

L'utilisation de la garde non parentale dans la province de Québec au Canada : l'effet de la politique familiale de 1997

MURPHY Maxime
LARDOUX Solène

Depuis le milieu du XX^e siècle, la société canadienne a connu des transformations majeures, notamment la forte croissance du taux de participation des femmes sur le marché du travail. Entre 1976 et 2009, le pourcentage des femmes qui vivaient avec des enfants de moins de 16 ans occupant un emploi est passé de 39,1 % à 72,9 % respectivement (Statistique Canada 2010). En 1997, au Québec, province canadienne majoritairement francophone, le gouvernement provincial a lancé une politique familiale unique dont la priorité était la conciliation famille-travail, avec notamment la mise en place d'un programme universel de services de garde à contribution réduite.

Notre étude vise à mieux comprendre les déterminants de l'utilisation des services de garde non parentale, c'est-à-dire la garde des enfants d'âge préscolaire par des personnes autres que des parents, que ce soit dans des garderies ou en milieu familial. Nous posons les questions de recherche suivantes : dans quelle mesure la nouvelle politique familiale québécoise de 1997 a-t-elle affecté les caractéristiques associées à l'utilisation de la garde non parentale ? La politique a-t-elle eu des effets différentiels sur certaines catégories d'enfants ?

À notre connaissance, aucune étude n'a modélisé l'effet du changement de la politique familiale dans la province de Québec au Canada, sur l'utilisation de la garde non parentale. Nous utilisons les données d'une enquête longitudinale canadienne, l'ELNEJ (Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes) et comparons la province de Québec à l'ensemble des autres provinces canadiennes où il n'y a pas eu de mesure familiale comme au Québec pour la période d'intérêt.

Nous présentons tout d'abord une revue de la littérature concernant les déterminants théoriques potentiels de l'utilisation des services de garde préscolaires, puis les données, la méthodologie d'analyse ainsi que des limites de l'étude. Nous exposons les résultats descriptifs, puis nous comparons les résultats issus de modèles multivariés contrastant le Québec et les autres provinces du Canada, et terminons par une brève discussion.

Revue de littérature

Depuis les années 1970, au Canada comme dans la plupart des pays industrialisés, la demande pour la garde non parentale (dans des garderies, crèches, service de garde) s'est accrue en lien avec la croissance de la participation des femmes sur le marché du travail. La littérature sur le sujet montre que les caractéristiques expliquant son utilisation, quoique liées intrinsèquement au travail, sont nombreuses et leurs relations complexes (Pungello et Kurtz-Costes 1999).

La situation démographique du Québec, notamment sa faible fécondité fait partie des préoccupations explicites des instances gouvernementales de la province canadienne. En 1988-1989, l'allocation à la naissance et l'allocation pour jeunes enfants sont mises en œuvre. La première mieux connue sous son sobriquet « bébé bonus » se module en fonction du rang de naissance ; le montant accordé pour les deux premiers enfants est de 500 \$ et de 3 000 \$ pour chaque enfant supplémentaire. L'allocation pour jeunes enfants, une variante améliorée d'une mesure antécédente, sert soit à subventionner les frais de garde encourus par les parents en emploi, soit à rémunérer le travail du parent au foyer. Cette politique vise à encourager les *familles nombreuses*, elle est universelle et prend en considération le type d'*économie ménagère* des familles, dans un contexte social en pleine transformation. L'idée de la mise en place des services de garderie à contribution réduite (coût de 5 \$ par jour pour les enfants de 0 à 4 ans révolus) fait son apparition en réponse à plusieurs rapports déposés par le gouvernement.

Entre 1997 et 2003 une aide indirecte aux familles est mise en place avec le développement du système de garderies et le soutien financier et fiscal aux familles est considérablement réduit. L'allocation unifiée pour enfant favorise davantage les familles à faible revenu. La ligne directrice est axée sur des objectifs économiques et d'équité sociale, inspirée du modèle européen nordique, notamment à travers la conciliation travail-famille et la réduction des disparités entre les revenus des familles. En 2000-2001 cinq ans après la mise en place de cette mesure familiale, 133 000 places subventionnées étaient disponibles aux 382 000 enfants de 0 à 4 ans révolus.

Déterminants de la garde non parentale

La situation d'emploi de la mère au travail est associée de manière positive à l'utilisation de la garde non parentale (West *et al.*, 1993 ; Guillot 1996). Toutefois, la situation d'emploi du moment plutôt que celle durant la grossesse (Singer *et al.*, 1999) est une caractéristique dont le rôle est ambigu, car le travail peut prédire l'utilisation des services de garde ; à l'inverse, l'utilisation des services de garde peut favoriser l'accès au marché du travail. Un deuxième facteur est l'offre des services de garderie, généralement plus développée dans les centres urbains. Plusieurs études montrent que l'utilisation est liée à l'offre de service près du lieu de résidence évalué en fonction de l'emplacement régional et du lieu de résidence urbain ou rural (Culkin *et al.*, 1991 ; Kisker *et al.*, 1991 ; Hillenweck 1999 ; Gerhard 2002 ; Gingras 2012). Cependant, les données restent approximatives puisque les services de garde non accrédités ne sont pas répertoriés.

L'utilisation des services de garde peut dépendre du coût d'accès en comparaison au revenu des familles (Culkin *et al.*, 1991 ; Galinsky *et al.*, 1994). Des études confirment que l'utilisation des services de garde

est associée à un meilleur revenu (Guillot 1996 ; Périvier 2006). De plus, la garde parentale est fortement positivement liée à l'emploi de la mère, lequel influence positivement le revenu (Guillot 1996 ; Blau et Robins 1988 ; Connelly 1992 ; Merkle 1993). Mais une aide gouvernementale qui favorise l'utilisation des services par les familles à moyen et faible revenu (Blau et Robins, 1988 ; Connelly et Kimmel, 2003) réduit les frais directs encourus par les familles. De plus, le revenu familial peut s'accroître grâce à l'utilisation des services de garde permettant aux parents de maintenir leur horaire de travail et d'augmenter éventuellement le nombre d'heures de travail potentiel (Clavet et Duclos 2012). Cependant, il arrive que l'un des parents doive adopter un horaire atypique, irrégulier ou à temps partiel (Presser 1986 ; Connelly et Kimmel 2003 ; Folk et Beller 1993) ; une étude de Lapierre-Adamcyk, Marcil-Gratton et Le Bourdais (2006) démontre que dans la majorité des cas, ce sont les mères qui ajustent leur horaire selon les besoins familiaux.

Dans la majorité des cas, les parents monoparentaux en emploi n'ont d'autre alternative que d'utiliser la garde non parentale (NICHD 1995 ; Singer 1998 ; Cleveland *et al.*, 2008). Les familles monoparentales à un seul revenu sont en général désavantagées financièrement et plus sensibles aux coûts des services de garde que les familles biparentales, lesquelles ont en majorité deux revenus (Marshall 2011). Mais en jargon économique, nous pouvons dire que la demande pour les services de garde serait inélastique pour les familles monoparentales même si leurs coûts relatifs (coûts des services par rapport au revenu familial) sont généralement plus importants que pour les familles biparentales.

Un nombre plus élevé d'enfants dépendants dans le ménage serait associé à une plus forte utilisation de la garde non parentale (Leibowitz *et al.*, 1988 ; NICHD 1995) ; en particulier à partir du troisième enfant (Fagan et Rubery, 1999). Les bénéfices relatifs d'occuper un emploi pouvant être moindres par rapport aux coûts associés à la garde parentale (Ekert-Jaffé *et al.*, 2002), le coût des services de garde peut être soustrait du salaire potentiel de la mère (Cleveland *et al.*, 2008) et selon Phipps et Burton (1998) les mères pourraient travailler pour un faible salaire lorsque les services de garde sont gratuits ou à faible coût. Un niveau scolaire plus élevé atteint par les parents, en particulier celui de la mère, augmente la propension à l'utilisation de la garde non parentale (West *et al.*, 1993 ; Singer *et al.*, 1999 ; Cleveland *et al.*, 2008). L'éducation est associée à la nature des emplois et au revenu, à travers son influence sur les valeurs, les connaissances, les expériences et les aspirations des parents dans l'éducation de leurs enfants.

L'âge des enfants est fortement associé à l'utilisation de la garde non parentale (Huston *et al.*, 2002 ; Connor et Brink 1999), en particulier après que les congés de maternité et paternité soient écoulés. Notons aussi que les services de garde non parentaux pour les enfants d'âge pré-scolaire natifs ou immigrants, représentent les nouveaux lieux de socialisation publics pendant l'enfance (Lavallé et Marquis 1999 ; Larose *et al.*, 2002).

Une étude canadienne représentative

À notre connaissance, l'étude de Cleveland, Forer, Hyatt, Japel et Krashinsky (2008) est la seule qui analyse les déterminants de l'utilisation de la garde parentale au Canada, en 1988. À partir des données de l'Enquête nationale sur les services de garde de 1988, ces auteurs étudient les déterminants de la garde parentale. Sous contrôle de plusieurs variables comme l'âge de l'enfant, le statut d'immigrant et

certaines caractéristiques socioéconomiques, ils trouvent que la monoparentalité diminue la propension à l'utilisation de la garde parentale ; un âge plus élevé du plus jeune enfant est associé à une baisse de l'utilisation de la garde parentale ; le nombre d'enfants entre 0 et 5 ans aurait pour effet d'augmenter la propension à utiliser la garde parentale. La propension à utiliser la garde parentale augmente plus fortement pour les mères qui ont un horaire de travail de soir ou de nuit que pour celles qui ont un horaire variable ou sont aux études. De plus, la garde parentale augmente lorsque la mère travaille à la maison ou est en congé de maternité. Précisons que la modélisation n'inclut pas de variable de niveau d'éducation des parents, comme elle est fortement corrélée au revenu ; son omission introduit probablement un biais dans le coefficient des variables concernant le salaire.

Hypothèses de recherche

Toutes choses étant égales par ailleurs, nous supposons qu'au Québec la politique familiale de mise à disposition des services de garde à contribution réduite (5 \$ par jour) a un effet plus important pour les enfants en familles biparentales que pour les enfants en familles monoparentales ; deuxièmement, l'effet de la mise en place de cette politique est supérieur pour les enfants dont aucun des parents ne possède un diplôme d'études supérieures comparativement à celles dont au moins un des parents possède un tel diplôme ; troisièmement, que la politique familiale instaurée en 1997 a un effet plus prononcé pour les enfants dont la mère a un horaire de soir ou de nuit, variable, ou qui est aux études comparativement à ceux dont la mère a un horaire de jour ; enfin quatrièmement, que cette politique a un effet plus important pour les enfants vivants dans une fratrie de trois enfants et plus comparativement aux enfants dans une fratrie d'un ou deux enfants.

Données et méthodologie

Au Canada, seule l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) incorpore des données sur l'utilisation des services de garde et couvre la période historique de mise en œuvre des places à contribution réduite. Les données ont été collectées depuis 1994-95, tous les deux ans à partir d'échantillons longitudinaux et transversaux représentatifs d'enfants canadiens. L'unité d'analyse est l'enfant, et l'enquête est représentative des jeunes de 0-11 ans vivant au Canada, et les populations des territoires nordiques et celles vivant dans les institutions et dans les camps de l'armée sont exclues (Statistique Canada, 2010). L'échantillon d'intérêt regroupe les enfants dont les deux parents sont employés ou aux études ainsi que les enfants de famille monoparentale dont le parent est aussi aux études ou en emploi.

Sur le plan méthodologique, nous distinguons les effets de la politique, à partir de deux modèles comparables. Le premier se restreint à la sous-population de la province du Québec tandis que le deuxième est circonscrit à la sous-population du reste du Canada (RDC). Nous faisons l'hypothèse que si le Québec n'avait pas connu de changement au niveau de la politique familiale, alors l'utilisation de la garde non parentale au Québec et dans le reste du Canada aurait eu une évolution similaire entre 1994 et 2001. La politique a été implantée au Québec et aucune autre province n'a adopté une mesure similaire pendant la période d'intérêt. Ainsi, l'étude d'un échantillon de la population québécoise nous permet de tester l'effet de la politique familiale (groupe expérimental) en comparaison avec le reste du Canada

(groupe contrôle). Dès lors, cette conjoncture particulière représente une expérience naturelle comme le soulignent Lefebvre et Merrigan (2008).

L'échantillon transversal aux deux périodes considérées, 1994-95 et 2000-01, est constitué de 1 060 et 1 684 enfants respectivement pour le Québec, et de 5 131 et 8 513 enfants pour le reste du Canada. Chaque observation est pondérée selon le facteur associé à l'échantillonnage complexe fourni par l'enquête et est soumise à la méthode de réplification *Bootstrap*. Nous estimons l'association entre l'utilisation de la garde non parentale et les quatre variables indépendantes retenues en utilisant un modèle de régression logistique et en contrôlant pour certains déterminants théoriques essentiels dans l'utilisation de la garde non parentale. Des variables d'interaction entre la variable *période* et les autres variables d'intérêt nous permettent de capter l'effet différentiel d'une aide financière directe (période 1994-1995) par rapport à une aide financière indirecte, à travers les places à contributions réduites (période 2000-2001).

Dans cette étude, nous interprétons les estimations des interactions sous forme de rapport de cote. Par conséquent, l'effet d'interaction entre deux variables (x_1 et x_2) représente, en terme multiplicatif, par combien l'effet de x_1 change pour une unité de changement dans x_2 .

Avant d'expliquer l'interaction, un rappel sur la terminologie est nécessaire. La *cote* représente la probabilité qu'un évènement se produise sur la probabilité qu'il ne se produise pas. Le *rapport de cote* indique par quel facteur se module la cote de référence selon la catégorie d'intérêt. Dans la *table 2* de notre modèle, la référence (« baseline odds ») représente la *cote* de référence (lorsque toutes les variables sont contraintes à 0) et les autres estimations sont des *rapports de cote*.

L'interaction de la variable *type de famille***période* indique comment s'est modulé la cote de chaque catégorie de la variable *type de famille* en passant d'une catégorie à l'autre de la variable *période*. Le calcul provient de quatre éléments : la cote des monoparentaux en 2000-01, la cote des monoparentaux en 1994-95, la cote des biparentaux en 2000-01 et la cote des biparentaux en 1994-95.

$$0,5 = \frac{\left(\frac{\text{Cote_monoparentaux_2000} - 01}{\text{Cote_monoparentaux_1994} - 95} \right)}{\left(\frac{\text{Cote_biparentaux_2000} - 2001}{\text{Cote_biparentaux_1994} - 95} \right)}$$

Cet exemple montre que l'interaction nous informe de l'effet multiplicatif de la variable *période* sur les catégories de la variable *type de famille*. Si l'effet était significatif, nous pourrions affirmer que l'effet de la période (de la politique) a réduit l'effet de la monoparentalité de 50 %.

Pour plus de détail sur l'interprétation de l'interaction dans un modèle non linéaire, nous suggérons les articles de Maarten L. Buis (2010) et de Ai et Norton (2003).

Modèle de régression

Le cadre théorique de l'utilisation de la garde non parentale est fort complexe. Notre modèle résulte d'une réflexion ayant tenté d'allier la théorie, les limites imposées par les données, les exigences

méthodologiques liées à notre questionnement tout en tentant de garder le modèle le plus parcimonieux possible.

Notre variable dépendante est issue des réponses à la question suivante : « *Avez-vous actuellement recours à une garderie ou à un service de garde pendant que vous (et votre conjoint(e)/partenaire) êtes au travail ou aux études ?* ». Cette variable indique si l'enfant utilise la garde non parentale selon une modalité dichotomique.

Nous étudions le rôle de quatre variables indépendantes. La première est une variable catégorielle à quatre facteurs désignant le type d'horaire habituel de la mère (un quart de jour, un quart de soir ou de nuit, un horaire variable ou un horaire aux études) ; la catégorie de référence correspond aux mères ayant un horaire de jour. La deuxième décrit la fratrie totale, variable continue que nous avons recodée en variable dichotomique. Elle indique si le ménage contient trois enfants et plus (considéré par définition comme une famille nombreuse) et la catégorie de référence représente les familles de deux enfants et moins. La troisième variable indépendante est le plus haut niveau d'éducation atteint par les parents dont chaque catégorie combine le niveau de la mère et du père (aucun parent n'a atteint un diplôme d'études supérieures, bac, maîtrise, doctorat ou diplôme de médecine – catégorie de référence ; le père seulement possède un diplôme d'études supérieures ; la mère seulement possède un diplôme d'études supérieures ; les deux parents diplômés du supérieur). Enfin, la quatrième variable indépendante est dichotomique et représente le type de structure familial (monoparental ou biparental) de l'enfant ; la catégorie de référence regroupe les enfants en famille biparentale.

Nous contrôlons pour plusieurs variables, elles sont toutes sous forme catégorielle et la valeur 0 dans le modèle indique la catégorie de référence.

Résultats

Dans un premier temps nous décrivons l'échantillon des enfants au Québec et du reste du Canada. Dans un deuxième temps, nous interprétons les résultats des modèles multivariés selon les périodes. En particulier, notre objectif est de déterminer si d'une période à l'autre, les cotes d'utilisation de la garde non parentale des variables indépendantes retenues diffèrent significativement.

Résultats descriptifs

Les relations bivariées qui suivent montrent les taux d'utilisation de la garde non parentale.

$$Tx. \text{ utilisation de la garde non parentale } x_i = \frac{\text{Enfants utilisant la garde non parentale } x_i}{\text{Total enfants } x_i}$$

où x représente la variable d'intérêt et i la catégorie de la variable d'intérêt.

Pour alléger le texte, nous ne spécifions pas à chacun des commentaires que l'unité d'analyse est l'enfant et que les caractéristiques d'intérêt s'y rapportent.

Tableau 1. Caractéristiques de l'échantillon selon les variables clés à l'étude, répartition en pourcentage pour chaque variable, à chaque période et selon la région

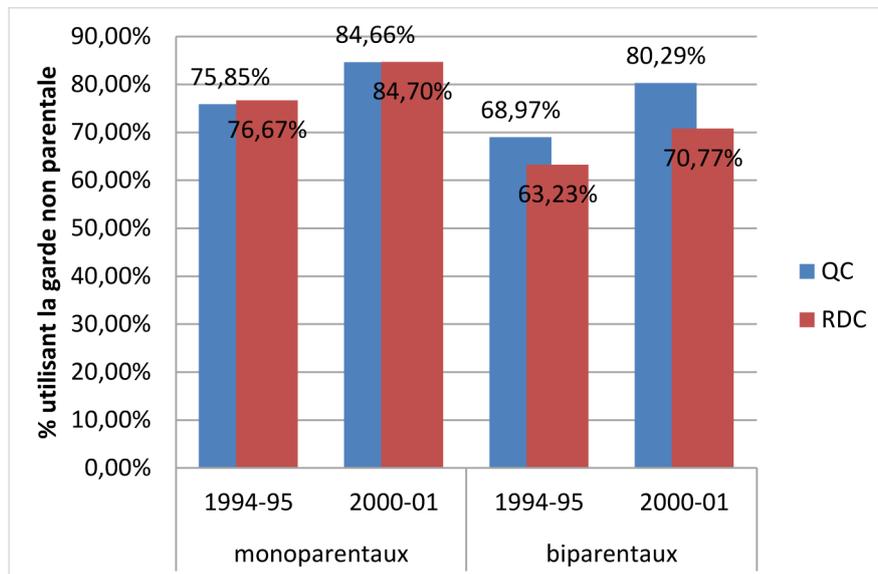
| | | Québec | | Reste du Canada (RDC) | |
|---------------------------|-----------------------------------|---------------|---------------|-----------------------|---------------|
| | | 1994-1995 (%) | 2000-2001 (%) | 1994-1995 (%) | 2000-2001 (%) |
| Type d'horaire de la mère | Horaire jour | 74.35 | 75.75 | 65.90 | 68.80 |
| | Horaire soir/nuit | 7.56 | 8.69 | 8.23 | 9.74 |
| | Horaires variables | 12.42 | 12.56 | 19.98 | 18.64 |
| | Aux études | 5.67 | 3.00 | 5.90 | 2.82 |
| | Total % | 100 | 100 | 100 | 100 |
| # enfants | Ménage 2 enfants et moins | 81.13 | 82.34 | 75.81 | 78.11 |
| | Ménage 3 enfants et plus | 18.87 | 17.66 | 24.19 | 21.89 |
| | Total % | 100 | 100 | 100 | 100 |
| Éducation des parents | Aucun parent éducation supérieure | 69.10 | 63.46 | 69.12 | 66.89 |
| | Père éducation supérieure | 7.66 | 6.91 | 9.59 | 7.39 |
| | Mère éducation supérieure | 8.65 | 13.01 | 9.72 | 10.83 |
| | Deux parents éducation supérieure | 14.59 | 16.61 | 11.58 | 14.89 |
| | Total % | 100 | 100 | 100 | 100 |
| Structure familiale | Famille biparentale | 90.26 | 87.96 | 85.54 | 84.79 |
| | Famille monoparentale | 9.74 | 12.04 | 14.46 | 15.21 |
| | Total % | 100 | 100 | 100 | 100 |

Source : Enquête longitudinale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) ; cycle 1 (1994-1995), cycle 4 (2000-2001)

Utilisation de la garde non parentale en 1994-95 et 2000-2001 selon la structure familiale et la région

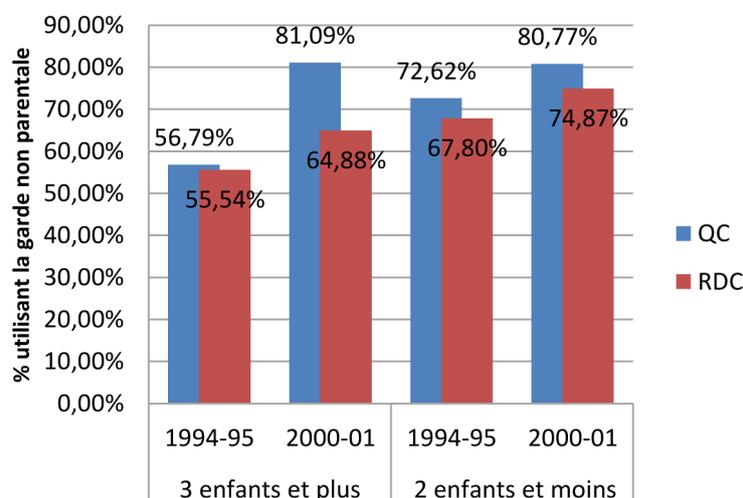
Afin d'examiner comment l'utilisation de la garde non parentale a évolué selon la structure familiale, nous présentons dans le *graphique 1* les taux d'utilisation pour les enfants des familles monoparentales et biparentales pour les deux périodes et selon la région du Québec et du RDC.

Au Québec en 2000-01, les taux d'utilisation des enfants dans les familles biparentales ont dépassé le niveau de 1994-1995 et s'approchent du niveau des familles monoparentales de 2000-2001 accentuant la similarité entre l'utilisation de la garde non parentale pour les enfants des familles monoparentales et biparentales ($p = .333$). Seules le cas des enfants en familles biparentales du Québec se démarque par l'évolution diachronique ($p = .048$) avec une croissance relative d'environ 16 % alors que celui des familles monoparentales n'affiche pas de croissances différentielles entre le Québec et le RDC ($p = .933$). Sommairement, au RDC la distinction selon la structure familiale demeure, tandis qu'au Québec les taux d'utilisation des enfants dans les deux types de familles sont statistiquement équivalents en 2000-2001.

Graphique 1. Utilisation de la garde non parentale selon la structure familiale, la région et la période

Utilisation de la garde non parentale en 1994-95 et 2000-2001 selon le nombre d'enfants dans le ménage

D'après le *graphique 2*, nous constatons que dans le RDC les enfants des familles nombreuses (avec 3 enfants et plus) sont moins en garderie, et ce, pour les deux périodes (1994-95 $p = .000$ et 2000-01 $p = .000$). Nous remarquons aussi la même différence pour le Québec en 1994-1995 ($p = .019$), mais en 2000-01, les taux d'utilisation sont statistiquement équivalents pour les enfants dans les familles nombreuses (3 enfants et plus) et les familles de deux enfants et moins ($p = .929$). L'évolution diachronique selon la fratrie montre une différence significative au Québec ($p = .059$), alors qu'elle ne l'est pas dans le RDC ($p = .582$). Au Québec entre 1994-1995 et 2000-2001, l'utilisation de la garde non parentale croît pour les enfants en familles nombreuses et dépasse même le niveau des familles québécoises

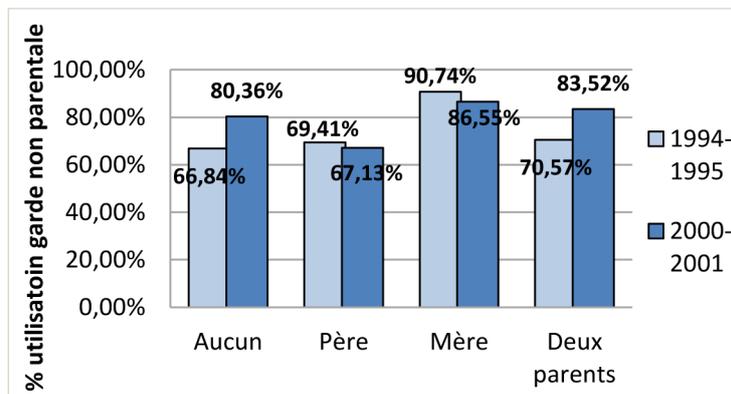
Graphique 2. Utilisation de la garde non parentale pour les enfants selon la fratrie, la région (RDC/QC) et la période

de deux enfants et moins en 2000-2001. En résumé, alors que la distinction entre les enfants en famille nombreuse ou non perdue dans le RDC en 2000-2001, le taux d'utilisation de la garde parentale pour le Québec ne semble plus conditionné par la taille de la famille telle que nous la catégorisons.

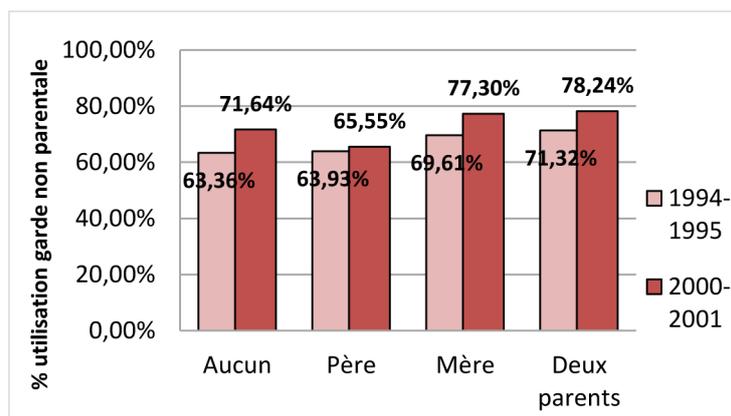
Utilisation de la garde non parentale en 1994-95 et 2000-2001 selon l'éducation des parents

Nous séparons nos représentations graphiques de l'éducation des parents selon la région. Pour la présente analyse, l'éducation des parents se distingue en quatre catégories : aucun parent ne détient de diplôme d'études supérieures (Bac, Maîtrise, Doctorat et Médecine), le père exclusivement détient un tel diplôme, seule la mère a atteint ce même niveau ou les deux parents possèdent un diplôme d'études supérieures.

Graphique 3.1. Utilisation de la garde non-parentale pour les enfants du Québec selon l'éducation des parents et la période



Graphique 3.2. Utilisation de la garde non-parentale pour les enfants du RDC selon l'éducation des parents et la période



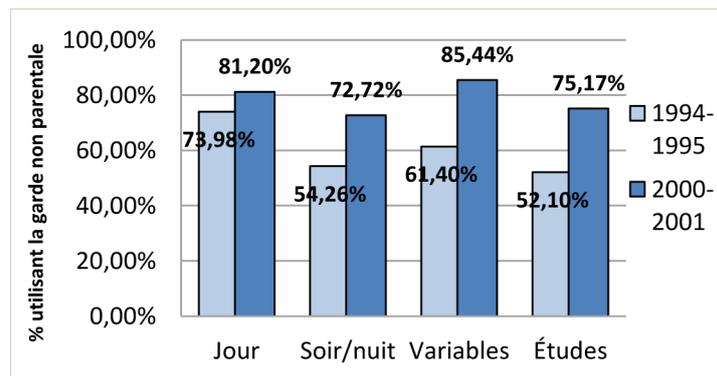
Les graphiques 3.1 et 3.2 représentent l'utilisation de la garde non parentale selon le niveau d'éducation des parents pour le Québec et le RDC respectivement. Notons d'abord que le Québec comparativement au RDC, affiche des taux d'utilisation plus élevés pour toutes les catégories d'éducation des parents indépendamment de la période ($p = .000$). Cette distinction entre le Québec et le RDC est très prononcée pour les enfants dans les familles où la mère est la seule à avoir atteint un niveau d'éducation supérieure ($p = .000$).

Remarquons que dans les deux régions, lorsque les pères sont les seuls à détenir un diplôme d'études supérieures, le taux d'utilisation de la garde non parentale est moins important en 2000-2001 ($p = .007$). Ainsi, retenons que les plus grandes augmentations du taux d'utilisation de la garde non parentale se manifestent au Québec. De plus au Québec en 2000-01, la différence du taux d'utilisation de la garde parentale entre les enfants dont aucun parent n'avait atteint un diplôme d'études supérieures et ceux dont au moins la mère avait un tel diplôme n'est plus significative ($p = .677$).

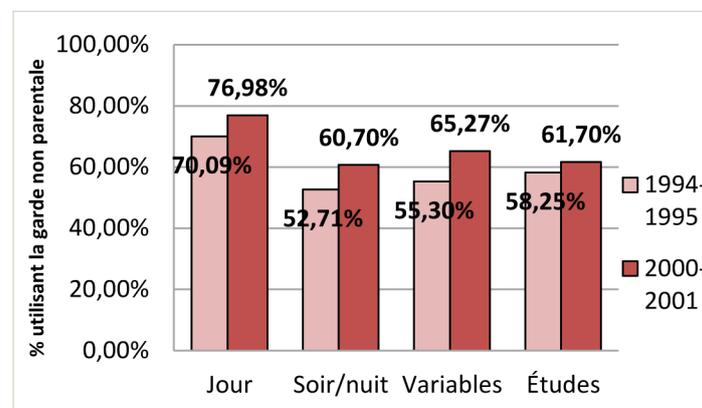
Utilisation de la garde non-parentale en 1994-95 et 2000-2001 selon le type d'horaire de la mère

Nous concluons la partie descriptive en mettant en évidence les taux d'utilisation de la garde non parentale selon l'horaire de la mère. Les quatre types d'horaire sont le quart de jour, le quart de nuit/soir, les horaires variables et un horaire aux études. Pour simplifier l'interprétation, nous séparons une fois de plus les résultats du Québec de ceux du RDC.

Graphique 4.1. Utilisation de la garde non-parentale pour les enfants selon l'horaire de la mère au Québec et la période



Graphique 4.2. Utilisation de la garde non-parentale pour les enfants selon l'horaire de mère dans le RDC et la période



Les *graphiques 4.1 et 4.2* représentent l'utilisation de la garde non parentale selon l'horaire de la mère pour le Québec et le RDC respectivement. Dans toutes les catégories, pour le RDC comme pour le Québec, l'utilisation de la garde parentale a crû. Par ailleurs, au Québec et dans le RDC pour la période 1994-

1995, nous observons une relation similaire entre les mères ayant un horaire de jour et celles ayant un autre type d'horaire. Les mères n'ayant pas un horaire de jour affichent un taux d'utilisation beaucoup moins élevé entre 16 % et 30 % de moins (RDC $p = .000$ et QC $p = .002$). Au cours de la période 2000-01, cette relation s'observe aussi dans le RDC ($p = .000$). Par contre, au Québec en 2000-01, non seulement les mères ayant des quarts de soir/nuit ou étant aux études ont des taux d'utilisation proches de celles ayant des horaires de jour, mais les mères aux horaires variables présentent des taux d'utilisation plus élevés. En somme, les mères ayant des horaires de jour ne se distinguent plus significativement des mères ayant d'autres types d'horaire ($p = .634$).

Prédictions basées sur les estimations par régression

Pour l'analyse finale, nous utilisons des estimations dérivées d'une régression logistique à réponse binaire. La variable dépendante dichotomique, lorsqu'elle est égale à 1, indique que l'enfant utilise la garde non parentale quand ses parents sont au travail ou aux études ; autrement si elle prend la valeur de 0, il ne l'utilise pas. Le tableau 2 présente les résultats complets des modèles pour l'échantillon de la province du Québec et du reste du Canada. Nous considérons que la variable de la période permet de distinguer entre un contexte où la politique familiale correspondait à une aide financière directe, en 1994-95 ; et un contexte où les services de garde à contribution réduite ont été implantés en 2000-01.

Les résultats du tableau 2 montrent qu'en 1994-1995 la cote d'utilisation de la garde non parentale est 2,07 fois plus élevée pour la catégorie représentant les enfants dans les familles monoparentales que pour celle des familles biparentales ; cependant cette distinction n'est pas significative ($p = .161$). L'interaction entre la variable du type de famille et de la période, estime que l'effet de la période (nouvelle politique) sur la cote de la catégorie *en famille monoparentale* est 50 % moins élevé que sur la cote de la catégorie *en familles biparentale*, une différence dont la significativité ne peut être confirmée ($p = 0.235$). Bien que l'estimation présente un écart substantiel entre les catégories *monoparentale* et *biparentale*, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle stipulant que la politique familiale n'a pas eu un effet différentiel entre les enfants vivant en familles monoparentales et ceux vivant dans les familles biparentales.

Les résultats pour 1994-95, avant la mise en place des services de garde à contribution réduite, montrent que les enfants vivant dans une fratrie de trois enfants et plus ont une cote d'utilisation de la garde non parentale réduite de 52 % par rapport aux enfants ayant une fratrie plus petite de deux enfants et moins ($p = .015$). L'interaction entre la variable *période* et *fratrie* a un effet significatif ($p = .056$): bien que les deux catégories aient connu une croissance, la nouvelle politique familiale a eu un effet 118 % plus élevé sur la catégorie *fratrie de 3 enfants et plus*. Nous pouvons accepter l'hypothèse alternative selon laquelle l'effet de la politique familiale est plus important pour les enfants vivant dans des familles nombreuses.

En ce qui concerne le niveau d'étude des parents, la cote d'utilisation de la garde non parentale est plus élevée pour les enfants dont au moins un des parents possède un diplôme d'études supérieures que pour ceux dont aucun parent n'a terminé de telles études. Mais le rapport de cote n'est significatif que lorsque la mère est la seule à posséder un tel diplôme. Leur cote d'utilisation est 438 % plus élevée et l'effet est fortement significatif ($p = .001$). L'interaction entre l'éducation parentale et la

période confirme que la politique a eu un effet beaucoup plus prononcé pour la catégorie des *parents n'ayant pas de diplôme d'études supérieures* et la catégorie des *deux parents ayant un diplôme d'études supérieures*. Les interactions estiment que l'effet de la politique est 64 % moins élevé lorsque seul le père possédait un diplôme d'études supérieures ($p = .082$), et 69 % moins important lorsqu'uniquement la mère avait un tel diplôme ($p = .055$). Par ailleurs, l'interaction confirme que la politique n'a pas eu d'effet différentiel sur les enfants dont les deux parents sont diplômés du supérieur ($p = .508$). L'hypothèse alternative est confirmée partiellement pour les enfants dont le père seulement ou la mère seulement possède un diplôme d'études supérieures, la nouvelle politique familiale a eu un effet plus prononcé pour les enfants qui ont des parents sans diplôme d'études supérieures.

En dernier lieu, nous regardons l'effet de l'horaire de la mère dont la catégorie de référence est l'horaire de jour. En 1994-1995, au Québec, nous remarquons que les enfants des mères travaillant de soir ($p = .045$), celles qui ont des horaires irréguliers ($p = .048$) et qui sont étudiantes ($p = .023$) utilisent significativement moins la garde non parentale que celles qui ont un horaire de jour (rapport de cote de 0,47 ; 0,52 et 0,32 respectivement). L'interaction nous informe que l'effet de la politique familiale pour les enfants dont les mères ont un horaire variable est 204 % plus élevé que pour la catégorie horaire de jour ($p = .02$). Il semble aussi qu'il y ait un effet différentiel considérable pour les enfants dont les mères sont aux études, mais le test statistique ne nous permet pas de le confirmer ($p = .156$). L'hypothèse alternative est confirmée pour une seule catégorie. La politique familiale a eu un effet plus important sur les enfants dont la mère a un horaire variable que sur les enfants dont la mère travaillait de jour.

En comparant le Québec et le RDC, selon les estimations des modèles, nous pouvons affirmer que les effets pour la période 1994-1995 sont relativement similaires en amplitude. Ceci appuie notre supposition initiale selon laquelle les relations entre les indicateurs d'intérêt et la garde non parentale étaient comparables pour le Québec et le RDC. Pour les variables d'intérêt la seule distinction majeure entre le Québec et le RDC en 1994-1995, se trouve dans l'effet de l'éducation, lorsque la mère est la seule à posséder un diplôme d'études supérieures. Au Québec, dans cette catégorie éducative, l'estimation est beaucoup plus élevée et statistiquement significative. Par ailleurs, nous notons que pratiquement toutes les estimations des interactions dans le RDC se situent près de 1, indiquant l'absence d'effet différentiel de la période sur les variables d'intérêt ; ceci est confirmé par des niveaux de significativité se situant tous au-dessus du seuil de 10 % pour un modèle offrant plus de puissance que celui du Québec. En contrepartie, au Québec, certaines estimations des interactions montrent des effets importants (sous et au-dessus de 1) confirmés par les tests statistiques.

Dans le reste du Canada, comme aucune différence n'apparaît pour les interactions, nous pouvons en conclure que les relations entre les catégories des variables indépendantes sont restées stables dans cette région. En comparaison, au Québec l'influence de la période (politique) s'est montrée très importante à travers les interactions du modèle. Pour nos variables d'intérêt, les relations intercatégorielles se sont fortement modifiées sous l'influence de la politique familiale. Par exemple, comme le démontrent les estimations du modèle, pour la variable *fratrie* le rapport de cote entre les familles de 3 enfants et plus et celles de 2 enfants et moins est très prononcé en 1994-95 (0.48) alors qu'il se rapproche de 1 (relation nulle) en 2000-01 ($0.48 * 2.18 = 1.04$).

Tableau 2. Rapports de cote de la régression sur l'utilisation de la garde non parentale pour le Québec et RDC (reste du Canada), 1994-1995 et 2000-2001.

| Variables indépendantes | Québec | RDC |
|---|-----------------|-----------------|
| Zone de résidence (0 = Urbain) | 0.73 ** | 1.01 |
| Type de famille (0 = biparentale) | 2.07 | 2.69 *** |
| Fratrerie (0 = 2 enfants et moins) | 0.48 *** | 0.66 *** |
| Propriétaire (0 = parents propriétaire de la résidence) | 1.06 | 0.91 |
| Immigrant récent (0 = aucun parent immigrant récent) | 0.90 | 0.59 *** |
| Éducation des parents (0 = aucun parent éd. Sup.) | | |
| Père avec une éducation supérieure | 1.29 | 1.18 |
| Mère avec une éducation supérieure | 5.38 *** | 1.17 |
| Deux parents avec une éducation supérieure | 1.27 | 1.63 ** |
| Horaire des parents (0 = deux parents à temps plein) | | |
| Un parent à temps partiel | 0.63 *** | 0.46 *** |
| Deux parents à temps partiel | 0.53 | 0.36 *** |
| Type d'horaire de la mère (0 = horaire de jour) | | |
| Horaire de soir/nuit | 0.47 ** | 0.58 *** |
| Horaire variable | 0.52 ** | 0.63 *** |
| Aux études | 0.33 ** | 0.48 *** |
| Âge de l'enfant (0 = moins de 1 an) | | |
| 1 an | 3.08 *** | 2.45 *** |
| 2 ans | 2.95 *** | 2.39 *** |
| 3 ans | 2.73 *** | 1.99 *** |
| 4 ans | 4.10 *** | 2.41 *** |
| 5 ans | 5.20 *** | 2.01 *** |
| Fréquentation de l'école (0 = ne fréquente pas l'école) | 0.41 ** | 0.85 *** |
| Période (0 = 1994-1995) | 1.45 * | 1.33 *** |
| Interactions | | |
| Fratrerie * période | 2.18 ** | 0.95 |
| Éducation des parents * période | | |
| Père ed. sup. * période | 0.36 * | 0.83 |
| Mère ed sup. * période | 0.31 ** | 1.25 |
| Deux parents ed. sup. * période | 0.98 | 0.97 |
| Type de famille * période | 0.50 | 1.12 |
| Type d'horaire de la mère * période | | |
| Horaire de soir/nuit * période | 1.49 | 0.89 |
| Horaire variable * période | 3.04 ** | 0.92 |
| Horaire aux études * période | 2.52 | 0.86 |
| Cote de référence (Baseline odds) | 1.41 | 1.64 *** |
| N | 2744 | 13647 |
| Population (N pondéré) | 558470 | 1946375 |
| F(29, 971) | 10.87 | 42.63 |

*p < .10; **p < .05; ***p < .01

Source : ELNEJ cycle 1 (1994-1994) et 4 (2000-2001)

Discussion

Les résultats de cette étude ont mis en évidence les particularités de l'utilisation de la garde non parentale suite à l'implantation de la politique familiale de 1997. Dans le Québec, nous avons constaté que pour les enfants utilisant la garde non parentale, la distinction selon le type de famille (mono-parentale et biparentale) s'est grandement estompée entre 1994 et 2001. Une situation semblable s'observe pour la variable concernant le type d'horaire de la mère et la fratrie et l'éducation des parents. Alors que dans le RDC, la tendance est plus constante selon ces mêmes variables. Certains de ces résultats descriptifs sont confirmés par les modèles multivariés du Québec et du RDC, nous permettant de statuer avec plus d'assurance sur les effets de la politique. Selon cette analyse nous avons démontré que les enfants dont : la fratrie était nombreuse (trois enfants et plus), le père ou la mère seulement avait complété des études supérieures et la mère avait un horaire de travail variable, avaient subi fortement l'influence de la politique familiale. Alors qu'au Québec les rapports de cote correspondant aux enfants dans les fratries nombreuses et dont les mères ayant un horaire variable ont augmenté considérablement sous l'influence de la nouvelle politique (de 118 % et 204 % respectivement), ceux pour les enfants dont le père ou la mère seulement ont obtenu un diplôme postsecondaire ont baissé entre 1994 à 2001 (de 64 % et 69 % respectivement). Aucun effet similaire n'a été constaté dans le reste du Canada, appuyant l'argument que c'est la politique familiale qui a causé les changements observés au Québec. Par contre, cette différence entre le Québec et le RDC émane d'une évolution importante de l'utilisation de la garde non parentale pour des catégories spécifiques de la population et non d'une croissance généralisable à tous les enfants du Québec dont les parents sont aux études ou en emploi.

L'effet de la nouvelle politique familiale québécoise n'a donc pas uniquement eu comme conséquence d'augmenter la garde non parentale plus rapidement au Québec que dans le reste du Canada. Elle a aussi transformé la dynamique interne, les mécanismes structurels et potentiellement comportementaux qui unissaient certaines caractéristiques de la population québécoise à la garde non parentale. Elle a notamment uniformisé l'utilisation de la garde non parentale selon le type d'horaire de travail, l'éducation des parents et le nombre d'enfants composant le ménage. À cet effet, cette étude a permis de mieux comprendre l'impact du changement de la politique familiale du Québec en 1997 tout en contribuant à produire des connaissances sur la garde non parentale. Elle a aussi permis de capter, quoiqu'imparfaitement, l'influence potentielle de certains types de mesures comme l'aide monétaire directe remplacée par une aide indirecte reçue sous condition d'utiliser un service.

Ces réponses engendrent aussi de nouvelles questions. Pour les familles qui, par nécessité, gardaient leurs propres enfants, la politique familiale de 1997 a probablement eu des effets bénéfiques. Mais qu'en est-il des familles qui désiraient garder leurs propres enfants ? Est-il possible que cette nouvelle politique ait influencé les Québécois à adopter une formule familiale plus homogène ; une tendance vers un modèle unique basé sur le double revenu des ménages ? Quelles seraient les conséquences à long terme de ce choix social ? La présente étude permet de tracer certaines pistes de réponses, mais ne peut que conjecturer sur les conséquences de ces changements. La nouvelle politique familiale étant inspirée du modèle scandinave, les données populationnelles qui s'y rapportent seraient particulièrement pertinentes afin de mettre en lumière cette nouvelle problématique.

Références bibliographiques

- Ai C., Norton E., 2003, *Interaction terms in logit and probit models*. Economics Letters 80: 123-129.
- Balakrishnan T.R., Feng H., 1995, *The changing patterns of spatial concentration and residential segregation of ethnic groups in Canada's major metropolitan areas 1961-1991*. Paper presented at the 1995 Population Association of America meetings (unpublished manuscript).
- Beach J., Bertrand J., Cleveland G., 1998, *Our child care workforce: From recognition to remuneration: A human resource study of child care in Canada*. Child Care Human Resources Steering Committee, Ottawa, ON: Canadian Cataloguing in Publication Data.
- Buis M.L., 2010, "Stata Tip 87: Interpretation of Interactions in Nonlinear Models." Stata Journal, 10(2), pp. 305-8.
- Blau D.M., Robins P.K., 1988, *Child Care Costs and Family Labor Supply*. The Review of Economics and Statistics 70(3): 297-316.
- Blau D.M., 2001, *The Child Care Problem: An Economic Analysis*. New York: Russell Sage Foundation.
- Bushnik T., 2006, *Child Care in Canada*. Catalogue 89-599MIE-003, Children and Youth Research Paper Series. Ottawa: Statistics Canada.
- Clavet N.-J., Duclos J.-Y., 2012, *Le financement des services de garde des enfants : effets sur le travail, le revenu des familles et les finances publiques*. CIRPEE Working Paper n° 12-16.
- Cleveland G., Hyatt D., 1997, *Using the NLSCY to study the effects of child care on child development: Final report*. Ottawa, ON: Human Resources Development Canada.
- Cleveland G., Forer B., Hyatt D., Japel C., Krashinsky M., 2008, *New Evidence about Child Care in Canada : Use Patterns, Affordability and Quality*. IRPP choices Vol. 14, no. 12, October 2008 ISSN 0711-0677 www.irpp.org
- Connelly R., Kimmel J., 2003, *Marital Status and Full-time/Part-time Work Status in Child Care Choices*. Applied Economics, 35(7): 761-777.
- Connor S., Brink S., 1999, *Comprendre la petite enfance. L'influence de la collectivité sur le développement de l'enfant*. Ottawa : Développement des ressources humaines Canada.
- Culkin M., Morris J.R., Helbum S.W., 1991, *Quality and the true cost of child care*. Journal of Social Issues, 47, 71-86.
- Fagan C., Rubery J., 1999, « *Gender and Labour Markets in the EU* », Cost Workshop-Gender, labour markets and citizenship, 19-20 Mars 1999, Vienne, Autriche.
- Ékert-Jaffé O., Joshi H., Lynch K., Mougin R., Rendall M., 2002. « *Fécondité, calendrier des naissances et milieu social en France et en Grande-Bretagne : politiques sociales et polarisation socioprofessionnelle* », *Population-F* 57(3): 485-518.
- Friendly M., Browne G., 2002, *Les services de garde et d'éducation de la petite enfance comme facteur déterminant de la santé*. Toronto : Childcare Resource and Research Unit, University of Toronto
- Friendly M., Lero D.S., 2002, *Social Inclusion for Canadian Children through Early Childhood Education and Care*. Perspectives on Social Inclusion. Working Papers Series. Laidlaw Foundation. [web/laidlawfdn.org]
- Folk K., Belle A., 1993, *Part-time work and child care choices for mothers of preschool children*. Journal of Marriage and Family, 55, 146-157.
- Gagné L.G., 2003, *Travail des parents, recours à des services de garde et résultats cognitifs des jeunes enfants*. Ottawa : Statistiques Canada.

- Galinsky E., Howes C., Kontos S., Shinn M., 1994, *The Study of Children in Family Child Care and Relative Care: Highlights of Findings*. New York: Families and Work Institute.
- Gerhard U., 2002, « *Politique sociale et maternité : le cas de l'Allemagne à l'est et à l'ouest* », Travail, Genre et Société, n° 6.
- Gingras L., 2012, *Quelques caractéristiques associées à l'utilisation des services de garde à contribution réduite dans la dernière décennie Portraits et trajectoires*, mars 2012, n° 13, Institut de la statistique du Québec.
- Heymann J., 2000, *The Widening Gap: Why America's Working Families Are in Jeopardy – and What Can Be Done About It*. New York: Basic Books.
- Heckman J., 1974, *Effects of child-care programs on women's work effort*. Journal of Policy Analysis and Management, 10. 78-95.
- Hillenweck N., 1999, « *Françaises, Allemandes : deux réalités sociales différentes* », Lunes, n° 8. Huston A.C., Chang Y.E.
- Gennetian L., 2002, *Family and individual predictors of child care use by low-income families in different policy contexts*. Early Childhood Research Quarterly, 17(4): 441-469.
- Katras M.J., Zuiker V.S., Bauer J.W., 2004, *Private Safety Net: Childcare Resources from the Perspective of Rural Low-Income Families*. Family Relations, 53: 201-209.
- Kimmel J., 1995, *The Effectiveness of Child Care Subsidies in Encouraging the Welfare to Work Transitions of Low-Income Single Mothers*. The American Economic Review, 85(2): 271-275.
- Kimmel J., 1998, *Child Care Costs as a Barrier to Employment for Single and Married Mothers*. Review of Economics and Statistics, 80(2): 287-299.
- Kimmel J., Powell L.M., 2001, "Nonstandard Work and Child Care Choice: Implications for Welfare Reform." Paper presented at From Welfare to Child Care: What Happens to Infants and Toddlers When Single Mothers Exchange Welfare for Work ? Washington, DC (May 17-18 2001).
- Kimmel J., 2006, *Child Care, Female Employment and Economic Growth*, Community Development: Journal of the Community Development Society, 37(2).
- Kisker E., Hofferth S., Phillips D., Farquhar E., 1991, *A profile of child care settings: Early education and care in 1990*, Vol. I, Princeton, NJ: Mathematical Policy Research.
- Lapierre-Adamcyk E., Marcil-Gratton N., Le Bourdais C., 2006, *A Balancing Act: Parents' Work Arrangements and Family Time* Chapter 3 in K.
- McQuillan, Ravanera Z.R. (eds.), 2006. *Canada's Changing Families*. Implications for Individuals and Society, University of Toronto Press.
- Larose F., Terrisse B., Bédard J., Karsenti T., 2001, *La formation à l'enseignement au préscolaire: des compétences pour l'adaptation à une société en profonde mutation*. Toronto: Rapport de recherche sous commandite déposé auprès du Conseil des ministres de l'Éducation du Canada dans le cadre du programme pancanadien de recherche en éducation. <http://www.cmec.ca/stats/pcera/symposium2001/indexf.asp>
- LAVALLÉE C., Marquis M., 1999, *Éducation interculturelle et petite enfance*. Sainte-Foy : Presses de l'Université Laval. [Didacthèque/U. de M.]
- Leibowitz A., Waite L., Witsberger C., 1988, *Child care for preschoolers: Differences by child's age*. Demography, 25, 205-220.
- Lefebvre P., Merrigan P., 1998, *Parents' Conditions and Characteristics Employment and Children's Outcomes*, Applied Research Branch, Strategic Policy, Human Resources Development Canada.

- Lefebvre P., 2004, "Quebec's Innovative Early Childhood Education and Care Policy and Its Weaknesses." Policy Options 25 (3): 52-57.
- Lefebvre P., Merrigan P., 2008, *Child-care policy and the labor supply of mothers with young children: a natural experiment from Canada*. Journal of Labor Economics, 26, 519-548.
- Marshall K., 2011, Generational change in paid and unpaid work Canadian Social Trend Catalogue no. 11-008-X Ottawa : Statistique Canada.
- National Institute of Child Health and Human Development, Early Child Care Research Network, 1997, *Poverty and patterns of child care*. In J. Brooks-Gunn, G. Duncan (Eds.), *Consequences of growing up poor*. New York: Russell Sage Foundation.
- National Institute of Child Health and Human Development, Early Child Care Research Network, 1995, *Child care in the 1990s: The NICHD study of early child care*. Poster symposium at the Society for Research in Child Development, Indianapolis, IN.
- Pérvier H., 2004, « *Emploi des mères et garde des jeunes enfants en Europe* », Revue de l'OFCE, vol. 3, n° 90, p. 225-258.
- Presser H.B., 1986, *Shift work among American women and child care*. Journal of Marriage and the Family, 48, 551-563.
- Presser H.B., 1989, *Some Economic Complexities of Child Care Provided by Grandmothers*. Journal of Marriage and the Family, 51(3):581-591.
- Presser H.B., 2003, *Working in a 4/7 economy: Challenges for American Families*. NY: Russell Sage Foundation.
- Pungello E.P., Kurtz-Costes B., 1999, *Why and how working women choose child care: a review with a focus on infancy*. Developmental Review 19:31-96.
- Ross D.P, Scott K., Kelly M.A., 1996, "Overview: Children in Canada in the 1990's." Growing Up in Canada, Statistics Canada. Catalogue no. 89-550-MPE, no.1.
- Singer J.D., Fuller B., Keiley M.K., Wolf A., 1998, *Variation by Geographic Location, Maternal Characteristics, and Family Structure Developmental Psychology*. Vol. 34, no. 5. p. 1129-1144.
- Statistique Canada, 2002, *La diversification de la vie conjugale au Canada*. numéro 89-576-XI
- Statistique Canada, Estimations démographiques, 2009, Tableau « *Population par année d'âge et par sexe, Québec, 1^{er} juillet 2001* », http://www.stat.gouv.qc.ca/donstat/societe/demographie/struc_poplt/201-01.htm
- Statistics Canada, 2005, "Child Care: 1994/95 and 2000/01." The Daily, Feb. 7, 2005. Catalogue 11- 001XIE: 6-9. Ottawa: Author. Tremblay, R.E., R.G. Barr, and R.D. Peters.
- Statistique Canada, 2010, « *Travail rémunéré* ». Femmes au Canada : rapport statistique fondé sur le sexe, 1976 à 2009, sixième édition 89-503-X.
- Statistique Canada, 2010, http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=4450&lang=fr&db=imdb&adm=8&dis=2
- Unicef, 2009, http://www.childinfo.org/breastfeeding_countrydata.php
- Wayne J.M., Maclean H., 2005, *L'allaitement maternel*. Rapports sur la santé, vol. 16, n° 2. Ottawa : Statistique Canada.
- West J., Hausken E., Collins M., 1993, *Profile of preschool children's child care and early education program experience*. (NCES 93- I 33). Washington, DC: National Center for Educational Statistics.