des équations de taux de divorce.

A.

<i>Variables</i>	<i>Taux de divorce</i>	<i>Taux de participation des femmes</i>	<i>Revenu des femmes</i>	<i>Ratio femme/homme</i>	<i>Taux de chômage des hommes</i>
<i>Moyenne</i>	10.43	55.29	23000	0.61	10.79
<i>Écart-type</i>	2.46	5.92	3013.23	0.0524	4.0166

B.

<i>Variables</i>	<i>Ratio âge</i>	<i>Rurale</i>	<i>Catholique</i>	<i>Couples avec enfants</i>	<i>Couples sans enfants</i>
<i>Moyenne</i>	0.80	34.54	38.74	11.84	38.75
<i>Écart-type</i>	0.158	14.52	17.48	3.42	13.21

- **3.2 Équations et variables, données d'enquête.**

Nous avons voulu analyser l'impact de certaines variables sur le taux de divorce en utilisant les données d'enquête issues de l'enquête rétrospective sur la famille de 2001. Plus particulièrement, certaines caractéristiques parentales, ainsi que quelques caractéristiques sociales du répondant, nous intéressent. Contrairement aux régressions avec les données de pooling, nous n'incluons pas ici l'activité du répondant. En effet, l'enquête utilisée nous indique l'activité présente du répondant, mais pas s'il travaillait lorsqu'il a divorcé. Nous effectuons sept régressions. La première n'inclut pas le sexe du répondant, la deuxième inclut une variable binaire indiquant le sexe, et les deux suivantes estiment des régressions séparées pour les hommes et les femmes. Nous effectuons ensuite des régressions par groupe d'âge : 20-35 ans, 36-45 ans et 46-65 ans. Pour chaque groupe, nous estimons la régression avec la variable binaire indiquant le sexe du répondant.

- (5) divorcé ou séparé = f (âge, répondant universitaire, répondant cébécois, répondant sans éducation, mère universitaire, mère cébécoise, mère sans éducation, père universitaire, père cébécois, père sans éducation, parents divorcés, importance mariage, catholique).
- (6) divorcé ou séparé = f (femme, âge, répondant universitaire, répondant cébécois, répondant sans éducation, mère universitaire, mère cébécoise, mère sans éducation, père universitaire, père cébécois, père sans éducation, parents divorcés, importance mariage, catholique).

Deux autres régressions reprennent l'équation (5) : une pour les femmes et une pour les hommes. Nous reprenons par la suite l'équation (6), et nous effectuons des régressions séparées pour les trois groupes d'âge.

« Divorcé ou séparé » est une variable binaire =1 si le répondant est divorcé ou séparé, et nulle dans le cas contraire. Contrairement aux équations de données de pooling, nous prenons ici en compte les couples séparés et les couples divorcés (car nos données d'enquête ne font pas la différence entre les deux).

« Femme » constitue une variable binaire =1 si le répondant est une femme, nulle dans le cas contraire. Nous n'avons aucune attente quant à l'influence du sexe sur le fait d'être divorcé ou pas.

« Âge » indique l'âge du répondant. Plus le répondant est d'un âge avancé, plus il risque d'avoir subi un divorce, non pas parce que l'âge contribue au divorce (c'est plutôt le contraire qui se produit), mais parce que la vie comporte intrinsèquement des risques inhérents.

« Répondant universitaire », « répondant cégepien » et « répondant sans éducation » sont toutes des variables binaires représentant le niveau d'éducation du répondant. « Répondant universitaire » =1 si le répondant détient un diplôme universitaire, « répondant cégepien » =1 s'il possède un diplôme ou un certificat d'étude d'un collège communautaire, des études universitaires incomplètes ou un CÉGEP, et « répondant sans éducation » =1 si le répondant n'a aucune scolarité ou n'a pas complété ses études primaires ou secondaires. Le cas où le répondant possède un diplôme d'études secondaires constitue la catégorie de référence. Selon Becker et al. (1977), les hommes plus éduqués (moins éduqués) ont tendance à épouser des femmes plus éduquées (moins éduquées). De plus, le gain du mariage augmente lorsqu'au moins un membre du couple a un niveau d'éducation plus élevé; cette augmentation s'avère encore plus marquée lorsque les deux conjoints sont plus éduqués. Une hausse du

niveau d'éducation du répondant devrait donc diminuer la probabilité de divorce. Par contre, selon Lyngstad (2004), l'effet de l'éducation du répondant peut être incertain, surtout si celui-ci est une femme. En effet, plus une épouse possède d'éducation, plus ses possibilités sur le marché du travail augmentent, et plus elle a de chance de jouir d'une indépendance financière. De plus, cette hausse des possibilités de carrière diminue le gain, pour la femme, de la spécialisation traditionnelle des tâches dans le couple, et, selon la théorie de Becker, réduit d'autant la valeur du mariage. L'effet du niveau d'éducation du répondant sur son état civil reste donc incertain, et peut différer selon le sexe.

Les variables binaires « mère universitaire », « mère cébécoise » et « mère sans éducation » représentent le niveau d'éducation de la mère du répondant, alors que celles de « père universitaire », « père cébécois », « père sans éducation » représentant le niveau d'éducation du père du répondant. Elles se définissent de la même manière que les variables relatives au niveau d'éducation du répondant. Selon Lyngstad (2004), Becker et al. (1977) traitent l'appartenance à une certaine classe sociale comme la richesse et la beauté physique : provenir d'une classe sociale élevée augmente la valeur du mariage, et diminue ainsi la probabilité de divorce. Comme Lyngstad, nous utilisons le niveau d'éducation des parents comme indicateur de la classe sociale du répondant : plus les parents sont éduqués, plus le répondant appartient à une classe sociale élevée. Selon lui, la probabilité de divorce diminue si les parents d'au moins un des conjoint ont un niveau d'éducation élevé, et diminue encore plus si les deux époux ont des parents éduqués. Ce raisonnement indique donc qu'une hausse du niveau d'éducation des parents du répondant diminuerait la probabilité de son divorce. Mais, toujours selon Lyngstad (2004), l'éducation des parents a un effet incertain sur la probabilité de divorce. En effet, les parents provenant d'une classe sociale élevée pourraient transférer de l'argent au couple de leur enfant si ceux-ci avaient des problèmes financiers afin

de les aider à éviter le divorce. Ils peuvent aussi permettre le divorce en aidant financièrement leur enfant après le divorce. L'effet de l'éducation des parents sur l'état civil du répondant est donc incertain.

« Parents divorcés » est une variable binaire =1 si les parents du répondant sont divorcés ou séparés, nulle dans le cas contraire. Selon Keith et Finlay (1988), le divorce des parents est associé, pour leurs enfants, à une baisse du niveau d'éducation atteint et à une diminution de l'âge au mariage. Ces deux caractéristiques induisent des taux de divorce plus élevés. Les chercheurs précédemment mentionnés trouvent, comme nous l'avons déjà mentionné, que les filles ayant des parents divorcés font face à une probabilité de divorce accrue, alors que la probabilité de se marier des garçons dont les parents ont divorcé diminue et celle de divorcer augmente uniquement s'ils sont issus d'une classe sociale plus basse. Le divorce des parents devrait donc augmenter la probabilité de divorce du répondant.

« Importance mariage » constitue une variable mesurant l'importance que le répondant attache au mariage comme facteur de bonheur. Elle prend une valeur croissante comme suit : 1= très important, 2= important, 3= pas très important et 4= pas important du tout. Cette variable devrait avoir un signe positif. En effet, plus la valeur de VA_Q050 augmente, moins le mariage influence le bonheur du répondant. On peut donc s'attendre à ce que celui-ci divorce plus facilement.

« Catholique » est une variable binaire =1 si le répondant se dit catholique, 0 dans le cas contraire. « Catholique » devrait avoir un coefficient négatif. Comme mentionné précédemment, l'église catholique s'oppose au divorce, de sorte qu'un répondant déclaré catholique aurait moins tendance à divorcer.

4. Résultats.

- 4.1 Résultats des données de pooling.

Les résultats ont été obtenus par doubles moindres carrés ordinaires (la méthode est analogue à celle utilisée par Ressler et Walters (2000)), et apparaissent aux tableaux 4, 6, 8 et 10. La régression 1 utilise les variables sans retard, tandis que les régressions 2 et 3 comprennent respectivement la variable avec un an de retard, puis avec deux années de retard.

Résultats de la régression du revenu des femmes

Le tableau 4 expose les résultats de la régression choisie, et le tableau 5 résume les signes escomptés et obtenus.

Le coefficient du taux de divorce est positif et significatif dans les régressions 2 et 3, alors qu'il est positif mais non significatif dans la régression 1. Une augmentation du taux de divorce de la dernière ou de l'avant-dernière année contraint les femmes à s'orienter vers leur carrière professionnelle. En d'autres termes, suite à un divorce, le revenu des femmes augmente (conséquence de leur orientation prioritaire vers le marché du travail). Les signes des variables « taux de chômage », « naissance », « urbain » et « éducation » demeurent constants dans les trois régressions. Ainsi que nous le prévoyions, le coefficient du taux de chômage des femmes est négatif et significatif. Par ailleurs, les variables « naissance » et « urbain » sont toutes deux non significatives. Finalement, l'éducation universitaire des femmes produit, comme anticipé, un impact positif et significatif sur leur revenu. Les femmes éduquées tirent avantage d'opportunités de carrières mieux rémunérées. À l'exception du QC (pour les trois régressions), DE L'ÎPÉ et DU NB (chacune eu égard à la régression 3), toutes les variables provinciales affichent un coefficient négatif et significatif, car le revenu des

femmes de la province omise, l'Ontario, demeure le plus élevé du pays depuis 1987, et a toujours logé au-dessus de la moyenne nationale.

Tableau 4. Estimation de l'équation du revenu des femmes.

<i>Variables explicatives</i>	<i>Régression 1</i>	<i>Régression 2</i>	<i>Régression 3</i>
Taux de divorce	72.7065 (1.72)		
L1.taux de divorce		85.5539 (2.01)*	
L2.taux de divorce			121.8561 (2.94)*
Chômage femmes	-125.711 (-3.83)*	-130.3607 (-3.65)*	-159.5253 (-4.00)*
Naissances	8255.403 (0.65)	12035.78 (0.88)	20783.72 (1.40)
Urbain	-9.380132 (-0.24)	-2.243657 (-0.05)	34.08929 (0.77)
Éducation	612.8388 (16.82)*	613.431 (15.90)*	595.828 (14.87)*
TNL	-2153.141 (-2.07)*	-1873.896 (-1.65)	-530.4756 (-0.44)
IPÉ	-4390.032 (-2.71)*	-4065.395 (-2.34)*	-2361.073 (-1.30)
NÉ	-4283.836 (-3.89)*	-4128.733 (-3.48)*	-3034.594 (-2.42)*
NB	-3855.103 (-3.02)*	-3605.971 (-2.61)*	-2260.343 (-1.54)
QC	-391.57 (-1.35)	-444.0458 (-1.45)	-370.0378 (-1.15)
MAN	-2744.606 (-5.99)*	-2730.043 (-5.64)*	-2472.362 (-4.95)*
SASK	-2618.728 (-3.31)*	-2536.157 (-3.04)*	-2034.597 (-2.36)*
ALB	-1976.635 (-6.65)*	-2090.071 (-6.95)*	-2273.634 (-7.71)*
CB	-816.2719 (-3.40)*	-936.2925 (-3.79)*	-1011.141 (-4.05)*
constante	20271.01 (6.29)	19410.71 (5.52)	16009.21 (4.30)
R ² ajusté	0.9370	0.9373	0.9401

* Significatif à 5%

Statistique t entre parenthèses

Tableau 5. Signes escomptés et obtenus pour l'équation du revenu des femmes.

<i>Variables explicatives</i>	<i>Signes attendus</i>	<i>Signes obtenus</i>		
		<i>Régression 1</i>	<i>Régression 2</i>	<i>Régression 3</i>
Taux de divorce	+	+	+*	+*
Chômage femme	-	-*	-*	-*
Naissance	-	+	+	+
Urbain	+	-	-	-
Éducation	+	+*	+*	+*
TNL	?	-*	-	-
IPÉ	?	-*	-*	-
NÉ	?	-*	-*	-*
NB	?	-*	-*	-
QC	?	-	-	-
MAN	?	-*	-*	-*
SASK	?	-*	-*	-*
ALB	?	-*	-*	-*
CB	?	-*	-*	-*

* Significatif a 5%

Résultats de la régression du taux de participation des femmes

Le tableau 6 expose les résultats de la régression sélectionnée, et le tableau 7 résume les signes escomptés et obtenus.

Comme mentionné précédemment, nous anticipons que les variables explicatives examinées dans la régression du taux de participation des femmes au marché du travail porteront les mêmes signes que celles, identiques, relatives à leur revenu. Le coefficient de la variable de taux de divorce est positif et significatif dans les trois régressions. Il augmente graduellement lorsqu'on introduit un retard d'un an, puis de deux ans. Il semble donc que, suite à un divorce, les femmes empruntent la voie du marché du travail; elles s'orientent vers leur carrière. Quant à la variable « chômage des femmes », elle possède un coefficient positif et significatif dans la régression 1, mais non significatif dans les régressions 2 et 3. Ce résultat peut surprendre puisqu'on s'attendait à un coefficient négatif. « Naissance » a un coefficient positif et significatif, contrairement au résultat obtenu dans la régression sur le revenu des femmes. La maternité diminue le taux de participation des femmes au marché du travail, mais n'affecte pas leur revenu. La variable « urbain » est non significative. « Éducation » présente un coefficient positif et significatif. Les études universitaires poussent les femmes sur le marché du travail. Les coefficients des variables provinciales IPÉ et NB sont non significatifs; en retour, ceux de NÉ sont négatifs et significatifs uniquement dans la régression 1, tandis que ceux des variables provinciales TNL, QC et CB sont négatifs dans les trois régressions. Les coefficients de MAN et SASK sont positifs et significatifs dans les deux premières régressions uniquement, alors que ceux de ALB sont positifs et significatifs dans les trois régressions.

Tableau 6. Estimation de l'équation du taux de participation des femmes au marché du travail.

<i>Variables explicatives</i>	<i>Régression 1</i>	<i>Régression 2</i>	<i>Régression 3</i>
Taux de divorce	.5126554 (4.94)*		
L1.taux de divorce		.5216141 (5.16)*	
L2.taux de divorce			.5234192 (5.39)*
Chômage femmes	.159338 (1.98)*	.034628 (0.41)	-.1337967 (-1.43)
Naissances	-176.1659 (-5.69)*	-161.2565 (-4.97)*	-138.7853 (-4.01)*
Urbain	.0517956 (0.54)	.0436415 (0.44)	.0165661 (0.16)
Éducation	.7796365 (8.71)*	.698553 (7.62)*	.6149447 (6.56)*
TNL	-6.985083 (-2.74)*	-6.386324 (-2.37)*	-5.770941 (-2.03)*
IPÉ	3.661668 (0.92)	3.94887 (0.96)	3.741354 (0.88)
NÉ	-5.661582 (-2.10)*	-5.49459 (-1.95)	-5.677452 (-1.94)
NB	-4.075095 (-1.30)	-4.00418 (-1.22)	-4.3879 (-1.28)
QC	-6.004607 (-8.42)*	-5.744505 (-7.90)*	-5.398304 (-7.17)*
MAN	2.999264 (2.66)*	2.613972 (2.27)*	1.907592 (1.63)
SASK	4.707627 (2.43)*	4.041411 (2.04)*	2.851042 (1.41)
ALB	5.125653 (7.02)*	4.87564 (6.83)*	4.513754 (6.54)*
CB	-2.31682 (-3.92)*	-2.207187 (-3.76)*	-2.004118 (-3.43)*
constante	48.71836 (6.15)	50.41417 (6.04)	53.70147 (6.17)
R ² ajusté	0.9016	0.9030	0.9067

* Significatif à 5%

Statistique t entre parenthèses

Tableau 7. Signes escomptés et obtenus pour l'équation du taux de participation des femmes au marché du travail.

<i>Variables explicatives</i>	<i>Signes attendus</i>	<i>Signes obtenus</i>		
		<i>Régression 1</i>	<i>Régression 2</i>	<i>Régression 3</i>
Taux de divorce	+	+*	+*	+*
Chômage femme	-	+*	+	-
Naissance	-	-*	-*	-*
Urbain	+	+	+	+
Education	+	+*	+*	+*
TNL	?	-*	-*	-*
IPÉ	?	+	+	+
NÉ	?	-*	-	-
NB	?	-	-	-
QC	?	-*	-*	-*
MAN	?	+*	+*	+
SASK	?	+*	+*	+
ALB	?	+*	+*	+*
CB	?	-*	-*	-*

* significatif a 5%

Résultats de la régression du taux de divorce (en fonction du revenu des femmes)

Les résultats de la régression étudiée sont présentés au tableau 8, et le tableau 9 résume les signes escomptés et obtenus.

Les coefficients pour le revenu des femmes sont non significatifs, sauf dans la régression 3, c'est-à-dire lorsque l'on comptabilise le revenu des femmes de l'avant-dernière année. Le coefficient de « L2.revenu des femmes » devient alors négatif, contrairement à notre attente d'un coefficient positif. Il semblerait ainsi que, au Canada, le revenu des femmes diminue le taux de divorce, ce qui va à l'encontre des études précitées et de la théorie du divorce de Becker et al. (1977). Le coefficient du « ratio femme/homme » est non significatif. Le coefficient du « chômage des hommes », comme on le prévoyait, est positif et significatif dans les trois régressions. Le fait que le conjoint masculin soit au chômage (et touche en conséquence un revenu plus faible) augmente la probabilité de divorce. Le coefficient de « ratio âge » est négatif et significatif pour les trois régressions. Une population plus âgée exerce donc une influence baissière sur le taux de divorce, ce qui confirme l'hypothèse selon laquelle les jeunes et les nouveaux couples divorcent relativement plus. La variable « rurale » présente un coefficient positif, contrairement aux attentes. Les couples vivant en milieu rural divorcent plus que les couples citadins. La variable « catholique » est non significative. « Couples avec enfants » et « couples sans enfants » ont des coefficients respectivement négatif et positif, comme prévu. Les parents d'enfants en bas âge évitent de divorcer, et, à l'inverse, les couples sans enfants divorcent plus fréquemment. Le coefficient de « sans blâme » est positif et significatif. Les taux de divorce ont grimpé dans les deux années suivant le changement de la loi sur le divorce de 1986. Pour sa part, le coefficient de « post loi » est également positif. Depuis l'adoption de la nouvelle loi sur le divorce, les canadiens divorcent

plus fréquemment. Les variables provinciales QC, ALB et CB sont non significatives, alors que les coefficients de TNL, IPÉ, NÉ, NB, MAN, SASK sont négatifs et significatifs.

Tableau 8. Estimation de l'équation du taux de divorce (en fonction du revenu des femmes).

<i>Variables explicatives</i>	<i>Régression 1</i>	<i>Régression 2</i>	<i>Régression 3</i>
Revenu des femmes	-4.31E-06 (-0.54)		
L1.revenu femmes		-8.61E-06 (-1.28)	
L2.revenu femmes			-1.9E-05 (-2.69)*
Ratio femme/homme	0.119088 (0.37)	0.075083 (0.28)	0.026856 (0.10)
Chômage hommes	0.0083 (2.26)*	0.008831 (2.48)*	0.012236 (3.17)*
Ratio âge	-0.70174 (-5.94)*	-0.62761 (-5.29)*	-0.51331 (-4.21)*
Rurale	0.01806 (4.67)*	0.017432 (4.34)*	0.014826 (3.46)*
Catholique	-0.00415 (-0.56)	-0.00597 (-0.79)	-0.00996 (-1.29)
Couples avec enfants	-0.03035 (-6.08)*	-0.02852 (-5.61)*	-0.0278 (-5.37)*
Couples sans enfant	0.006464 (5.72)*	0.006149 (5.37)*	0.006007 (5.18)*
Sans blâme	0.214611 (8.33)*	0.215718 (8.48)*	0.226336 (8.69)*
Post loi	0.103158 (4.27)*	0.108434 (4.57)*	0.121582 (5.02)*
TNL	-1.27546 (-10.78)*	-1.2739 (-10.73)*	-1.27707 (-10.04)*
IPÉ	-1.21601 (-6.46)*	-1.18139 (-6.30)*	-1.10414 (-5.61)*
NÉ	-0.62372 (-5.46)*	-0.63437 (-5.58)*	-0.63052 (-5.25)*
NB	-0.83087 (-4.68)*	-0.80453 (-4.48)*	-0.72394 (-3.88)*
QC	0.219525 (0.60)	0.308571 (0.84)	0.472003 (1.25)
MAN	-0.31929 (-3.90)*	-0.33119 (-4.35)*	-0.35584 (-4.57)*
SASK	-0.62695 (-6.12)*	-0.63022 (-6.38)*	-0.62627 (-6.00)*
ALB	0.063573 (0.85)	0.046272 (0.62)	0.012884 (0.17)
CB	-0.00183 (-0.01)	-0.04645 (-0.36)	-0.14438 (-1.09)
constante	2.831397 (8.04)	2.963162 (7.98)	3.302737 (8.53)
R ² ajusté	0.8575	0.8584	0.8563

* Significatif à 5%

Statistique t entre parenthèses

Tableau 9. Signes escomptés et obtenus pour l'équation du taux de divorce (en fonction du revenu des femmes).

<i>Variables explicatives</i>	<i>Signes attendus</i>	<i>Signes obtenus</i>		
		<i>Régression 1</i>	<i>Régression 2</i>	<i>Régression 3</i>
Revenu femmes	+	-	-	-*
Ratio femme/homme	+	+	+	+
Chômage hommes	+	+*	+*	+*
Ratio âge	-	-*	-*	-*
Rurale	-	+*	+*	+*
Catholique	-	-	-	-
Couple avec enfants	-	-*	-*	-*
Couple sans enfant	+	+*	+*	+*
Sans blâme	+	+*	+*	+*
Post loi	+	+*	+*	+*
TNL	?	-*	-*	-*
IPÉ	?	-*	-*	-*
NÉ	?	-*	-*	-*
NB	?	-*	-*	-*
QC	?	+	+	+
MAN	?	-*	-*	-*
SASK	?	-*	-*	-*
ALB	?	+	+	+
CB	?	-	-	-

* significatif a 5%

Résultats de la régression du taux de divorce (en fonction du taux de participation des femmes au travail) :

Les résultats pertinents sont présentés au tableau 10, et le tableau 11 résume les signes escomptés et obtenus.

Contrairement à nos attentes, les taux de participation des femmes au marché du travail, de la présente, de la dernière et de l'avant-dernière années, ont des coefficients non significatifs. Ces taux de participation n'influencent pas le taux de divorce. La variable « post loi » est positive et significative pour les régressions 1 et 3, et non significative dans la régression 2. Les variables « ratio femme/hommes », « catholique », QC, ALB et BC sont non significatives. Les résultats de toutes les autres variables demeurent les mêmes que pour la régression du taux de divorce en fonction du revenu des femmes : les coefficients changent en valeur, mais conservent le même signe.

Tableau 10. Estimation de l'équation du taux de divorce (en fonction du taux de participation des femmes au marché du travail).

<i>Variables explicatives</i>	<i>Régression 1</i>	<i>Régression 2</i>	<i>Régression 3</i>
Taux participation	0.042483 (0.78)		
L1.taux participation		0.069269 (1.16)	
L2.taux participation			0.035243 (0.53)
Ratio femme/homme	1.379545 (0.51)	0.871254 (0.32)	0.662609 (0.23)
Chômage hommes	0.075728 (2.11)*	0.084448 (2.22)*	0.123989 (2.8)*
Ratio âge	-6.45787 (-5.24)*	-6.12996 (-5.05)*	-5.49719 (-4.46)*
Rurale	0.151932 (3.75)*	0.155113 (3.75)*	0.150708 (3.37)*
Catholique	-0.10342 (-1.33)	-0.11801 (-1.49)	-0.136 (-1.65)
Couple avec enfants	-0.20595 (-3.72)*	-0.17792 (-3.10)*	-0.18093 (-2.9)*
Couple sans enfant	0.046112 (3.66)*	0.040786 (3.15)*	0.041698 (2.96)*
Sans blâme	2.088515 (6.80)*	2.058463 (6.69)*	2.285297 (7.15)*
Post loi	0.623174 (2.02)*	0.555331 (1.64)	0.785563 (1.97)*
TNL	-9.88199 (-7.34)*	-9.63643 (-6.74)*	-10.2861 (-6.43)*
IPÉ	-9.29806 (-4.78)*	-9.05122 (-4.59)*	-8.94747 (-4.26)*
NÉ	-4.61556 (-3.81)*	-4.54924 (-3.63)*	-4.91691 (-3.64)*
NB	-5.52756 (-2.84)*	-5.16183 (-2.60)*	-5.19625 (-2.49)*
QC	6.019543 (1.53)	7.004401 (1.76)	7.475301 (1.81)
MAN	-3.01098 (-4.00)*	-3.02083 (-3.99)*	-3.07726 (-3.85)*
SASK	-5.45826 (-5.48)*	-5.39648 (-5.32)*	-5.40418 (-4.96)*
ALB	0.605001 (0.67)	0.279167 (0.30)	0.301901 (0.32)
CB	-0.40539 (-0.32)	-0.67607 (-0.52)	-1.26024 (-0.91)
Constante	13.55196 (3.35)	12.29672 (2.85)	14.12975 (2.90)
R ² ajusté	0.8342	0.8372	0.8322

* Significatif à 5%

Statistique t entre parenthèses

Tableau 11. Signes escomptés et obtenus pour l'équation du taux de divorce (en fonction du taux de participation des femmes au marché du travail).

<i>Variables explicatives</i>	<i>Signes attendus</i>	<i>Signes obtenus</i>		
		<i>Régression 1</i>	<i>Régression 2</i>	<i>Régression 3</i>
Taux participation	+	+	+	+
Ratio femme/homme	+	+	+	+
Chômage hommes	+	+*	+*	+*
Ratio âge	-	-*	-*	-*
Rurale	-	+*	+*	+*
Catholique	-	-	-	-
Couple avec enfants	-	-*	-*	-*
Couple sans enfant	+	+*	+*	+*
Sans blâme	+	+*	+*	+*
Post loi	+	+*	+	+*
TNL	?	-*	-*	-*
IPÉ	?	-*	-*	-*
NÉ	?	-*	-*	-*
NB	?	-*	-*	-*
QC	?	+	+	+
MAN	?	-*	-*	-*
SASK	?	-*	-*	-*
ALB	?	+	+	+
CB	?	-	-	-

* significatif a 5%

- **4.2 Résultats des données d'enquête.**

Nous avons effectué quatre régressions dprobit⁵, dont les résultats apparaissent dans les tableaux 12.a et 12.b, alors que le tableau 13 résume les signes escomptés et obtenus.

Les régressions 1 et 2 estiment respectivement les équations (5) et (6), et les régressions 3 et 4 estiment l'équation (5) pour les femmes puis pour les hommes. Les régressions 5, 6 et 7, respectivement, estiment l'équation (6) pour les groupes d'âge 20-35 ans, 36-45 ans et 46-65 ans.

Dans la régression 1, tous les répondants, hommes et femmes, sont inclus sans distinction. Sept des quatorze variables explicatives sont significatives. Comme prévu, l'âge produit un coefficient positif. Plus le répondant est âgé, plus il risque d'avoir vécu un divorce au cours de sa vie. La variable « répondant cégépien » affiche un coefficient positif; ce répondant court donc plus de risque de divorcer que les autres répondants. Les variables « mère universitaire » et « mère cégépienne » possèdent un coefficient négatif. Un répondant dont la mère détient un diplôme d'un cégep ou d'une université subit une probabilité plus faible de divorcer. Par contre, on note que le niveau d'éducation du père n'a aucune influence sur la probabilité de divorce du répondant. La variable « parents divorcés » a un coefficient positif ; les répondants dont les parents sont séparés ou divorcés font face à une probabilité de divorce plus élevée, ce qui confirme nos hypothèses. « Importance mariage » a un coefficient positif. Plus le répondant estime le mariage nécessaire à son bonheur, moins il risque de divorcer ou de se séparer. Finalement, « catholique » donne un coefficient positif. Les répondants qui se disent catholiques divorcent moins. Toutes les autres variables sont non significatives.

⁵ Le modèle dprobit donne l'effet de la variation d'une unité de la variable indépendante (ici de 0 à 1) sur la probabilité que l'évènement se produise (ici que le répondant soit divorcé).

La deuxième régression inclut, en sus des variables déjà présentes dans la régression 1, une variable indiquant le sexe du répondant, « femme ». Les variables explicatives qui affichaient un coefficient significatif dans la régression précédente ont conservé le même signe mais possèdent des valeurs différentes, et toutes demeurent significatives. De plus, la variable « femme » présente un coefficient positif : à caractéristiques identiques, les femmes risquent plus de divorcer que les hommes.

La régression 3 n'inclut que les répondants de sexe féminin, alors que la régression 4 n'inclut que les répondants de sexe masculin. Sous la régression 3, les variables significatives sont « âge », « répondant sans éducation », « mère universitaire », « mère cégépienne », « parents divorcés », « importance mariage » et « catholique », alors qu'à la régression 4, ces variables sont plutôt « âge », « importance mariage » et « catholique ».

Les deux variables représentant le niveau d'éducation de la mère, ainsi que la variable « répondant sans éducation » ont des coefficients négatifs (régression 3). Si sa mère possède un diplôme d'un cégep ou d'une université, la répondante court moins de risques de divorcer. D'autre part, l'absence d'éducation de la répondante diminue également les risques de divorce. « Parents divorcés » présente un coefficient positif : une répondante dont les parents sont divorcés accuse une probabilité plus élevée d'être elle-même divorcée (régression 3), alors que l'état matrimonial des répondants de sexe masculin n'est pas influencé par l'état matrimonial de leurs parents (régression 4). Ces conclusions confirment les recherches de Keith et Finlay (1988). La variable « âge » produit un impact haussier sur la probabilité de divorce des femmes comme des hommes. En effet, la variable « âge » a un coefficient positif dans les régressions 3 et 4. « Importance mariage » et « catholique » ont respectivement des coefficients positifs et négatifs dans les deux régressions. Tous les répondants divorcent plus rarement lorsqu'ils accordent au mariage une importance pour leur bonheur; par ailleurs, les catholiques divorcent moins.

Tableau 12a : Résultats de la régression sur l'état civil du répondant (régression 1 à 4).

<i>Variables explicatives</i>	<i>Femmes et Hommes</i>		<i>Femmes</i>	<i>Hommes</i>
	<i>Régression 1</i>	<i>Régression 2</i>	<i>Régression 3</i>	<i>Régression 4</i>
Femme		0.242421 (5.64) *		
Âge	.0023406 (15.51) *	.002295 (15.28) *	.0022286 (10.53) *	.0024305 (11.52) *
Répondant universitaire	-.0043829 (-0.63)	-.0031187 (-0.45)	-.0004638 (-0.05)	-.0071992 (-0.76)
Répondant cégepien	.0136689 (2.19) *	.0140274 (2.25) *	.0129688 (1.49)	.015537 (1.75)
Répondant sans éducation	-.0129257 (-1.87)	-.0116852 (-1.69)	-.024482 (-2.54) *	.0043498 (0.44)
Mère universitaire	-.0260172 (-3.22) *	-.0264762 (-3.29) *	-.0349025 (-3.06) *	-.0154104 (-1.38)
Mère cégepienne	-.0157781 (-2.28) *	-.0173869 (-2.53) *	-.0287858 (-3.04) *	-.0033792 (-0.34)
Mère sans éducation	-.0005969 (-0.10)	-.0017869 (-0.31)	-.0120801 (-1.44)	.0093085 (1.19)
Père universitaire	-.0080703 (-0.98)	-.0080896 (-0.99)	-.0089668 (-0.76)	-.0065048 (-0.59)
Père cégepien	.0000698 (0.01)	-.0001459 (-0.02)	-.0059355 (-0.54)	.0061109 (0.57)
Père sans éducation	.00536 (0.86)	.0051046 (0.83)	.009942 (1.12)	-.000975 (-0.12)
Parents divorcés	.0147118 (2.26) *	.0129618 (2.00) *	.0221107 (2.44) *	-.0011229 (-0.12)
Importance mariage	.0600575 (29.85) *	.0597778 (29.83) *	.069329 (24.39) *	.0480275 (17.34) *
Religion	-.0144058 (-3.30) *	-.0147229 (-3.38) *	.0061451 (-2.71) *	-0.129138 (-2.16) *
Pseudo R ²	0.1083	0.1111	0.1127	0.1076

* Significatif à 5%

Statistique z entre parenthèses⁶

⁶ La statistique z est l'équivalent, pour une régression dprobit, de la statistique t pour une régression DMCO.

Les régressions 5, 6 et 7 indiquent que seules les variables « femme » et « importance mariage » sont significatives pour les trois groupes d'âge. Elles ont toutes deux des coefficients positifs. Tous les répondants pour qui le mariage ne constitue pas un important facteur de bonheur divorcent plus fréquemment. Remarquons également que seul le groupe des 20-35 ans réagit à son propre niveau d'éducation et à celui de sa mère. En effet, dans la régression 5, « répondant sans éducation » donne un coefficient positif significatif : les répondants qui n'ont aucune éducation sont plus souvent divorcés. Par contre, les variables « mère universitaire » et « mère cégepienne » ont toutes deux un coefficient négatif significatif. Les répondants dont la mère possède un diplôme d'un cégep ou d'une université divorcent moins. Les deux autres groupes d'âge ne présentent aucune variable d'éducation significative. La variable « religion » a, comme on s'y attendait, un coefficient négatif significatif dans les régressions 5 et 6, c'est-à-dire que les 20-45 ans divorcent moins lorsqu'ils se disent catholiques. Par contre, leur religion n'influence pas les 45-65 ans catholiques. Finalement, la variable « parents divorcés » a un coefficient positif significatif, comme prévu, uniquement dans la régression 7. Seuls les 45-65 ans divorcent plus lorsque leurs parents sont divorcés.

Tableau 12b : Résultats de la régression sur l'état civil du répondant (régressions 5 à 7).

	<i>Groupe 20-35 ans</i>	<i>Groupe 36-45 ans</i>	<i>Groupe 46-65 ans</i>
<i>Variables explicatives</i>	<i>Régression 5</i>	<i>Régression 6</i>	<i>Régression 7</i>
Femme	0.254664 (4.67) *	.0422145 (4.06) *	.0463506 (4.35) *
Répondant universitaire	-.0047393 (-0.52)	-.0282476 (-1.78)	-.0117693 (-0.70)
Répondant cégépien	.0127811 (1.59)	.0040938 (0.29)	.0149904 (0.97)
Répondant sans éducation	.0363572 (2.66) *	.0318952 (1.51)	.0180766 (1.03)
Mère universitaire	-.0192163 (-2.38) *	.0008612 (0.04)	-.0207926 (-0.83)
Mère cégépienne	-.016724 (-2.39) *	.0141978 (0.83)	-.0197461 (-1.00)
Mère sans éducation	.0073181 (1.03)	-.0108719 (-0.83)	-.0104477 (-0.71)
Père universitaire	.0119863 (1.26)	-.0292292 (-1.57)	-.0105489 (-0.47)
Père cégépien	.0097924 (1.10)	-.0022914 (-0.13)	.0136664 (0.63)
Père sans éducation	.0121871 (1.55)	-.0005792 (-0.04)	-.0104527 (-0.67)
Parents divorcés	.007218 (1.15)	.0137003 (0.94)	.0561302 (2.78) *
Importance mariage	.0196809 (7.60) *	.0653196 (13.43) *	.10579 (21.79) *
Religion	-.0184716 (-3.40) *	.010382 (-2.88) *	-.0112214 (-1.02)
Pseudo R ²	0.0698	0.0753	0.1176

* Significatif à 5%
Statistique z entre parenthèses

Tableau 13. Signes escomptés et obtenus pour l'équation sur l'état civil du répondant.

<i>Variables</i>	<i>Signes attendus</i>	<i>Signes obtenus</i>						
		<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>	<i>6</i>	<i>7</i>
Femme	?		+*			+*	+*	+*
Âge	+	+*	+*	+*	+*			
Répondant universitaire	?	-	-	-	-	-	-	-
Répondant cégepien	?	+*	+*	+	+	+	+	+
Répondant sans éducation	?	-	-	-*	+	+*	+	+
Mère universitaire	?	-*	-*	-*	-	-*	+	-
Mère cégepienne	?	-*	-*	-*	-	-*	+	-
Mère sans éducation	?	-	-	-	-	+	-	-
Père universitaire	?	-	-	-	-	+	-	-
Père cégepien	?	+	-	-	+	+	-	+
Père sans éducation	?	+	+	+	-	+	-	-
Parents divorcés	+	+*	+*	+*	-	+	+	+*
Importance mariage	+	+*	+*	+*	+*	+*	+*	+*
Religion	-	-*	-*	-*	-*	-*	-*	-

*significatif à 5%

Conclusion

L'étude effectuée vise à déterminer les liens existant entre le taux de divorce et le revenu des femmes d'une part, et, d'autre part, le taux de divorce et le taux de participation des femmes au marché du travail. Becker et al. (1977) affirment que l'augmentation du revenu des femmes contribue à l'augmentation du taux de divorce, mais aussi que, en retour, l'augmentation de ce dernier participe à l'accroissement du revenu des femmes.

En effet, la hausse de leur revenu accorde aux femmes plus d'indépendance financière, ce qui leur permet, le cas échéant, de divorcer sans crainte économique. En outre, l'augmentation du revenu des femmes (souvent obtenu par l'accroissement des heures de travail) diminue le temps consacré à la maison, et estompe ainsi la spécialisation traditionnelle des tâches dans le couple (l'homme travaille à l'extérieur du foyer, et la femme s'occupe des enfants et du foyer). Cette baisse de la spécialisation, selon Becker (1973), amoindrit le gain du mariage, et augmente la probabilité de divorce.

La hausse du taux de divorce, elle, envoie un message aux femmes mariées, qui augmenteront leur revenu (via leur participation au marché du travail) afin de se protéger financièrement si survient le divorce.

Les données utilisées constituent des données de pooling canadiennes, échelonnées sur une période de 24 années (de 1980 à 2003). Le cas du Canada offre un cadre d'analyse intéressant car le taux de divorce canadien ne se comporte pas comme le taux de divorce des autres pays occidentaux. En effet, alors que ceux-ci assistent à une hausse depuis plusieurs années, le taux de divorce canadien reste constant, et diminue même dans plusieurs provinces (voir le graphique 1). Par contre, comme dans les autres pays occidentaux, le revenu des femmes et leur taux de participation au marché du travail affichent une hausse (voir les graphiques 2 et 3).

Les résultats des différentes régressions estimées par doubles moindres carrées ordinaires confirment que le Canada ne se comporte pas comme les autres pays occidentaux. En effet, les données canadiennes nous indiquent que le revenu des femmes n'affecte le taux de divorce que si on utilise comme variable le revenu des femmes de l'avant-dernière année. Dans ce cas, l'augmentation du revenu des femmes diminue le taux de divorce, ce qui va à l'encontre de tous les résultats des études antérieures. Par contre, l'augmentation de la participation des femmes au marché du travail n'affecte pas le taux de divorce. Nous obtenons également que l'augmentation du taux de divorce de la dernière ou de l'avant-dernière année accroît le revenu des femmes de l'année choisie, et que leur participation au marché du travail croît lorsque le taux de divorce de la présente, dernière ou avant-dernière année augmente. Ces résultats sont homologues à ceux des études antérieures. La plupart des résultats des autres variables explicatives correspondent à nos attentes.

Nous avons également utilisé les données de l'enquête rétrospective sur la famille de 2001 pour analyser l'effet de certaines variables familiales et sociales sur l'état civil du répondant. Nous avons effectué sept régressions. La première inclut tous les répondants. La seconde ajoute une variable indiquant le sexe du répondant. La troisième et la quatrième régression analysent séparément les femmes et les hommes, successivement. Finalement, les trois dernières régressions ciblent respectivement trois groupes d'âge : 20-35 ans, 36-45 ans et 46-65 ans. Les seules variables significatives dans les quatre premières régressions sont l'âge et l'importance pour le bonheur du répondant d'être marié. Les régressions respectives des femmes et des hommes nous indiquent que les uns et les autres ne réagissent pas aux mêmes variables. Ainsi, les femmes réagissent plus significativement aux variables explicatives choisies, notamment à leur propre niveau d'éducation et celui de leur mère, ainsi qu'au divorce antérieur de leurs parents. Nous constatons également que les différents groupes d'âge ne réagissent pas, non plus, aux mêmes variables. En effet, seul le groupe des 20-35 ans

est sensible à son propre niveau d'éducation et à celui de sa mère. Par contre, seul le groupe des 46-65 ans est sensible au divorce de ses parents.

L'intérêt soulevé par les résultats de la présente étude tient du comportement exceptionnel des taux de divorce canadiens eu égard à l'ensemble des pays occidentaux. Par ailleurs, bien qu'ils s'expliquent en termes économiques, ces taux canadiens résultent probablement autant de canons sociologiques, moraux ou autres. Les perspectives de recherche en la matière se font donc abondantes et diverses.

BIBLIOGRAPHIE:

- Becker, G.S. (1973) « A Theory of Marriage: Part I. » *Journal of Political Economy*, 81, 813-846;
- Becker, G.S., E.M. Landes et R.T. Michael (1977) « An Economic Analysis of Marital Instability. » *Journal of Political Economy*, 85, 1141-1187;
- Hoffman, S.D. et G.J. Duncan (1995) « The Effect of Incomes, Wages, and AFDC Benefits on Marital Disruption. » *Journal of human resources*, 30, 19-41;
- Johnson, W.R. et J. Skinner (1986) « Labour Supply and Marital Separation. » *American Economic Review*, 76, 455-469;
- Keith, V.M. et B. Finlay (1988) « The Impact of Parental Divorce on Children's Educational Attainment, Marital Timing, and Likelihood of Divorce. » *Journal of Marriage and the Family*, 50, 797-809;
- Lyngstad, T.H. (2004) « The Impact of Parents' and Spouses' Education on Divorce Rates in Norway. » *Demographic Research*, 10, 122-140;
- Phillips, B. et W. Griffiths (2004) «Female Earnings and Divorce Rates: Some Australian Evidence. » *The Australian Economic Review*, 37(2), 139-152;
- Ressler, R.W. et M.S. Waters (2000), « Female Earnings and the Divorce Rate: A Simultaneous Equations Model. » *Applied Economics*, 32, 1889-1898;
- Sanders, W. (1985) « Women, Work and Divorce. » *American Economic Review*, 75, 519-523;

Tableau 14: Source des données.

VARIABLE	PROVENANCE
Données de pooling	
Taux de divorce	Statistique Canada, n°84F0213XPB au catalogue ;
Revenu des femmes	CANSIM ; tableau 202-0101 : Répartition des gains, selon le sexe, dollars constants 2003, données annuelles ;
Taux de participation des femmes	CANSIM ; tableau 282-0002 : Enquête sur la population active (EPA), estimations selon le sexe et le groupe d'âge détaillé, données annuelles (Personnes sauf indication contraire) ;
Ratio femme/homme	Revenu moyen femmes divisé par revenu moyen hommes, obtenus par CANSIM ; tableau 202-0101 : Répartition des gains, selon le sexe, dollars constants 2003, données annuelles ;
Chômage des hommes	Tableau 282-0008 : Enquête sur la population active (EPA), estimations selon le Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN), le sexe et le groupe d'âge, données annuelles (Personnes sauf indication contraire) ;
Chômage des femmes	Tableau 282-0008 : Enquête sur la population active (EPA), estimations selon le Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN), le sexe et le groupe d'âge, données annuelles (Personnes sauf indication contraire) ;
Naissances	Naissances totales divisées par nombre de femmes âgées de 15 à 44 ans. (respectivement CANSIM ; Tableau 051-0013 : Naissances selon le sexe, Canada, provinces et territoires, données annuelles (Personnes) et CANSIM ; Tableau 051-0001 : Estimations de la population, selon le groupe d'âge et le sexe, Canada, provinces et territoires, données annuelles (Personnes sauf indication contraire)) ;
Couples avec enfants	Couples mariés avec tous les enfants de moins de 6 ans divisé par le nombre total de couple actuellement mariés. Distribution uniforme entre les recensements de 1981, 1986, 1991, 1996 et 2001. Statistique Canada n°95F0316XCB2001004 au catalogue ;
Couples sans enfants	Couples mariés avec aucun enfant divisé par le nombre total de couple actuellement mariés. Distribution uniforme entre les recensements de 1981, 1986, 1991, 1996 et 2001. Statistique Canada n°95F0316XCB2001004 au catalogue ;
Education	Femmes de 15 ans et plus diplômées universitaires divisé par population totale de femmes de 15 ans et plus. (respectivement distribution uniforme entre les recensements de 1976, 1981, 1986, 1991, 1996 et 2001. Statistique Canada, n°97F0017XCB2001006 au catalogue, et CANSIM ; tableau 051-0001 : Estimations de la population, selon le groupe d'âge et le sexe, Canada, provinces et territoires, données annuelles (Personnes sauf indication contraire)) ;
Urbain	Population urbaine divisée par population totale. (respectivement distribution uniforme entre les recensements de 1981, 1986, 1991, 1996 et

	2001. Statistique Canada, n° 96F0030XIE2001001 au catalogue, et CANSIM ; tableau 051-0001 : Estimations de la population, selon le groupe d'âge et le sexe, Canada, provinces et territoires, données annuelles (Personnes sauf indication contraire) ;
Rurale	Population urbaine divisée par population totale. (respectivement distribution uniforme entre les recensements de 1981, 1986, 1991, 1996 et 2001. Statistique Canada, n° 96F0030XIE2001001 au catalogue, et CANSIM ; tableau 051-0001 : Estimations de la population, selon le groupe d'âge et le sexe, Canada, provinces et territoires, données annuelles (Personnes sauf indication contraire) ;
Ratio âge	Population âgée de 55 à 64 ans divisée par population âgée de 18 à 24 ans. CANSIM ; Tableau 051-0001 : Estimations de la population, selon le groupe d'âge et le sexe, Canada, provinces et territoires, données annuelles (Personnes sauf indication contraire) ;
Catholique	Nombre de catholiques divisé par population totale. Respectivement Distribution uniforme entre les recensements de 1981, 1991 et 2001. Statistique Canada, n°97F0022XCB2001002 au catalogue, et CANSIM ; tableau 051-0001 : Estimations de la population, selon le groupe d'âge et le sexe, Canada, provinces et territoires, données annuelles (Personnes sauf indication contraire) ;
Données d'enquête	
Enquête sociale générale, cycle 15, enquête rétrospective sur la famille (2001).	