

La politique des services de garde à 5 \$/jour et l'offre de travail des mères québécoises : résultats d'une expérience naturelle canadienne*

Pierre Lefebvre et Philip Merrigan
Département des sciences économiques
École des sciences de la gestion
Université du Québec à Montréal

Et
Centre interuniversitaire sur le Risque, les Politiques économiques et l'Emploi

Février 2005

Mots-clés : offre de travail des mères, politique des services de garde, données de panel
Classification JEL : H42, J21, J22

Pierre Lefebvre
Sciences économiques, UQAM
CP 88888, Succ. Centre-ville
Montréal, QC
CANADA H3C 3P8
Tél. : 514-987-3000 #8373
FAX : 514-987-8494
Courriel : lefebvre.pierre@uqam.ca

* Nous remercions Nour-Ed-Dine Barmaki pour son excellente assistance de recherche ainsi que Jean-Pierre Simard et Ugo Ceppi du ministère des Finances du Québec pour leurs commentaires et suggestions sur les premières versions de l'étude. L'étude s'appuie sur les fichiers annuels (1993-2002) des microdonnées à diffusion restreinte de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) de Statistique Canada, qui contiennent des données anonymes de l'EDTR et accessibles au Centre interuniversitaire québécois des statistiques sociales (CIQSS), un des membres du réseau canadien des Centres de données de recherche (CDR). Tous les calculs effectués à l'aide de ces microdonnées sont la responsabilité de Pierre Lefebvre et de Philip Merrigan. L'utilisation et l'interprétation de ces données sont uniquement la responsabilité des auteurs. Cette recherche a bénéficié du soutien financier du partenariat de recherche Ministère des Finances du Québec/CIRANO, du Fonds FQRSC (partenariat et équipe) et du CRSHC (équipe).

Résumé

Le 1^{er} septembre 1997, le gouvernement du Québec instaurait une nouvelle politique de subvention aux services de garde. Les milieux de garde reconnus par le Ministère de la Famille et de l'Enfance ont commencé à offrir des places à contribution réduite (5 \$/jour) pour les enfants qui avaient atteint l'âge de 4 ans au 30 septembre. En outre, le gouvernement s'engageait à réduire progressivement (chaque année) l'âge d'admissibilité de ces places et à augmenter leur nombre dans le réseau des services de garde subventionnés. Malgré l'ampleur des dépenses publiques pour ce programme, il n'y a pas d'étude qui a porté sur la réalisation des objectifs poursuivis par cette politique. Cette étude vise à combler en partie cette lacune en analysant les effets de la politique de garde sur l'offre de travail des mères québécoises. Elle s'appuie sur les données annuelles recueillies de 1993 à 2002 par l'Enquête sur la dynamique du travail et des revenus (EDTR) de Statistique Canada.

L'évaluation des effets de la politique de garde sur différents indicateurs du marché du travail (taux d'occupation d'un emploi, semaines et heures annuelles travaillées, revenu annuel de travail, participation à temps plein au marché du travail) adopte une approche « quasi-expérimentale », c'est-à-dire que les différences entre les mères québécoises (groupe traitement) et les mères des autres provinces (groupe de contrôle) sont comparées avant et après la mise en place du régime de subventions aux services de garde. Nos résultats sont conformes à l'hypothèse que le programme de soutien aux services de garde mis en place par le gouvernement du Québec, simultanément avec la maternelle cinq ans gratuite et à temps plein, ont eu un impact important et statistiquement significatif sur l'offre de travail des mères avec des enfants de 5 ans ou moins. Les résultats économétriques soutiennent aussi, quoique de façon moins convaincante, que l'ampleur de l'effet a augmenté simultanément avec l'augmentation du nombre de places à contribution réduite de 1998 à 2002. En effet, nous ne pouvons jamais rejeter l'hypothèse que l'effet de la politique est le même pour les années 1999 à 2002. Cependant, la régularité de la progression de cet effet pour toutes les variables d'offre de travail laisse croire que l'augmentation du nombre de places a eu un rôle important à jouer dans l'augmentation de l'offre de travail.

Abstract *Low-fee (\$5/day/child) Regulated Childcare Policy and the Labour Supply of Mothers with Young Children: A Natural Experiment from Canada*

On September 1st, 1997, a new childcare policy was initiated by the provincial government of Québec in Canada. Childcare services licensed by the Ministry of the Family (not-for-profit centre, family-based, and for-profit centre under the agreement) began offering daycare spaces at the reduced parental contribution of \$5 per day per child for children of age 4. For each following year, the government reduced the age requirement and engaged in a plan to create new childcare facilities and pay for the cost of additional \$5 per day daycare spaces. On September 2000, the low-fee policy applied to all children aged 0-59 months (not in kindergarten) and the number of subsidized places increased from 82,000 in 1997 to 163,000 by the end of year 2002, while the number of eligible children, zero to four years old, declined from 445,000 to 373,000 over the same period. Using annual data (1993 to 2002), drawn from Statistics Canada's Survey on Labour and Income Dynamics (SLID), this study attempts to estimate the effect of the policy on the labour supply behaviour of Québec mothers with pre-school children, aged from 0 to 5 years old. The analysis examines the impact of the policy on the following outcomes: labour force participation, number of annual weeks and hours worked, annual earned income and whether the job was full-time or part-time for mothers who declared having a job during the reference year. A non-experimental evaluation framework based on multiple pre- and post-treatment periods is used to estimate the effect of the childcare regime.

The econometric results support the hypothesis that the childcare policy, simultaneously with the transformation of public kindergarten from a part-time to a full-time basis, had a large and statistically significant impact on the labour supply of Québec's mothers with pre-school children. The estimates also suggest, though less convincingly, that the size of the impact increased simultaneously with the positive growth in the number of low-fee spaces.

Le 1er septembre 1997, le gouvernement du Québec instaurait une nouvelle politique de subvention aux services de garde. Les milieux de garde reconnus par le ministère de la Famille et de l'Enfance ont commencé à offrir des places à contribution réduite (5\$/jour) pour les enfants qui avaient atteint l'âge de 4 ans au 30 septembre. En outre, le gouvernement s'engageait à réduire progressivement (chaque année) l'âge d'admissibilité de ces places et à augmenter leur nombre dans le réseau des services de garde subventionnés (visant un total de 200 000 places à l'horizon 2006 par rapport aux 79 000 places qui étaient disponibles en 1996-1997).

Cette politique s'inscrivait dans le cadre de plusieurs changements importants des politiques sociales. En décembre 1996, un Livre vert annonçait un nouveau régime de la sécurité du revenu. Son entrée en vigueur (partielle), en septembre 1997, coïncidait avec la mise en place d'une allocation familiale unifiée (en remplacement de plusieurs types d'allocations familiales universelles) qui prenait charge des besoins essentiels reconnus des enfants des familles prestataires de la sécurité du revenu, tout en tenant compte des prestations du programme fédéral de Prestations fiscales pour enfants. En janvier 1997, paraît le Livre blanc sur la politique famille qui présente deux dispositions qui seront mise en place en septembre 1997 : outre l'allocation familiale unifiée pour enfants à charge et fonction du revenu familial (« la sortie des enfants de l'assistance sociale »), la mise en place d'un réseau des centres de la petite enfance (CPE). En juillet de la même année, le gouvernement créait le ministère de la Famille et de l'Enfance à qui il confie la responsabilité d'implanter ces mesures. De plus, le gouvernement décide qu'à partir de septembre 1997, l'éducation préscolaire (la maternelle) serait offerte dans le réseau scolaire public sur la base de la journée entière plutôt qu'à demi temps pour les enfants ayant 5 ans au 30 septembre. Enfin, l'année suivante, en septembre 1998, le ministère de l'Éducation rend les services de garde en milieu scolaire accessibles à un coût minime, soit à 5\$ par jour, pour les enfants de l'éducation préscolaire et de l'enseignement primaire.

Trois grands objectifs étaient poursuivis par ces réorientations des politiques sociales : lutter contre la pauvreté, accroître l'incitation au travail et favoriser le développement et l'égalité des chances pour les enfants. De telles réorientations ne sont pas propres au Québec, mais s'inscrivent dans la tendance observée, dans les années quatre-vingt-dix dans la plupart des pays développés, de moderniser leurs institutions sociales peu importe que leur système de la sécurité sociale soit déjà bien développé ou complet¹. L'emphase mise sur l'incitation au travail (ou le support aux personnes qui travaillent) et les familles avec des enfants découlent de plusieurs préoccupations face aux

¹ Voir Lefebvre et Merrigan (2003) pour une brève revue des réformes aux États-Unis, au Royaume-Uni et en France.

transformations du marché du travail², à l'absence de tout changement dans l'incidence de la pauvreté des familles depuis deux décennies³, aux changements de comportements familiaux dont une mobilité conjugale plus prononcée⁴ et au constat d'inégalités de développement chez les enfants^{5,6}.

Par ailleurs, plusieurs études montrent que, contrairement aux (faibles) taux sociaux de rendement des programmes de formation financés par les fonds publics⁷, le taux de rendement social de programmes visant la petite enfance est très élevé⁸. Les résultats sont clairs⁹ : les programmes de haute qualité qui favorisent les habiletés sociales, les valeurs positives, les habiletés cognitives des jeunes enfants, particulièrement chez ceux qui autrement grandiraient dans des milieux peu stimulants, les préparent mieux à l'école¹⁰, ils éprouvent moins de problèmes à l'école, réussissent mieux et plus nombreux sont ceux qui obtiennent un diplôme d'études secondaires.

² Elles s'accompagnent d'une baisse de la demande pour les travailleurs peu qualifiés et moins éduqués; ces derniers se trouvant exclus ou à la marge du marché du travail entrent dans un état d'inactivité ou deviennent des chômeurs de long terme et font l'expérience de plus longues et plus fréquentes périodes sans emploi ou de sous-emploi.

³ Plusieurs raisons expliquent l'augmentation importante de l'intensité, du taux et de l'écart des faibles revenus au Québec dans les années 1990, dont la faible croissance économique, le chômage, l'inactivité économique d'un nombre important d'adultes et une sécurité du revenu peu incitative au travail. Voir Lefebvre (2004b) pour un bilan récent de la pauvreté au Québec et au Canada; et, Myles et Picot (2000), pour une analyse de la pauvreté des « enfants ».

⁴ Celle-ci explique en grande partie la hausse du nombre des familles monoparentales. Or, plusieurs études longitudinales (Haveman et Wolfe, 1994, 1995; McLanahan et Sandehur, 1994; Ermisch et Francesconi, 2001) indiquent que les enfants de ces familles réussissent moins bien sur plusieurs plans, indépendamment des contraintes financières qui les caractérisent par rapport aux familles biparentales.

⁵ C'est depuis qu'on dispose d'enquêtes longitudinales représentatives de la population des enfants que leurs résultats en termes de développement cognitif, comportemental, social et de santé peuvent être dégagés et les disparités de développement analysées. Pour des analyses basées sur les données du premier cycle de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes voir Willms (2002).

⁶ Le fait pour les enfants de vivre dans des familles en situation « de pauvreté » avec les caractéristiques concomitantes qui l'accompagnent les rend plus vulnérables comme le suggèrent certaines études longitudinales (Duncan et Brooks-Gunn, 1997; Duncan *et alii*, 1998; Ermisch *et alii*, 2001). Une vision plus contrastée des effets du revenu familial sur le développement des enfants se dégagent des travaux de Blau (1999), Mayer (1997) et Dooley et Stewart (2004).

⁷ Une stratégie d'intervention publique dite « active » souvent poursuivie et évoquée afin d'accroître le capital humain, est de mettre à jour ou de rehausser les qualifications et ainsi d'augmenter les niveaux de salaire des travailleurs déplacés et déclassés.

⁸ Voir par exemple, parmi les nombreux travaux de James Heckman (Carneiro et Heckman, 2004) et Currie (2001).

⁹ Par exemple, plusieurs études américaines ont montré que les enfants de milieux défavorisés ayant bénéficié de programmes d'intervention avant leur entrée à l'école (« Early Head/Head Start »: Zigler et Styfco, 1994; Currie, 2001; Love *et alii* 2002; Karoly *et alii*, 1998) ou au début de l'école élémentaire et durant les premières années du primaire (« Fast Track » : Reynolds *et alii*, 2002) connaissaient moins de problèmes d'apprentissage, de troubles de comportement, et de marginalisation. Les bénéfices se font sentir à plus long terme : ces enfants fréquentent plus longtemps à l'école, deviennent plus rapidement autonomes financièrement, ont moins de démêlés avec le système judiciaire et ont de meilleurs revenus de travail. En outre, l'implantation de programmes d'éducation préscolaire de qualité est considérée comme un moyen efficace de prévenir le décrochage scolaire, la transmission intergénérationnelle de la pauvreté et les problèmes associés à la pauvreté.

¹⁰ Les attributs d'un enfant avant son entrée à la maternelle considérés par les éducateurs comme les plus importants pour être « prêt à apprendre » sont la santé, les habiletés de communication, l'enthousiasme et la capacité d'attention. Le profil d'auto-perception (estime de soi et évaluation globale de sa valeur et de ses comportements) est aussi

Cependant, ce n'est pas cette dernière voie (des programmes ciblés) qu'a retenu le Québec. Il a privilégié le développement progressif de places en services garde, à contribution parentale réduite (au tarif de 5 \$ par jour et par enfant), indépendante du revenu familial, offertes par un réseau à but non lucratif sur la base de premier arrivé premier servi^{11,12}. Cette approche, compte tenu de l'ampleur des subventions publiques aux services de garde (voir le tableau 11 et la section suivante) et des modalités de fonctionnement du réseau, soulève d'autres questions¹³ en plus de son efficacité par rapport aux objectifs poursuivis. Quoiqu'il en soit, il n'existe pas à notre connaissance d'études qui ont examiné si les objectifs généraux poursuivis par les différents changements de la politique à la fin des années quatre-vingt-dix ont été raisonnablement atteints^{14,15}.

Cette étude vise à combler en partie cette lacune en analysant les effets de la politique de garde sur le comportement de travail des mères québécoises. Elle s'appuie sur les données annuelles recueillies de 1993 à 2002 par l'Enquête sur la dynamique du travail et des revenus (EDTR) de Statistique Canada, une enquête longitudinale à panels courts (six ans) mais chevauchants (deux panels de répondants qui sont interviewés annuellement) et renouvelés (un nouveau panel est introduit à tous les trois ans). L'EDTR, dont chaque panel couvre près de 15 000 ménages et environ 30 000 adultes répondants de 16 ans et plus, est représentative de la population canadienne et québécoise. Elle permet de connaître la participation annuelle (et mensuelle) au marché du travail, la

considéré comme un bon indicateur des habilités scolaires et un indicateur valable du bien-être psychologique; et, il est fortement corrélé avec les évaluations des professeurs à l'école.

¹¹ Le statut du et des parents sur le marché du travail ou par rapport aux études n'a jamais été un critère permettant un accès privilégié à ces places.

¹² L'approche est similaire à celle adoptée par plusieurs pays européens (voir l'étude de l'OCDE, 2001, pour une revue des initiatives récentes en matière de petite enfance).

¹³ Voir Lefebvre (2004a) sur la question de la participation aux services de garde subventionnés selon le revenu familial.

¹⁴ Le Vérificateur général du Québec dans son étude en 1999 sur le réseau des services de garde deux ans après sa mise en place affirmait : « Le ministère a conduit peu d'études ou d'analyses d'impact sur le sujet et ne dispose d'aucune information de gestion sur l'incitation au travail, la diminution de la pauvreté, le développement et l'égalité des chances pour les enfants. De plus, il n'a pas encore déterminé les indicateurs de performance qui lui permettront d'évaluer l'atteinte des objectifs ultimes de la politique familiale. À défaut de cette information, il ne peut apprécier les résultats de la politique familiale, à court, à moyen et à long terme, ni apporter les correctifs qui s'imposent, ni confirmer que les orientations qu'il propose au gouvernement sont favorables à l'épanouissement de la famille et des enfants, comme la loi le lui commande pourtant » (p.92). Le ministère de la Famille et de l'Enfance répliquait ainsi : « Le ministère est donc d'accord avec le Vérificateur général quant à la pertinence d'évaluer à terme la réalisation de ces trois objectifs sociétaux. Toutefois, il veut insister sur le fait que la lutte contre la pauvreté, l'incitation au travail et l'égalité des chances sont des domaines d'intervention complexes, fortement influencés par des facteurs exogènes (sic). Compte tenu que plusieurs ministères sont directement interpellés par ces problématiques, seule une action conjuguée du ministère de la Famille et de l'Enfance et de ses partenaires permettra d'évaluer l'impact des interventions gouvernementales » (p.93).

¹⁵ Baril *et alii* (1997, 2000) sont les seuls à avoir analysé l'impact financier pour les familles de la transformation des aides à la famille au Québec. Lefebvre et Merrigan (2003) ont mis à jour cette analyse et soutiennent que la stratégie fédérale/provinciale d'aides ciblées sur le revenu familial ne change pas les incitations au travail et n'a pas d'effet sur la pauvreté.

participation à temps plein, la participation à temps partiel, les heures et les semaines annuelles travaillées et la rémunération totale annuelle du travail des répondants. L'évaluation des effets de la politique de garde sur ces indicateurs du marché du travail adopte une approche « quasi-expérimentale », c'est-à-dire que les différences entre les mères québécoises (groupe traitement) et les mères du reste du Canada (groupe de contrôle) sont comparées avant et après la mise en place du régime de subventions aux services de garde.

Les résultats soutiennent l'hypothèse que la politique a eu de effets sur les indicateurs clés du marché du travail pour les mères avec des enfants de 0-5 ans et en particulier pour les mères avec des enfants de 1-5 ans.

La section suivante présente les modalités de la mise en oeuvre de la politique de garde, ainsi que l'évolution du nombre des places de garde. Elle brosse aussi un portrait de l'environnement des services de garde au Canada. La deuxième section développe le cadre analytique et le modèle empirique utilisé. La troisième section décrit les données utilisées et les principaux constats qui peuvent être établis sur la base d'une analyse descriptive de celles-ci. La quatrième section contient les résultats des estimations économétriques. La section suivante discute les résultats dans une perspective de politique publique. La conclusion ouvre d'autres avenues de recherche sur le thème des effets d'une politique de subvention aux services de garde.

1. La politique des services de garde au Québec et au Canada

Il y a une multitude d'études économiques montrant que le fait d'avoir de jeunes enfants a des effets majeurs sur les décisions de travail des familles et, en particulier des mères. James Heckman (1974) est un des premiers à avoir montré qu'un accroissement du coût de la garde d'un enfant réduit la probabilité que la mère travaille et le nombre d'heures travaillées si elle occupe un emploi. L'utilisation de services de garde non parentale payants entraîne une dépense qui peut constituer un frein important à la participation au marché du travail des mères¹⁶. Deux approches complémentaires sont possibles pour reconnaître que les dépenses liées à la garde d'enfants font partie des coûts encourus pour gagner un revenu d'emploi et réduire l'obstacle important que ces mêmes frais opposent à l'entrée sur le marché du travail, à la réinsertion ou au maintien dans ce marché pour les familles à plus faible revenu. Au Canada et au Québec on utilise les deux : subvention aux demandeurs de services en considérant ces frais comme des dépenses de travail (déduction fiscale au

¹⁶ Pour une revue de la littérature empirique, qui est essentiellement américaine, voir Blau et Currie (2004) et Blau (2003); Michalopoulos et Robins (2000, 2002), Powell (1997, 2002) et Cleveland et Hyatt (1996) pour les travaux canadiens; et, Choné *et alii* (2004) pour un aperçu des travaux français.

palier fédéral ou crédit d'impôt remboursable ou encore exonération totale ou partielle des frais exigés) et subvention aux offreurs de services accrédités (subvention générale pour réduire les coûts fixes d'opération et subvention par place occupée).

Depuis son instauration en 1972, la déduction pour frais de garde d'enfants a été bonifiée et étendue. Au palier fédéral (et dans les provinces sauf au Québec) la principale disposition que le régime fiscal prévoit pour la garde d'enfants est la déduction pour frais de garde. Un contribuable qui gagne un revenu de travail peut déclarer jusqu'à 7 000 \$ en frais de garde pour chaque enfant de moins de sept ans, et jusqu'à 4 000 \$ pour chaque enfant âgé entre 7 et 16 ans¹⁷. Depuis 1983, dans la plupart des cas, la déductibilité est limitée à celui des deux conjoints qui gagne le revenu le plus bas. Au Québec, depuis 1994, la déduction pour frais de garde a été transformée en crédit d'impôt remboursable. Le taux de ce crédit d'impôt décroît en fonction du revenu familial et compense entre 75% et 26% des dépenses pour frais de garde¹⁸.

Par ailleurs, fait moins connu, avec l'introduction en 1966 d'une formule de partage des coûts entre le fédéral et les provinces des régimes d'assistance sociale («Régime d'assistance publique du Canada»), les gouvernements provinciaux ont mis en place un programme de subventions aux services de garde orientés vers les familles à faible revenu. Chaque province a adopté ses propres règles d'accessibilité (par exemple, avoir une emploi ou être en formation ou aux études) et critères financiers (par exemple, seuils de revenu familial donnant droit à une exonération totale, partielle ou nulle; contribution minimale; taux de récupération) et a décidé des types de service qui sont subventionnés. En outre, les provinces peuvent verser des subventions générales de démarrage, d'opération et d'équipement aux services accrédités et elles imposent certaines conditions que doivent respecter les services pour être accrédités (par exemple, les ratios enfants/éducateur selon l'âge¹⁹, la taille des groupes, la formation minimale du personnel, les dispositions relatives à la sécurité, les normes sur les espaces, etc.). Le tableau A1 en annexe, tiré de l'étude de Doherty *et alii* (2003) présente pour l'année 2001 la politique de subvention de chaque province. Abstraction faite du Québec qui a changé sa politique en 1997, les politiques provinciales ont peu changé dans les années

¹⁷ En 1992, les maxima étaient respectivement de 5 000 \$ et 3 000 \$; en 1998 ils ont été portés à 7 000 \$ et 4 000 \$. La disposition est écrite de telle façon que les dépenses pour un pensionnat, une colonie de vacances, un camp de jour sont considérées comme des frais de garde.

¹⁸ La conversion s'est faite au taux marginal d'imposition le plus élevé, de sorte qu'aucune famille n'a été perdante. Les plafonds de dépenses sont les mêmes qu'au fédéral. Cependant, la contribution parentale de 5 \$ par jour par enfant, fixée par le gouvernement, qui est versée pour des services de garde offerts par un centre de la petite enfance, un service de garde en milieu familial ou par une garderie, pour bénéficier de services éducatifs et de services de garde à la petite enfance, ou pour des services de garde de base en milieu scolaire ne donne pas droit au crédit d'impôt. Elle est cependant admissible comme dépense de garde au palier fédéral.

¹⁹ Voir Doherty *et alii* (2003).

quatre-vingt-dix : les plafonds d'admissibilité aux subventions ont été augmentés²⁰ mais le nombre d'enfants présents dans ces services reste faible²¹.

D'autres initiatives de politique méritent d'être singularisées. En 1998, le gouvernement fédéral modifie son programme de prestations fiscales pour enfants en y ajoutant des « suppléments », puis prestations et suppléments seront bonifiées au fil des ans et indexées à l'inflation à partir de 2001. En contrepartie, les provinces s'engagent à réinvestir plus que les sommes économisées au titre de l'assistance sociale des familles dans un *Plan d'action national pour les enfants*, dont les objectifs sont de réduire la pauvreté des familles et accroître l'incitation au travail. Ce plan donne lieu à une large diversité d'initiatives provinciales²² dont certaines visant à rehausser les subventions à la garde et rendre le travail « plus payant » pour les familles à plus faible potentiel de revenu²³. Cependant les dépenses consacrées aux services de garde régis par les provinces dans le cadre de cette stratégie sont extrêmement modestes²⁴. Une dernière initiative fédérale (provinciale et territoriale) est susceptible de conduire à terme à des changements plus substantiels dans les services de garde. Dans le cadre de l'Initiative sur le développement de la petite enfance (IDPE), communiquée en septembre 2002, le gouvernement fédéral s'est engagé à verser 2,2 milliards \$ sur cinq ans aux gouvernements des provinces et des territoires pour supporter leurs investissements dans les jeunes enfants²⁵. Le financement fédéral a commencé le premier avril 2001 par le biais du programme canadien de Transfert en matière de santé et de programmes sociaux (montant par habitant sur la base de la population). Le tableau A2 en annexe présente les montants versés par province et par année. Selon l'estimation de Friendly *et alii* (2003), environ 8% des 300 millions \$ versés aux provinces pour la

²⁰ Voir l'étude de Cleveland et Hyatt (1998) qui présente les modalités de subvention par province pour l'année 1995.

²¹ L'étude de Friendly *et alii* (2003) présente une estimation partielle du nombre d'enfants couverts par ces programmes en 2001.

²² Le Québec adhère aux principes de la Prestation nationale pour enfants mais ne participe pas à cet accord.

²³ Voir Lefebvre et Merrigan (2003) pour une analyse de ce plan et pour une présentation officielle voir le site http://socialunion.gc.ca/menu_f.html.

²⁴ Friendly *et alii* (2003) estiment (voir tableau 15) qu'environ 7% des 535 millions \$ dépensés par les provinces (excluant le Québec) en 2000-2001 ont été consacrés aux services de garde régis.

²⁵ « En septembre 2000, les premiers ministres ont diffusé un communiqué sur l'Initiative de développement de la petite enfance (IDPE) dans lequel ils ont reconnu l'importance capitale des premières années de la vie pour le développement et le bien être futur de l'enfant. Reconnaissant que les familles jouent un rôle primordial dans l'éducation des enfants, ils se sont engagés à améliorer et à élargir les programmes de développement de la petite enfance, en s'appuyant sur les investissements existants. Dans le cadre de l'Initiative de développement de la petite enfance, des progrès ont été réalisés dans chacun des quatre grands domaines d'action cernés par les premiers ministres, soit : • promouvoir la santé durant la grossesse, à la naissance et au cours de la petite enfance; • améliorer le soutien aux parents et aux familles; • renforcer le développement, l'apprentissage et la garde des jeunes enfants; • renforcer le soutien des communautés. » (Canada, 2003, Annexe C).

première année (2001) de ce transfert spécifique a été consacré (excluant le Québec) aux services de garde.

Bien que l'IDPE ne vise pas spécifiquement les services de garde, le Budget fédéral de février 2003 est venu bonifier monétairement l'IDPE et insister plus fortement sur les services de garde²⁶. Le tableau A2 en annexe présente les sommes que le gouvernement fédéral versera aux provinces et territoires entre 2003-04 et 2007-08. Les provinces se sont engagées à produire un rapport annuel sur l'utilisation de ces transferts du fédéral en vertu de l'initiative IDPE. À ce jour (novembre 2004), seul le gouvernement fédéral a rendu compte annuellement de ses propres programmes (Canada, 2003, 2002, 2001) et le Manitoba (2003, 2002) pour les années 2003 et 2002²⁷. Les développements en termes des services de garde qui résulteront de l'IDPE sont à venir et ne sont pas encore observables. Le tableau A3 en annexe indique les sommes que les provinces ont consacrés aux services de garde pour l'année 2001. Selon cette estimation, c'est le Québec qui dépense le plus au Canada pour les services de garde : des 1,7 milliards \$ alloués par les gouvernements à ceux-ci, la proportion relevant du Québec est de 70%. Si la politique du Québec a eu des effets sur les comportements des mères ayant de jeunes enfants, c'est donc bien au Québec qu'on devrait l'observer. Or, comme notre analyse porte sur les années 1993 à 2002, elle comprend plusieurs années avant et après la mise en place de la politique et, compte tenu des remarques précédentes, ce cadre temporel correspond à des périodes où des changements importants d'une politique ont eu lieu dans une province (Québec) et pas dans les autres. Il importe néanmoins de préciser les étapes temporelles de la mise en place effective de la politique, car elles influencent la modélisation.

Le déroulement temporel de la politique québécoise à l'égard des jeunes enfants

Les tableaux 1 à 4 permettent de baliser l'ensemble de la politique québécoise visant les 0-5 ans et les enfants en âge de fréquenter l'école. Le tableau 1 présente les principales dispositions des politiques de services garde et d'éducation concernant les enfants d'âge préscolaire (5 ans ou moins)

²⁶ « Le 13 mars 2003, les ministres fédéral/provinciaux/territoriaux responsables des services sociaux ont conclu une entente sur un cadre améliorant l'accès aux programmes et services d'apprentissage et de garde des jeunes enfants abordables et de qualité sous réglementation provinciale et territoriale. En vertu de ce cadre multilatéral, le gouvernement du Canada versera 900 millions de dollars sur cinq ans à l'appui d'investissements provinciaux/territoriaux dans l'apprentissage et les services de garde des jeunes enfants. Cette initiative vise à promouvoir encore davantage le développement de la petite enfance et à favoriser la formation des parents et leur participation au marché du travail en améliorant l'accès à des programmes d'apprentissage et de garde des jeunes enfants abordables et de qualité. Les gouvernements s'engagent à publier les rapports de référence d'ici la fin de novembre 2003 et les rapports annuels à compter de novembre 2004. » (Canada, 2003, Annexe D (nos soulignés)).

²⁷ Le Québec tout en adhérant à ses principes ne participe pas à l'IDPE mais reçoit néanmoins les transferts du fédéral. On peut présumer que ceux-ci servent à financer son programme de services de garde.

dans les provinces canadiennes. La première partie du tableau relative au Québec précise le calendrier de réalisation de la politique spécifique aux services de garde (la contribution parentale de 5\$/jour par enfant²⁸). Le tableau 2 indique l'évolution du nombre de places subventionnées selon l'entité juridique des services de garde de 1993-1994 à 2003-2004 ainsi que le nombre d'enfants âgés respectivement de moins d'un an, de 0-4 ans et de 5 ans pour les mêmes années. Le tableau 3 donne la distribution du nombre d'enfants selon leur âge dans les services subventionnés de garde pour les années 2000 à 2002²⁹. Le tableau 4 indique le nombre d'enfants provenant de milieux défavorisés dont la famille est exemptée de la contribution parentale à 5\$/jour pour les années 1999 à 2003.

Ces informations appellent les remarques suivantes. Ce n'est qu'en septembre 2000 que les parents avaient potentiellement accès pour tous leurs enfants de 0-4 ans à des services à prix réduit. Dans une première phase, ce sont les parents qui avaient déjà des enfants de 3-4 ans occupant des places en services de garde, et probablement déjà sur le marché du travail, qui ont vu leur contribution se réduire. La création de places subventionnées à un rythme plus important se fait plutôt au cours de la troisième année suivant septembre 1997 (1998-1999 et les années suivantes). Les parents qui avaient des enfants de 1-2 ans déjà en services de garde, et probablement eux aussi occupant un emploi sur le marché du travail, pouvaient s'attendre à voir leur contribution aux services de garde se réduire sur un horizon de temps court.

Depuis la mise en place de cette politique, il est de notoriété publique que le nombre de places est insuffisant pour répondre à la « demande » des familles³⁰. Il faut noter que le nombre d'enfants âgés de 0-4 ans est passé de 455 143 en juillet 1997 à 371 028 en juillet 2004. Il est difficile d'avoir des informations objectives sur le nombre et l'âge des enfants placés sur une liste d'attente et n'ayant pas accès à une place de garde à contribution réduite³¹. Compte tenu de cet état de la situation, on peut supposer que certains parents anticipant la difficulté de trouver une place de garde ont choisi

²⁸ Si le parent est admissible à la contribution réduite, le service de garde ne peut exiger de contribution autre que celle fixée par le Règlement sur la contribution réduite (5 \$/jour). Cependant, un supplément peut être exigé pour un service fourni en plus des services habituels prévus par le contrat. Ce service supplémentaire doit être facultatif, et le contrat doit le mentionner et préciser son tarif. Il faut aussi savoir que si un parent choisit de ne pas s'en prévaloir, le service de garde ne peut refuser son enfant. Le ministère ne fournit pas d'informations sur ces « suppléments ».

²⁹ Malheureusement nous n'avons pas été en mesure d'obtenir les mêmes informations pour les années antérieures à 2000.

³⁰ Le site Internet du ministère de la Famille offre ce conseil : « Pour disposer d'un bon choix de services de garde, il vaut mieux commencer ses recherches tôt — parfois jusqu'à un an d'avance. Autrement, il n'y aura peut-être pas de place au service de garde qui vous conviendrait le mieux, au moment où vous en aurez besoin. En inscrivant votre enfant sur une liste d'attente, vous aurez de bonnes chances qu'il soit admis au moment opportun. Les places dans les services régis par le ministère de l'Emploi, de la Solidarité sociale et de la Famille sont généralement comblées rapidement. Cette situation s'explique par la bonne réputation des services, le nombre de places limité par rapport à la demande et la possibilité de bénéficier de places à contribution réduite ou d'autres formes d'aide financière. »

³¹ Sans que cela soit une règle écrite, les responsables des services semblent accorder une priorité aux familles qui ont déjà un enfant fréquentant leurs services.

d'inscrire plus rapidement leur plus jeune enfant dans un service de garde subventionné. La distribution des enfants par âge (tableau 3), bien qu'elle ne porte que sur les années 2000 à 2003, indique que les hausses les plus importantes de la « clientèle » sont chez les 1 et 2 ans (hausse respectivement de 36% et de 26% contre respectivement de 9% et de 6% pour les 3 et 4 ans). La part des 3-4 ans, bien qu'ils sont majoritaires, a légèrement diminué (passant de 53% à 50%) alors que celle des 1-2 ans progresse le plus (de 35% à 40%) avec la création de places subventionnées. Les 5-6 ans constituent une proportion négligeable des enfants gardés dans le réseau des services subventionnés. Proportionnellement à leur nombre dans la population des jeunes enfants (voir tableau 2), les moins d'un an sont beaucoup moins gardés dans les services subventionnés (soit environ 17% contre environ 45% pour les 3 ans et les 4 ans, en 2002). Selon le tableau 3, entre 2000 et 2003, la proportion des nouveau-nés en services de garde subventionnés n'a pas augmenté mais leur nombre a augmenté (de 16%). Les changements apportés à l'assurance emploi en décembre 2000 visant à prolonger le congé parental³² (la durée des congés de maternité et parental payés est passé de six mois à un an) vient tempérer et retarder, sans aucun doute, le besoin pour les mères (fortement) attachés au marché du travail d'avoir recours à des services de garde³³.

Enfin les enfants issus de milieux défavorisés – dont on considère que les parents sont à revenu trop faible pour qu'on exige d'eux la contribution de 5\$/jour – sont peu nombreux dans les services subventionnés, soit environ 4% à 5%, selon que l'on retient le nombre des enfants (tableau 3) ou de places (tableau 2)³⁴.

Combien de familles utilisent quels services de garde ?

Si les informations présentées et commentées plus haut permettent de baliser l'évolution du nombre d'enfants qui fréquentent des services de garde subventionnés au Québec, il est difficile de connaître le nombre de familles tant au Québec que dans les autres provinces qui utilisent des services

³² Le seuil d'admissibilité a été réduit, passant de 700 heures d'emploi assurable à 600 et le congé parental est passé de 10 semaines à 35 semaines. Le congé de maternité, réservé à la mère, est demeuré le même, soit 15 semaines.

³³ Selon une étude de Statistique Canada (Corak, 1999), en 1998, l'assurance emploi a payé des prestations de maternité à environ la moitié des familles avec un nouveau-né (342 418 naissances en 1998). Selon les statistiques de la Commission de l'assurance emploi (2004), pour l'année 2002-2003, il y a eu 190 720 nouvelles demandes de prestations de maternité (et 212 090 nouvelles demandes de prestations parentales de la part des parents biologiques). Comme en 2002 il y a eu environ 329 000 naissances, on peut calculer qu'un peu plus de 60% des familles avec un nouveau-né ont reçu des prestations. La Commission estime que les parents utilisent au moins 85% des prestations admissibles pendant toute l'année à laquelle ils ont droit. Avant 2001, environ 70% des mères ayant touché de l'assurance emploi étaient retournées au travail dans les sept ou huit mois suivant la naissance. En 2001 ou 2002, plus de 70% des mères ayant touché de l'assurance emploi ont pris congé pour au moins 11 mois.

³⁴ Il y a une légère différence entre le nombre d'enfants selon leur âge au 30 septembre de l'année et le nombre d'enfants selon leur âge au 30 septembre qui occupent les places au mois de mars de l'année suivante (les places en services de garde se créent tout au long de l'année).

de garde peut importe le type, notamment pour travailler ou étudier et lesquels. Outre les services de garde régis ou agréés (subventionnés ou non), les parents peuvent utiliser des services de garde non régis, soit essentiellement les modes suivants : au foyer par une personne apparentée ou non et hors foyer (dans la maison d'une autre personne apparentée ou non). La fiscalité provinciale et fédérale reconnaît ces dépenses sous les conditions mentionnées plus haut, dont le fait d'avoir des reçus.

Le tableau 5A présente le nombre de contribuables du Québec qui ont bénéficié du crédit québécois remboursable pour frais de garde (ces frais peuvent comprennent les dépenses pour pensionnat et colonies de vacances) et la dépense fiscale associée en millions de \$ pour les années 1996 à 2004. On constate que le nombre de contribuables réclamant ce crédit (rappelons que la contribution parentale de 5 \$/jour aux services de garde subventionnés – réseau des services et services à école - n'est pas admissible au Québec mais l'est au palier fédéral) a considérablement augmenté après 1996 et jusqu'en 2000. Cette hausse coïncide avec une utilisation accrue des services de garde, notamment pour les très jeunes enfants (voir le calendrier de la mise en place de la contribution parentale à 5 \$/jour), qu'ils soient directement subventionnés ou non. L'évolution de la valeur du crédit, qui passe de 192 millions \$ en 1996 à 213 millions \$ en 2000 et décroît sensiblement après (pour l'année 2004, le ministère de Finances évalue à 170 millions \$ le coût fiscal de cette mesure), suggère que les parents ont modifié leurs choix de modes de garde (utilisant plus les services directement subventionnés et moins les services donnant lieu qu'à une subvention fiscale) tout en ayant plus recours à des services de garde.

Le tableau 5B présente le nombre de contribuables (du Québec, de l'Ontario et de tout le Canada) qui se sont vus reconnaître des dépenses pour frais de garde au palier fédéral ainsi que la valeur totale de cette déduction fiscale pour les années 1996 à 2002. Le tableau 5C présente une estimation de la dépense fiscale fédérale découlant de cette déduction pour les années 1996 à 2004. Ces dernières années, environ un million de contribuables canadiens demandaient une déduction fiscale pour services de garde, pour un montant d'environ 2,8 milliards \$, qui leur procurait environ 600 millions \$ d'économies d'impôt au palier fédéral³⁵ (le ratio économies d'impôt/dépenses est d'environ 20%). Il faut souligner la remarquable progression du nombre de contribuables du Québec avec une telle déduction (une hausse de près de 80 000 entre 1998 et 2002 par rapport à une hausse de seulement 16 000 dans le reste du Canada, une fois soustrait le Québec). La baisse de la déduction moyenne au Québec (la déduction est près de 50% inférieure à celle du reste du Canada), reflète en grande partie la réduction du prix des services de garde.

³⁵ Les mêmes dispositions fiscales s'appliquent au palier provincial (sauf au Québec), ce qui conduit à des réductions d'impôt supplémentaires.

Deux enquêtes annuelles de Statistique Canada permettent aussi de baliser les dépenses en services de garde. L'enquête sur les dépenses des ménages (EDM) donne les dépenses faites au titre des services de garde au sens large par les ménages. Le tableau 6A présente celles-ci pour les années 1996 à 2002 en distinguant le Québec des autres provinces ainsi que le nombre de ménages qui rapportent de telles dépenses³⁶, indépendamment de l'âge ou du nombre des enfants présents. Sans prendre en considération la question de la participation à des services de garde (que les données de cette enquête ne permettent pas d'analyser correctement), il apparaît que les ménages du Québec semblent dépenser moins maintenant (en 2002) pour les services de garde. La dépense moyenne rapportée par ménage est inférieure de 49% à celle des autres provinces. Cela s'accorde avec le fait que les services plus formels et réguliers de garde sont plus pris en charge par l'État. L'enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) recueille aussi, depuis 1999, des informations sur les dépenses de garde faites pour travailler ou étudier par les familles. Les statistiques présentées au tableau 6B donnent un portrait différent de l'EDM concernant le niveau de ces dépenses et leur évolution dans le temps, bien que le nombre de familles qui rapportent de telles dépenses au fil des ans est relativement similaire dans les deux enquêtes. On peut penser que l'estimé de l'EDTR est probablement plus près de la réalité, compte tenu de la taille plus importante de ses échantillons (répondants). Le tableau 6B indique que le nombre de familles avec des frais de garde a augmenté beaucoup plus au Québec que dans les autres provinces alors que la dépense moyenne a légèrement baissé par rapport à celle des familles des autres provinces (en 2002, la dépense moyenne représente 57% de la dépense moyenne dans les autres provinces).

L'enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) conduite chaque deux années depuis 1994-1995 par Statistique Canada demande aux parents s'ils utilisent des services de garde pour leurs enfants de 0-11 ans afin spécifiquement de travailler ou d'étudier ainsi que le mode de garde utilisé (et s'il est régi ou agréé). Le tableau 7 présente pour le Québec et les autres provinces les principaux modes de garde utilisés³⁷ par les familles ayant des enfants de 0-5 ans à chacun des 4 cycles disponibles (1994-1995 à 2000-2001). Il apparaît qu'à partir de 1998-1999 les parents des jeunes enfants au Québec utilisent plus des services de garde que dans les autres provinces (par rapport à la catégorie aucun mode et sans objet). La garde en milieu familial (hors foyer) est le principal mode, il est en progression et un peu plus important hors du Québec. La garderie comme

³⁶ On peut supposer que les ménages répondants rapportent leurs dépenses indépendamment des conditions qu'ils doivent satisfaire pour qu'elles les qualifient du point de vue de l'impôt. Cela peut inclure, par exemple, le « baby-sitting ».

³⁷ La classification des modes aux cycles 3 et 4 est légèrement différente de celle utilisée aux deux premiers cycles.

mode (incluant la catégorie, garde avant ou après l'école)³⁸ progresse fortement au Québec alors que dans les autres provinces ce mode est le troisième en importance. La garde au domicile des parents (garde au foyer) est légèrement plus importante hors Québec (deuxième mode dans les autres provinces devant la garderie).

Les enfants en maternelle

Une maternelle publique (et gratuite) pour les enfants de 5 ans, ou une prématernelle pour les 4 ans, implique une subvention implicite aux services de garde. Cette politique a été astucieusement utilisée par Gelbach (2002) pour estimer l'impact de cette subvention sur l'emploi d'un échantillon de mères monoparentales dont le plus jeune enfant était âgé de 5 ans au moment du recensement du 1^{er} avril 1980³⁹. Ses estimations indiquent que l'accès à la maternelle publique gratuite a : accru la probabilité d'être employée de 5% à la date de l'entrevue et de 4% durant l'année 1979; augmenté les heures travaillées par semaine de 2 heures, les semaines travaillées par année de 3,6 semaines et le revenu salarial de 932 \$ pour l'année 1979; et réduit de 4% la probabilité de recevoir de l'assistance sociale pour l'année 1979.

Toutes les provinces offrent un programme de maternelle pour les enfants de 5 ans dans le cadre de l'école publique et sous la responsabilité du ministère de l'Éducation⁴⁰. Tous ces programmes sont généralement offerts sur la base d'une demi-journée (2h30) pendant l'année scolaire, sauf au Québec (depuis septembre 1997), au Nouveau Brunswick et en Nouvelle Écosse où la maternelle est à temps plein. Et, dans la plupart des provinces, les parents ont le choix d'inscrire ou non leur enfant (la très grande majorité des enfants satisfaisant au critère d'âge fréquente la maternelle). De plus, en Ontario, la plupart des Commissions scolaires offrent une prématernelle publique pour les enfants de 4 ans (2h30 par jour), qui est fréquentée par la plupart des enfants de cet âge. Enfin, plusieurs provinces (dont le Québec) offrent un programme de prématernelle publique avec un nombre de places limitées pour les enfants de 4 ans handicapés ou issus de milieux défavorisés⁴¹ (quelques heures par jour et quelques jours par semaine durant l'année scolaire).

Le tableau 8 indique le nombre d'enfants inscrits à la maternelle publique 4 ans ou 5 ans au Québec depuis 1998. Pour les 5 ans, avant septembre 1997, 88% des enfants qui étaient admissibles

³⁸ Il n'est pas clair si les parents ayant des enfants de 5 ans en maternelle ou de 4 ans en prématernelle considèrent celles-ci comme un mode de garde et quel mode ils attribuent à celles-ci.

³⁹ L'auteur exploite les variations dans les mois de naissance des enfants et le fait que les états n'imposent pas la même règle concernant le mois de naissance pour l'admission à la maternelle.

⁴⁰ Voir Friendly *et alii* (2003) pour les spécificités propres à chaque province.

⁴¹ Les enfants de parents bénéficiaires de l'assistance sociale qui sont engagés dans un programme de réinsertion à l'emploi ou de formation.

fréquentaient la maternelle publique (cinq demi journées par semaine). Depuis que la maternelle (optionnelle) temps plein est offerte, la proportion est passée à environ 98% (incluant les 4 000 enfants qui fréquentent une école privée). Dans le cas de la maternelle 4 ans, environ 8 000 enfants en 1998 (le nombre est en diminution régulière depuis cette année) fréquentaient l'école publique (une à cinq demi-journées par semaine).

Le tableau 9 présente selon les données de l'ELNEJ par cycle, le niveau « d'année scolaire » des enfants de 4 ans, pour le Québec, l'Ontario et les autres provinces ainsi que pour les enfants de 5 et 6 ans au Québec et dans autres provinces⁴². À 4 ans, la majorité des enfants ne sont pas à l'école sauf en Ontario comme on pouvait s'y attendre. À 5 ans, dans les autres provinces une très large majorité des enfants sont en maternelle selon l'information fournie par le parent qui connaît le mieux l'enfant (PCM), alors qu'au Québec la PCM rapporte plutôt que les enfants de cet âge sont soit en maternelle, en prématernelle ou ne fréquente pas l'école (ces dernières informations sont évidemment différentes et en partie contradictoires avec celles des données administratives rapportées au tableau 8). À 6 ans pratiquement tous les enfants sont à l'école (à la maternelle, en 1^{ère} ou 2^{ème} année).

Depuis septembre 1997, avec la mise en place de la politique de la garde en milieu scolaire avant et après l'école au tarif de 5\$/jour, le nombre de services de garde à l'école et la clientèle d'enfants se sont considérablement accrus. Le tableau 10 présente l'évolution de la clientèle sporadique et régulière (au moins 2h30 par jour pour un minimum de 3 jours par semaine) des enfants de la maternelle 5 ans ou 4 ans au Québec qui fréquente les services de garde en milieu scolaire. La progression du nombre de services et de la clientèle régulière qui bénéficie d'un service à 5\$/jour a été spectaculaire entre 1997-1998 et 2002-2003. On ne dispose pas d'informations similaires pour les autres provinces.

2. Cadre analytique et méthodologie empirique

L'effet d'incitation au travail d'une subvention aux services de garde

La façon la plus simple pour illustrer l'effet incitatif introduit par une politique de subvention aux services de garde est de reprendre le modèle simplifié (canonique et statique d'offre de travail

⁴² L'âge de l'enfant détermine, dans la plupart des cas, les questions qui sont posées à son sujet. Plutôt que d'utiliser l'âge réel de l'enfant, on fait appel dans l'ELNEJ à un âge calculé appelé « âge effectif », pour que l'enfant reste dans le groupe d'âge auquel il a été associé, peu importe que la collecte ait lieu avant ou après son anniversaire. Par exemple, pour le cycle 4, l'âge effectif est calculé en fonction de l'année 2000 : c'est-à-dire 2000 – année de naissance. Par exemple, un enfant né 1998 aurait un âge effectif de 2 ans (2000-1998). L'âge actuel de l'enfant au moment de l'interview est parfois différent de l'âge effectif. Sur le terrain, l'enquête est conduite à l'automne et à l'hiver et chevauche donc deux années civiles.

d'une personne avec quelques hypothèses sur les services de garde) présenté par Blau (2003). La mère a la responsabilité de la garde d'un seul enfant; le service de garde est homogène en qualité et exige un prix de marché de p dollars l'heure; il n'y a pas de service de garde informelle gratuit; pour chaque heure travaillée par la mère, elle doit payer pour les heures de garde non maternelle; il n'y a pas de coûts fixes à travailler et le salaire horaire, w , est le même pour toutes les heures travaillées. La contrainte budgétaire de la mère est : $c = I = y + (w-p)h$, où c est la consommation, I le revenu net des dépenses de garde, y est le revenu autre que de travail et h sont les heures de travail. La contrainte de temps normalisée est : $h + l = 1$, où l représente les heures de loisir et la fonction d'utilité est $u(c, l)$. Le coût des services de garde réduit le salaire net $(w-p)$ et la pente de la ligne budgétaire dans l'espace consommation/loisir s'aplatit par rapport à une situation où les services sont gratuits, comme l'illustre la figure 1. Plus le coût des services de garde est élevé, plus la probabilité que le salaire net soit inférieur au salaire de réserve augmente et que la mère ne travaille pas (soit $h=0$ sur la pente de la courbe d'indifférence). Une *subvention aux services de garde linéaire*, de s dollars par heure, modifie la contrainte budgétaire qui devient $c = y + (w-p+s)h$, augmente le salaire net, rend la pente de la droite de budget plus abrupte (voir l'illustration de la figure 1) et accroît la probabilité de travailler. Par ailleurs, l'effet d'une telle subvention sur les heures travaillées conditionnelle à l'emploi (des mères pourraient utiliser des services de garde pour des activités autres que de travail) est indéterminé parce que la subvention a un effet de substitution positif et un effet de revenu négatif sur les heures de travail.

Au Québec, avant septembre 1997, la subvention aux services de garde passait principalement par le crédit d'impôt remboursable pour les frais de garde, gradué selon le revenu familial⁴³. La déduction fédérale pour frais de services de gardes réduit, elle aussi, le prix des services de garde. En somme, les deux paliers de gouvernement subventionnent (encore) par ces mesures les services de garde d'un montant s qui est fonction du niveau de revenu. En d'autres mots, la subvention n'a pas la forme simple discutée plus haut, mais elle est *non linéaire*. La figure 2 illustre une forme générique de ce type de subvention. Le taux de subvention décroît de s_1 à s_2 au niveau de revenu I_1 , correspondant aux heures travaillées h_1 et de s_3 à s_2 au niveau de revenu I_2 . Dans l'illustration, le taux de subvention devient nul au niveau de revenu I_3 (seuil d'inéligibilité) pour les heures h_3 , ce qui conduit à une discontinuité dans la contrainte budgétaire. Cette autre forme de subvention implique qualitativement le même type d'effet sur la probabilité de travailler et, contrairement à la subvention

⁴³ Cette mesure fiscale peut toujours être utilisée par les parents qui n'utilisent pas le réseau des places de garde à contribution réduite.

linéaire, influence l'incitation à choisir un nombre particulier d'heures travaillées (notamment, pour obtenir la subvention, les heures travaillées doivent être égales ou inférieures à h_3).

Une autre forme de subvention non linéaire est la *subvention qui est un montant fixe en dollars* ou un *nombre fixe d'heures de garde* indépendante du statut d'emploi et des heures travaillées par la mère. À titre d'exemple, un programme public d'intervention précoce ciblé (prématernelle) et la maternelle (plein temps ou demi-journée) sont des services de garde gratuits qui poursuivent un objectif explicite d'éducation. Or, le régime de garde à 5 \$/jour introduit en 1997 correspond à une subvention fixe : la subvention s est indépendante du revenu de la mère et du revenu familial, *pour les familles qui bénéficient d'une place subventionnée*; elle est indépendante du statut de la mère sur le marché du travail et de ses heures travaillées; les heures de garde offertes sont habituellement de 10 à 12 heures par jour⁴⁴ et cela pour les cinq jours de la semaine en contrepartie d'une contribution de 5 \$/jour. La figure 3 illustre une formule générique de subvention fixe, où le taux de subvention sur le premier segment de la contrainte budgétaire est $s_1=p$, et sur les deuxième et troisième segments la subvention est nulle avec un coude à h^* et une discontinuité à $h^\#$. Une subvention de ce type accroît l'incitation à travailler de la part des mères qui n'auraient pas travaillé en l'absence de la subvention, avec des heures travaillées probablement égales à $h=h^*$, étant donné le coude de la contrainte budgétaire à h^* . La subvention entraîne des effets de substitution et de revenu opposés pour les mères qui auraient travaillé $h^* \geq h > 0$ sans subvention. La subvention produit seulement un effet de revenu pour les mères qui auraient travaillé $h^\# > h > h^*$ sans subvention, conduisant ainsi à une réduction des heures travaillées. La subvention a un effet à la baisse sur les heures travaillées pour les mères qui auraient travaillé plus de $h^\#$ heures sans subvention. Dans le cas du régime québécois, ces effets sur les heures travaillées sont peu probables, comme tenu du nombre élevé des heures de garde offertes pour le tarif fixe de 5 \$/jour : pour une journée usuelle de travail à temps plein avec le temps de déplacement entre le domicile, le service et le travail – disons 9 heures – le coût horaire des services de garde revient à environ 0,60 \$/heure (avant la déduction fiscale fédérale). Le coût horaire des services est si peu élevé que seules les mères avec un très faible potentiel de revenu sur la marché par rapport à leur salaire de réserve (qui serait alors plus élevé que le salaire minimum) pourraient ne pas

⁴⁴ Dans les CPE et les garderies les services sont généralement ouverts de 7 heures 30 à 18 heures. En milieu familial, le programme à contribution réduite doit pouvoir être ouvert jusqu'à un maximum de 10 heures par jour. Les services de garde subventionnés sont ouverts pendant un maximum de 20 jours par période de 4 semaines et pas plus de 261 jours par année de référence. Comme presque toutes les places doivent être occupées à temps plein, une famille doit, pour maintenir son accès, payer 261 jours (1 305 \$) indépendamment que l'enfant soit présent ou non (pour des vacances familiales ou qu'il est malade).

être incitées à travailler malgré la subvention⁴⁵. On doit plutôt s'attendre à ce que les heures en services de garde subventionnés (l'intensité de la garde) au Québec augmentent plus que les heures travaillées par les mères, abstraction faite des considérations de qualité et des préférences de la mère (notamment à l'égard de la garde non parentale et du temps de loisir avec et sans enfant). En fait, il faudrait modifier la contrainte de temps et l'écrire comme : $h + l + l_e = 1$, où l devient le temps de loisir sans enfant et l_e signifie le temps de loisir avec l'enfant. Alors, les services de garde peuvent être utilisés lorsque le parent n'est pas avec l'enfant, soit $1 - l_e$. De ce point de vue, plus la qualité des services de garde augmente, c'est-à-dire plus le service devient aux yeux de la mère un substitut parfait au temps qu'elle consacre à son enfant, plus on devrait s'attendre que l soit non nul.

L'articulation du régime québécois implique que l'obtention de la subvention entraîne un coût fixe qui doit être supporté par la mère qui entre sur le marché du travail. La figure 4 illustre une formule générique de *subvention avec coût fixe* pour utilisation jusqu'à h^* . Donc, au lieu d'une diminution du salaire net, la travailleuse voit son revenu de travail amputé d'un montant f (qui identifie ce coût fixe) dès qu'elle entre sur le marché du travail. Cependant son salaire horaire n'est pas touché jusqu'à h^* , le nombre d'heures maximum offert par la garderie. Cependant, très peu d'enfants seront en services de garde plus de h^* heures. On peut comparer la contrainte budgétaire d'un régime de subvention basé sur le nombre d'heures utilisés avec un régime basé sur un coût fixe pour un nombre fixe d'heures (voir les figures 3 et 4). L'ordonnée devient $y-f$, mais la pente de la droite budgétaire est de w jusqu'à h^* . Elle croise la droite avec subvention s au point $h^\#$. Ainsi, pour une mère qui travaillait moins de $h^\#$ avant le changement de régime, il est plus avantageux d'utiliser le crédit d'impôt remboursable. Ce nombre d'heures devrait être assez faible pour la majorité des femmes compte tenu du tarif très bas exigé pour les services subventionnés.

Les remarques précédentes soulignent que la baisse du prix des services de garde après l'introduction du régime n'a pas été la même pour toutes les familles. La raison étant que le prix net d'une heure de garde différait (et diffère encore) d'une famille à l'autre à cause du mode utilisé (voir tableau le 7 pour ceux-ci) et à cause du crédit d'impôt remboursable au Québec et de la déduction fédérale (qui s'applique au revenu de travail le moins élevé dans le cas d'une famille biparentale).

De plus, tous les parents qui utilisaient des services de garde ne recevaient pas forcément une subvention car certains utilisaient les services d'une personne (à leur domicile ou au domicile de

⁴⁵ Dans la mesure où le tarif fixe doit être payé pour une semaine entière (25 \$) ou, encore, pour l'année entière (1 305 \$) mais par versement hebdomadaire pour accéder aux services subventionnés, le coût marginal va apparaître plus important. En revanche, le prix marginal d'une heure de garde supplémentaire est nul, peu importe que cette heure soit utilisée pour le travail ou le loisir (sans enfant).

celle-ci) sans rendre officielles ces transactions aux fins des impôts personnels, d'autres faisaient garder leur(s) enfant(s) (au domicile familial ou hors domicile) par une personne apparentée et cela gratuitement. Pour les services régis ou agréés, en 1997, le prix net des services de garde pour une famille avec un revenu familial supérieur était plus élevé que celui payé par une famille avec un revenu familial modeste. La déduction fédérale réduit l'impôt du contribuable avec frais de garde selon son taux marginal de taxation (et en autant qu'il est redevable d'impôts) alors que le crédit d'impôt remboursable québécois est lui beaucoup plus favorable aux faibles revenus.

Donc, de façon générale, on peut supposer que le régime à contribution réduite, a réduit les prix des services de façon plus importante pour les familles à haut revenu que pour celles à bas revenu. D'autre part, les familles à revenu plus modeste peuvent être contraintes dans leurs choix de garde par les liquidités qui sont à leur disposition. Puisque les mécanismes de subventions décrits plus haut passent par le rapport d'impôt, les familles doivent déboursier les frais bruts des services de garde selon l'utilisation et bénéficier de la subvention ex-post au moment de la production de leurs rapports d'impôt. Ainsi, pour toutes les familles qui ne pouvaient déboursier le montant demandé pour les services de garde en 1997, le régime à contribution réduite lève le fardeau de cette contrainte si elles disposent d'une place subventionnée. Une subvention ne change pas le prix des services offerts gratuitement par la famille apparentée ou lorsque les parents coordonnent leur horaire de travail de façon à ne pas utiliser des services de garde. Cependant, la garde à tarif réduit va inciter des familles (des mères qui auraient travaillé sans subvention) à accroître leur utilisation des services de garde payants. Une subvention aux services de garde devrait donc avoir un effet d'éviction sur les services gratuits et plus informels et avoir un effet de revenu (les familles vont dépenser moins sur les services de garde et plus sur les autres bien). Les informations présentées aux tableaux 6, 7 et 8 soutiennent indirectement ces « prédictions » associées à une politique de services de garde à tarif faible.

Ajoutons qu'il faut aussi s'attendre à ce que les effets sur les heures travaillées, les semaines et les revenus annuels de travail des mères québécoises se manifestent plus rapidement que celui sur la participation au marché du travail, effet qui dépend plus de la création de places supplémentaires. Les premières mères qui ont eu accès à des places à contribution réduite, étaient déjà sur le marché du travail et elles voyaient leur salaire horaire net des frais de garde et les heures de garde offertes augmenter.

Finalement, soulignons qu'on ne dispose pas d'informations annuelles sur le prix des services de garde autres que ceux qui sont régis (les services rendus au domicile de la famille ou au domicile d'une autre personne) ou sur les dépenses des familles par mode de garde (le tableau A1 de l'annexe présente une estimation du prix moyen des services de garde pour toutes les provinces selon l'âge des

enfants en 2001)⁴⁶. Cela exclut qu'on puisse analyser l'effet du prix des services de garde achetés sur le comportement de travail des mères qui est l'approche généralement utilisée dans la littérature économique⁴⁷.

Approche empirique

La littérature économique sur l'évaluation non expérimentale des effets des programmes propose différentes approches qui exploitent le fait qu'il y a plusieurs périodes pré et post changement d'une politique⁴⁸. Une approche largement utilisée est celle de la *différence-des-différences* (DD)(Card, 1990; Angrist et Krueger, 1999; Meyer et Rosenbaum, 2001; Bertrand *et alii*, 2004). Celle-ci repose en général sur deux périodes (avant et après une réforme) et pour reprendre la terminologie expérimentale sur un groupe contrôle et un groupe traitement. La méthode économétrique utilisée pour mesurer les effets du régime à contribution réduite sur l'offre de travail des mères avec de jeunes enfants s'appuie sur une approche DD élargie et enrichie. Elle prend en considération le fait que le Québec a adopté un régime particulier de subventions aux services de garde – disons en 1999 pour fixer le raisonnement - alors qu'aucune autre province n'a adopté un tel régime pour la période qui concerne l'analyse empirique (1993-2002). Les mères québécoises avec des enfants âgés de 5 ans ou moins sont du point de vue de la méthode DD un groupe traitement. Les mères des autres provinces qui ont des enfants du même âge forment le groupe contrôle. L'estimateur DD peut s'écrire comme :

$$DD \equiv E(\Delta | Q = 1) = \{E(Y_1 | Q = 1) - E(Y_0 | Q = 1)\} - \{E(Y_1 | Q = 0) - E(Y_0 | Q = 0)\}, \quad (1)$$

où Δ est l'effet attendu attribuable au changement de régime; E , l'opérateur d'espérance mathématique; Y , une mesure d'offre du travail (participation, heures travaillées, semaines travaillées, revenu de travail); l'indice 1 indique la période après la mise en place du régime alors que 0 représente la période pré régime; et, finalement, $Q=1$ signifie résidant au Québec et 0 dans les autres provinces. Ainsi, on suppose que le changement moyen de Y entre 1 et 0 aurait été le même que dans les autres provinces si le nouveau régime de subvention n'avait pas été introduit. Cette méthode contrôle pour les différences permanentes entre les deux régions ainsi que pour les chocs agrégés canadiens (p.e. de chômage) qui sont contraints à avoir des impacts identiques sur les deux régions.

⁴⁶ La dernière et seule enquête nationale sur les services de garde réalisée par Statistique Canada date de 1988.

⁴⁷ Ce type d'approche (voir Blau, 2003) ne mesure pas directement les subventions mais déduit leurs effets en estimant les effets de prix des modes de garde (leurs élasticités) sur l'offre de travail (probabilité de travailler et les heures travaillées).

⁴⁸ Voir Angrist et Krueger (1999) pour une revue exhaustive de la littérature.

Les conditions d'identification de l'estimateur DD sont dérivées par Heckman *et alii* (1999). Il peut être réécrit sous une forme plus explicite et générale :

$$DD \equiv [E(Y_{s-1+k} | Q = 1) - E(Y_{s-1+k}^* | Q = 1)] - [E(Y_{s-1+k} | Q = 0) - E(Y_{s-1+k}^* | Q = 0)], \quad (1a)$$

où s indique la période du changement de régime, $s-1+k$ et $s-1-k^*$ (avec $k > 0$ et $k^* \geq 0$) représentent respectivement le nombre de périodes après et avant le nouveau régime.

Dans un contexte de régression, l'effet peut aussi être identifié en estimant le modèle suivant :

$$Y_{it} = \alpha + \theta Q_i + \gamma A_i + \beta A Q_i + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

où i représente les mères et t le temps, Q_i prend la valeur 1 si la mère vit au Québec et 0 autrement, A_i prend la valeur de 1 si la période se trouve après l'introduction du régime et 0 autrement, AQ_i est le produit de A_i et Q_i , les ε_{it} sont des termes d'erreurs (avec $E(\varepsilon_{it} | Q, t=0)$), et $\beta, \gamma, \theta, \alpha$ sont des paramètres à estimer. Le coefficient β représente l'effet du régime sur Y , le coefficient γ représente un facteur commun à toutes les mères après la politique et attribuable aux autres politiques, le coefficient θ mesure un facteur attribuable aux mères du Québec et le coefficient α (l'ordonnée à l'origine) est un terme commun à toutes les personnes, indépendant de la politique et des autres facteurs influençant la variable Y . L'estimateur DD identifie alors l'effet de traitement, β , mais il requiert un groupe contrôle puisqu'il repose sur deux périodes seulement.

Une spécification beaucoup plus générale développée par Francesconi et Van der Klaauw (2004)⁴⁹ est de considérer, en matière de marché du travail, qu'il y a une tendance temporelle, commune ou non, aux deux groupes ainsi qu'une tendance différente, commune ou non, après la mise en place d'une nouvelle politique. La première tendance différenciée répond à la critique de Meyer (1995) sur la spécification (2) : il est possible que les taux de participation au marché du travail des mères québécoises évoluent différemment de ceux des mères des autres provinces, indépendamment du régime particulier de subventions. En outre, une tendance post-régime québécois permet de capter l'effet des changements de toutes les politiques autres que celles du régime de subventions qui ont été apportées en 1999 et après (voir la discussion de la section 1). Il s'agit dans un premier temps de réécrire la spécification (2) comme suit :

$$Y_{it} = \alpha + \theta Q_i + (\gamma_{11} + \gamma_{12} Q_i) t + \gamma_2 I(t \geq s) + \beta Q_i I(t \geq s) + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

où t est une tendance temporelle et le terme $I(w)$ est une fonction indiquant que l'évènement w s'est produit ($s=1999$), c'est-à-dire que le changement susceptible de produire des effets notables se fait en

⁴⁹ Ils analysent l'effet de la mise en place en 1999 du programme britannique du supplément au revenu de travail des familles sur l'offre de travail des mères monoparentales à l'aide des données longitudinales 1991-2001 du panel britannique des ménages. Leur groupe contrôle est constitué des femmes sans enfant et vivant seul.

1999, lorsque l'augmentation de places se matérialise (voir section 1); le paramètre γ_{11} représente un déplacement de la valeur moyenne de Y_{it} commun aux deux groupes de mères alors que γ_{12} représente un effet de tendance différent pour le Québec; les autres termes ont la même signification que dans l'expression (2). Il est possible de montrer que la spécification (3) correspond à un estimateur (de β) de type *différence-des-différences-des-différences* (DDD)⁵⁰, c'est-à-dire qui repose sur trois périodes d'observation :

$$DDD \equiv \{[E(Y_{s-1+k} | Q = 1) - E(Y_{s-1} | Q = 1)] - [E(Y_{s-1} | Q = 1) - E(Y_{s-1-k} | Q = 1)]\} - \\ \{[E(Y_{s-1+k} | Q = 0) - E(Y_{s-1} | Q = 0)] - [E(Y_{s-1} | Q = 0) - E(Y_{s-1-k} | Q = 0)]\}, \quad (4)$$

où l'indice k indique la durée des périodes sur lesquelles les différences sont calculées⁵¹.

Dans le cas de la spécification (4), la méthode DD conduit à un effet de traitement estimé par $\beta + \gamma_{12}(k + k^*)$ où $k + k^*$ représente le nombre moyen de périodes observées (années) avant et après le changement d'une politique. Si γ_{12} n'est pas égal à 0, l'estimateur DD de β est biaisé. Ce biais découle d'une évolution temporelle de la variable d'intérêt qui diffère entre les deux groupes.

Une spécification plus générale que (3) est la suivante :

$$Y_{it} = \alpha + \theta Q_i + (\gamma_{11} + \gamma_{12} Q_i)t + [\gamma_{21} + \gamma_{22}(t-s)]I(t \geq s) + \beta Q_i I(t \geq s) + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

où en plus en plus de tendances temporelles différenciées ($(\gamma_{11} + \gamma_{12})$ selon le groupe et un changement commun de Y_{it} à s , apparaît un changement commun de tendance au moment de l'intervention de la politique de subventions, γ_{22} . L'équation (5) permet que des « chocs », autres que le régime de subventions, se produisent en 1999 et puissent avoir un effet commun indépendant sur les ordonnées et les pentes des mécanismes qui génèrent les Y pour les deux groupes de mères. Sous cette spécification, les estimateurs DD et DDD ne peuvent identifier correctement l'effet du régime de subvention : la méthode DD identifie $\beta + \gamma_{12}(k + k^*) + \gamma_{22}k-1$, alors que la méthode DDD identifie $\beta + \gamma_{12}(k-k^*) + \gamma_{22}(k-k^*) + \gamma_{22}k-1$ ⁵²; DDD identifie donc l'effet que dans le cas où $k=1$.

La spécification (5) peut être enrichie de deux façons. Premièrement, pour tenir compte des changements potentiels dans la composition des deux groupes spécifiques de mères qui ont pu se produire dans le temps, quelques caractéristiques individuelles (âge, niveau d'éducation et statut d'immigration de la mère; nombre et présence des enfants selon l'âge; statut familial de la mère) sont retenues comme variables de contrôle. Deuxièmement, comme le soulignent Francesconi et Van der

⁵⁰ Pour des travaux qui utilisent la méthode DDD pour analyser l'effet sur l'offre de travail de réformes de politique, voir Schone (2004), Gruber (1994), Klerman et Leibowitz (1997).

⁵¹ L'estimateur DDD requiert des intervalles de temps égaux pour calculer les différences (autrement il faut ajuster les différences par le ratio k/k^*).

⁵² Si la longueur des périodes est la même pour les termes de différence avant et post politique, alors $k=k^*$ et les différences dans l'évolution temporelle de la variable Y selon les deux groupes ne contribuent pas au biais.

Klaauw (2004), d'une part les impacts associés à un changement de politique qui prend effet à une date spécifique ne se produisent pas immédiatement et de façon permanente suivant sa mise en place. Dans le cas du régime de subventions, son accès ainsi que la hausse du nombre de places de garde disponibles s'étalent sur plusieurs années. Il est raisonnable de supposer qu'il y eu des délais dans la réaction et les changements de comportements des mères, liés à la connaissance et aux modalités du régime, aux embûches de trouver un emploi et de trouver une place de garde qui convienne. D'autre part, le régime a été annoncé d'avance et fortement publicisé lors de sa mise en route. Les mères du Québec ont pu dans une certaine mesure anticiper ses avantages : chercher plus intensivement un emploi ou accepter plus facilement un emploi moins rémunérateur sachant que leurs frais de garde seraient minimes; réduire la propension des mères à quitter le marché du travail après une naissance ou à abandonner son emploi faute de trouver des services de garde adéquats et peu coûteux. Finalement, l'effet du régime de subventions à la garde a pu interagir avec d'autres tendances du marché du travail et d'autres changements de politiques dans la période post régime (voir la section 1).

Pour intégrer ces effets dynamiques et d'anticipation et tenir compte des autres facteurs qui pourraient confondre l'effet du régime, la spécification (5) est modifiée comme suit :

$$Y_{it} = \alpha + \theta Q_i + (\gamma_{11} + \gamma_{12} Q_i)t + [\gamma_{21} + \gamma_{22}(t-s)]I(t \geq s) + \sum_{t=1998}^{2002} \beta_t Q_{it} + \Phi' X_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (6)$$

où β_t représente l'effet du régime au temps t , β_{1998} est l'effet d'anticipation et X_{it} est le vecteur des variables de contrôle de nature socio-économique auxquelles sont associées le vecteur de paramètres Φ . L'estimation économétrique repose sur la spécification (6) où Y_{it} prend différentes valeurs (les variables de résultat relatives au marché du travail).

3. Les données de l'EDTR et quelques constats

Les données utilisées pour l'analyse empirique proviennent des fichiers de microdonnées transversales de l'enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) qui sont des recueils de variables des domaines du revenu, du travail et sur les personnes et leur famille au Canada. L'EDTR est une enquête auprès des ménages et l'échantillon est tiré de l'enquête sur la population active (EPA). L'EPA couvre la population des dix provinces à l'exception des réserves indiennes, des militaires et des résidents des institutions. Conçue pour être une enquête longitudinale portant essentiellement sur le travail et le revenu, l'EDTR a commencé à recueillir des données pour l'année de référence 1993. Les mêmes personnes ont été interviewées chaque année pendant six années

consécutives, de 1993 à 1998. À partir de 1996, un deuxième panel s'est ajouté, ces nouveaux répondants ont été interviewés de 1996 à 2001. En 1999, un troisième panel a été constitué pour remplacer la première cohorte de répondants. En 2002, un nouveau panel de répondants a pris la relève, ceux-ci seront interviewés de 2002 à 2007. L'échantillon de l'EDTR est donc composé depuis 1996 de deux panels. Le tableau A suivant illustre comment et quand les panels se recoupent ainsi que la taille des enregistrements (personnes et ménages) et des unités de personnes de 15 ans et plus après pondération en millions.

Tableau A : structure et taille de l'EDTR

Panel 1	1993	1994	1995	1996	1997	1998					
Panel 2				1996	1997	1998	1999	2000	2001		
Panel 3							1999	2000	2001	2002	2003-4
Panel 4										2002	2003-7
Taille ¹											
Personne	29 650	29 632	29 819	61 108	61 497	62 211	58 096	57 441	xx xxx	xx xxx	n.d.
Famille	15 000	15 000	15 351	31 973	32 240	32 721	30 410	33 212	xx xxx	xx xxx	n.d.
Unités	22,1	22,5	22,9	23,1	23,4	23,7	23,7	24,1	xx,x	xx,x	n.d.

1. Nombre d'enregistrements (personne de 15 ans et plus et famille économique) selon le fichier (fichiers à grande diffusion) et unités de personne après pondération en millions; n.d. : non disponible.

L'échantillon général

Au départ, l'échantillon utilisé est construit à partir du fichier transversal annuel (1993 à 2002) des mères dans les familles de recensement⁵³, vivant en couple ou non, avec au moins un enfant (biologique ou non) présent au sein de la famille et qui sont âgées de 19 ans à 54 ans. Puis, ont été retenues les mères ayant au moins un enfant de 5 ans ou moins. Ensuite, ce dernier échantillon est séparé selon le niveau d'éducation de la mère : le premier comprend les mères qui ont un diplôme d'études secondaires ou moins et le deuxième les mères dont le niveau d'éducation est supérieur au diplôme d'études secondaires.

Les variables du marché du travail

Cinq variables du marché du travail ont été retenues pour analyser les comportements de travail des mères⁵⁴ :

1. Participation au marché du travail : *occupée versus en chômage ou inactive*, pour deux des douze mois de l'année où l'information est disponible, soit avril⁵⁵ et août [ml04v2; ml08v2].

⁵³ Seules les familles de recensement permettent un lien unique entre mère présente ou la conjointe d'un homme et les enfants par âge présents au sein de la famille.

⁵⁴ Pour une définition exacte voir le dictionnaire électronique des variables de l'EDTR sur le site WEB de Statistique Canada.

2. Emploi durant l'année de référence : *travail temps plein, travail à temps partiel* [fl1prt1]; cet indicateur s'applique aux personnes ayant eu un emploi pendant l'année de référence.
3. Nombre de *semaines travaillées* durant l'année [wksem28].
4. Nombre total d'*heures travaillées* pour tous les emplois durant l'année [alhrwk28].
5. Le *revenu total annuel du travail* du répondant [earn42], en dollars constants de 1992. Le revenu du travail comprend les salaires et traitements avant déductions et le revenu net d'un travail autonome.

Analyse descriptive

Les figures 5 à 7 tracent l'évolution temporelle des cinq variables relatives au marché du travail selon l'âge des enfants présents et le niveau d'éducation des mères de 1993 à 2002. Les figures 5 (a) et (c) présentent les taux de participation au marché du travail des mères au mois d'avril et au mois d'août pour le Québec (Q) et les autres provinces (C) selon la présence d'au moins un enfant âgé de 0 à 5 ans ou de 1 à 5 ans. Ce qui est un peu curieux et étonnant pour les mères du Québec est la forte hausse du taux en 1995, pour tous les groupes d'âge des enfants, qui est suivie d'une chute importante en 1996. Se pose le problème de la variabilité de l'échantillon pour ces années (après l'application des poids transversaux de l'EDTR) : de 1993 à 1995, le panel des répondants est simple, mais doublé à partir de 1996. On est porté à conclure que le taux de 1995 est une aberration statistique, parce que les taux sont relativement stables pour les années 1993, 1994, 1996, 1997 et 1998. Il est clair que si l'on retient la tendance du taux de participation à partir de 1998, les mères du Québec se démarquent de celles des autres provinces : le taux au Québec augmente plus rapidement et dépasse celui des autres provinces pour les années 2000 et 2001. Cette hausse importante s'observe deux ans après la mise en place du régime, soit 1999, la première année caractérisée par des ajouts importants du nombre de places dans le réseau.

Les figures 5(b) et 5(d) mettent en perspective le taux de participation des mères ayant au moins un jeune enfant de 0-5 ans avec ceux des mères ayant seulement au moins un enfant de 6-11 ans. Le taux de participation associé aux enfants plus âgés est plus élevé que celui associé aux enfants de moins de 6 ans et il augmente relativement à celui des autres provinces en 1994, soit 4 ans avant le changement de régime, puis croît par la suite au même rythme. Il apparaît que l'évolution du taux de participation des mères avec de jeunes enfants est fort différente de celui des mères ayant seulement des enfants d'âge scolaire. Si, au Québec, la taux de croissance du taux de participation des mères québécoises n'ayant que des enfants plus âgés avait été plus élevé que le taux dans les autres

⁵⁵ Le mois d'avril permet de comparer le taux de participation avec ceux provenant de d'autres enquêtes comme le Recensement et l'Enquête sur les finances des consommateurs qui ont une question portant sur la participation au marché du travail durant la semaine de référence de l'enquête (au mois d'avril).

provinces, il aurait été plus difficile d'attribuer au changement de régime les différences entre les mères ayant de jeunes enfants. Les figures 5(e) et 5(f) se rapportent seulement au mois d'avril puisque les résultats sont les mêmes pour le mois d'août. La figure 5(e) reprend la figure 5(b) pour les 0-5 ans et remplace les 1-5 ans avec les mères vivant en couple avec au moins un enfant de 0-5 ans. Elle indique que le pattern est le même, les taux de participation étant cependant plus élevés (l'échantillon des mères monoparentales est trop faible pour présenter séparément les taux de participation). Dans le cas des mères québécoises avec enfant(s) de 6-11 ans, se sont en partie celles-ci qui ont été les premières bénéficiaires des places subventionnées et leur(s) enfant(s) ont aussi accès aux services de garde en milieu scolaire; leur taux de participation rejoint celui des mères des autres provinces. Dans les années subséquentes (2003, 2004, 2005) il sera intéressant d'observer si cette égalité des taux persiste. Si c'est le cas, cela pourra indiquer des effets à plus long terme de la politique de subvention des services de garde. Finalement, la figure 5(f) présente les taux de participation selon le niveau d'études atteint par toutes les mères, (« educ < » signifie diplôme d'études secondaires ou moins et « educ > » signifie plus que ce diplôme). Le taux de participation des mères plus scolarisées est très largement supérieur à celui de celles moins scolarisées. Le taux de participation des mères québécoises scolarisées est similaire à celui des mères des autres provinces jusqu'en 1998, puis le dépasse pour les années 1999-2002. Le taux de participation des mères moins scolarisées a un profil temporel plus erratique.

Les figures 6(a)-(c) présentent, de la même manière que les précédentes, le nombre moyen de semaines travaillées durant l'année. La figure 6(a) compare les mères québécoises ayant au moins un enfant de 0-5 ans et celles avec seulement au moins un enfant d'âge préscolaire avec celles des autres provinces. Le même pattern de croissance des taux s'observe après 1998 pour les jeunes enfants alors que la hausse relative pour les autres mères (6-11 ans) se produit en 1994 et par la suite la progression est similaire dans les deux régions. Cela renforce le constat d'un effet significatif de la politique. La figure 6(b), comparant les mères en couple avec l'échantillon général, montre une évolution temporelle similaire. La figure 6(c) qui compare les mères selon leur niveau d'éducation suggère que la hausse est similaire pour les deux groupes.

Les figures 6(d) à 6(f) rapportent les heures annuelles de travail et montrent que celles-ci suivent étroitement les mêmes évolutions que les semaines annuelles. L'augmentation du nombre d'heures travaillées est manifeste pour les mères québécoises qui rejoignent en général les autres mères canadiennes sur ce plan. Depuis 2000, les mères québécoises avec de jeunes enfants travaillent beaucoup plus d'heures que les mères des autres provinces. Ces figures soutiennent l'hypothèse que la politique a eu un effet. L'écart entre les deux régions est relativement constant de 1993 à 1998, puis

on observe une fois de plus, une croissance rapide pour le Québec qui n'est pas observée pour le reste du Canada. On pourrait aussi reprendre le constat fait plus haut pour les 6-11 ans.

Les figures 7(a)-(c) présentent les gains annuels moyens du travail (en dollars de 1992). La figure 7(a) montre que pour les deux groupes d'âge il y a une stagnation du revenu moyen dans les autres provinces alors que la croissance est soutenue au Québec. La figure 7(b) compare les mères selon le groupe d'âge des enfants. On observe une forte croissance au Québec par rapport aux autres provinces de 1994 à 1996, puis par la suite une croissance similaire, sauf pour l'année 2002 où il y a une chute inattendue pour les autres provinces. Il est possible que se manifeste alors les effets dynamiques du programme sur l'offre de travail des mères ayant des enfants d'âge scolaire qui étaient âgés de moins de 6 ans lors de la mise en place du régime. La figure 7(c) témoigne d'effets similaires pour les mères des deux groupes d'éducation. Les figures 7(d)-(f) présentent la proportion des mères qui, ayant occupé un emploi durant l'année, travaillent à temps plein. La tendance générale qui se dégage pour la période est la dominance du travail à temps plein pour les mères qui ont occupé un emploi durant l'année. Les mères québécoises travaillent beaucoup plus à temps plein que les mères des autres provinces. La hausse du travail à temps plein est relativement importante pour les mères québécoises ayant de jeunes enfants. À cet égard, l'effet de la politique semble appuyer et favoriser le travail à temps plein.

4. Les résultats économétriques

Le tableau 12 présente les valeurs moyennes de l'échantillon principal concernant les mères québécoises et des autres provinces ayant au moins un enfant de 0-5 ans. Les mères sont relativement semblables pour les caractéristiques qui sont utilisées comme variables de contrôle (âge, éducation, nombre d'enfants selon l'âge et présence d'un jeune enfant). On peut noter les différences suivantes : les mères du Québec sont un peu moins scolarisées au début de la période d'observation; les mères monoparentales sont un peu moins nombreuses au début de la période et un peu plus vers la fin de la période; il y a beaucoup moins de mères nées hors du Canada au Québec; le revenu de travail de la famille autre que celui de la mère est en moyenne plus élevé dans les autres provinces.

Les résultats des estimations économétriques sont présentés aux tableaux 13 à 17. Chaque tableau, qui correspond à une variable particulière du marché du travail, présente les estimations par MCO de trois spécifications pour plusieurs échantillons : l'échantillon de toutes les mères (selon la présence d'enfants âgés de 0-5 ans ou de 1-5 ans seulement) et deux sous échantillons de mères selon le niveau de diplôme (enfants âgés de 0-5 ans ou de 1-5 ans présents). Le tableau 13 porte sur le taux

d'occupation d'un emploi au mois d'avril. Les tableaux 14, 15, 16 et 17 portent respectivement sur le nombre des heures annuelles travaillées, le nombre de semaines travaillées durant l'année, le revenu de travail annuel, la probabilité de travailler à temps plein. Les tableaux ne présentent que les paramètres β_t , associés à l'effet du régime de garde sur la variable d'intérêt (les résultats complets des estimations sont disponibles auprès des auteurs).

Les variables indépendantes outre celles présentées à l'équation (6), comprennent les variables socio-économiques de contrôle suivantes : âge de la mère, l'âge au carré, le nombre d'années d'études et ce nombre au carré, le statut d'immigration de la mère (par rapport à née au Canada), mère monoparentale (mère vivant en couple), le nombre d'enfants âgés de 6 ans et plus présent au sein de la famille, le nombre d'enfants âgés de 0-5 ans, la présence d'un enfant âgé de 0-2 ans et le revenu de travail de la famille autre que celui de la mère. Les trois spécifications sont les suivantes : la première, (i), suppose un effet de traitement constant ($\beta_{1999}=\beta_{2000}=\beta_{2001}=\beta_{2002}=\beta$) et elle exclut qu'il existe une tendance pré programme ($\alpha_{31}=\alpha_{32}=0$); la deuxième, (ii), suppose aussi l'égalité des coefficients ($\beta_{1999}=\beta_{2000}=\beta_{2001}=\beta_{2002}=\beta$) mais admet des tendances pré programme différenciées; la troisième, (iii), reprend la spécification (ii) et suppose que les effets de traitement sont spécifiques à l'année (1999, 2000, 2001, 2002). En outre les spécifications se différencient selon l'inclusion ou non d'un effet d'anticipation, représenté par la présence de l'année 1998 (β_{1998}). Deux tests statistiques (valeur p) sont aussi présentés avec la signification suivante : pour (i) le test porte sur l'hypothèse nulle qu'il n'y a pas de tendances pré programme; pour (ii) le test porte sur l'hypothèse nulle que les effets du programme sont égaux pour chaque année. Toutes les estimations sont faites avec les poids de la population intégrés à l'enquête pour tenir compte du sur échantillonnage de certaines provinces.

Participation

Les résultats pour la participation au mois d'avril sont présentés au tableau 13 et ils s'en dégagent les constats suivants. En premier lieu, en général, la variable dichotomique pour l'année 1998, mesurant un effet d'anticipation, n'est jamais significative au plan statistique. Ce résultat implique que dans sa première année le programme a plutôt subventionné les mères qui occupaient déjà un emploi. En deuxième lieu, la spécification sans tendances pré programme ne peut être rejetée ainsi que l'hypothèse nulle de l'égalité des effets lorsque les tendances pré programme sont présentes (les résultats en (i) et (ii) sont identiques). En troisième lieu, les résultats associés aux échantillons excluant la présence d'un enfant de moins d'un an, attribuent au programme des effets plus importants. En quatrième lieu, les résultats indiquent des effets du régime sur la participation au marché du travail positifs et statistiquement significatifs. Les effets sont plus élevés pour les mères

ayant un diplôme d'études secondaires ou moins (ce résultat est plus ambigu sous la spécification (iii)). Finalement, les résultats de la spécification (iii) montrent des effets qui croissent dans le temps, une évolution en accord avec l'augmentation observée du nombre de places. Pour toutes les mères, les effets, lorsque constants, se situent entre 7,47 et 9,17 points de pourcentage alors que les effets les plus élevés, lorsque variables, sont ceux des années 2001 et 2002 qui se situent entre 11 et 13 points de pourcentage. Ces derniers effets sont relativement élevés compte tenu que les taux d'occupation d'un emploi étaient d'environ 58% au Québec dans les années 1993 et 1994. Les résultats pour le mois d'août (qui ne sont pas présentés) sont similaires à ceux du tableau 13 qui viennent d'être commentés. Il se dégage donc que le programme a eu un effet important et croissant sur la participation au marché du travail des mères québécoises avec de jeunes enfants.

Heures annuelles travaillées

Les résultats pour les heures sont présentés au tableau 14. Pour les heures travaillées, rappelons nous que le signe de l'effet prédit est ambigu, néanmoins les effets sont systématiquement positifs. L'effet d'anticipation (année 1998), est toujours positif sauf dans un cas, mais n'est jamais significatif. Les valeurs p, du test de l'hypothèse nulle (absence de tendances pré programme), sont plus faibles que pour la variable participation et elle ne peut être rejetée, cependant la valeur p est ici près de 0,1. Sous la spécification (i), l'effet du programme est de 146 heures pour les 1-5 ans et fortement significatif à 99% et de 148 pour les 0-5 ans avec aussi un niveau de confiance statistique de 99%. Sous la spécification (ii), admettant les tendances pré programme, les effets sont un peu plus faibles que sous la spécification (i), mais deviennent non significatifs au plan statistique. Lorsque l'échantillon est séparé selon le niveau d'éducation des mères, les effets pour les mères moins scolarisées sont relativement élevés lorsqu'il n'y a pas un enfant de moins de un an. Cela peut s'expliquer par le fait que les mères plus scolarisées travaillaient déjà de plus longues heures, de sorte que l'effet revenu du changement de tarif est probablement plus important pour celles-ci. Les résultats de la spécification (iii) indiquent une progression de l'effet avec les années comme pour la participation avec des effets importants et significatifs pour 2001 et 2002, compte tenu que le nombre moyen d'heures travaillées avant le programme étaient d'un peu moins de 1000 heures. Les effets sont plus importants, une fois de plus, pour les mères avec un niveau d'éducation plus faible.

Nombre de semaines annuelles travaillées

Les résultats pour les semaines travaillées sont présentés au tableau 15. Les effets estimés sans variable dichotomique pour 1998, qui n'est pas significative, sont plus souvent significatifs que sans celle-ci, mais sont aussi élevés. Pour tous les tests, les valeurs p sont élevés. La spécification (i) sans les tendances pré programme n'est pas rejetée. Sous cette spécification, l'effet du programme est

de 4,53 semaines pour les 1-5 ans et de 4,56 semaines pour les 0-5 ans et les coefficients sont significatifs à 99%. La spécification (ii) conduit à des effets plus petits et significatifs seulement pour le groupe des 1-5 ans. Sous les deux premières spécifications, lorsque les échantillons ne sont pas séparés pour le niveau d'éducation, les effets se situent entre 3,28 et 4,56 semaines. Ils sont relativement élevés compte tenu des 30 semaines travaillées annuellement en 1993. La spécification (iii) montre encore des effets qui augmentent avec le temps, soit de l'ordre de plus de 6 semaines pour 2001 et 2002 avec le groupe des 1-5 ans (coefficients significatifs pour ce groupe). Comme pour les variables dépendantes précédentes, les effets estimés sont plus forts pour les mères moins instruites, mais avec des écart-types relativement élevés.

Revenu de travail annuel

Les résultats pour les revenus annuels de travail sont présentés au tableau 16. La variable d'anticipation n'est jamais significative et les effets estimés sans variable dichotomique pour l'année 1998 sont semblables. Sous la spécification (i), chez les 1-5 ans et les 0-5 ans, l'hypothèse nulle de l'absence de tendances pré programme est ici toujours rejetée, alors que sous la spécification (ii) l'hypothèse nulle sur l'égalité des coefficients ne peut être rejetée. Par conséquent, il n'y a pas de raison sur cette base de privilégier la spécification (ii), où les effets du programme sur le revenu ne sont pas significatifs au plan statistique, même s'ils sont près en valeur des effets estimés avec la spécification (i). Les écart-types plus élevés peuvent découler d'erreurs de mesure plus importantes dans le cas des revenus. Sous (i), les effets qui sont significatifs se situent entre 2 300 \$ et 2 500 \$. La spécification (iii), une fois de plus, conduit à des effets qui augmentent avec les années et deviennent significatifs en 2001 et 2002 alors que l'impact atteint presque 5 000 \$ pour les deux groupes d'âge des enfants en 2001 et plus de 6 500 \$ en 2002. Les effets sont assez semblables pour les deux niveaux d'éducation bien que non significatifs pour les mères plus scolarisées. Même si les effets sur la participation, les heures et les semaines peuvent être plus élevées pour les mères moins scolarisées, l'effet du régime sur la rémunération annuelle peut être semblable à cause des salaires horaires plus élevés des mères plus scolarisées.

Travail à temps plein

Les résultats sur la probabilité de travail à temps plein sont présentés au tableau 17. Ils sont sensibles à l'inclusion de la dichotomique 1998 qui, sous les spécifications (i) et (iii), est significative pour les échantillons de toutes les mères. Cela est conforme à ce qui pouvait être anticipé puisque le programme à sa première année allouait des places aux mères déjà sur le marché du travail en plus d'offrir de plus longues heures de garde. Lorsque la dichotomique est incluse, nous obtenons pour les autres coefficients la même structure que pour les résultats précédents. Sans dichotomique pour

l'année 1998, les effets sont moins forts et non significatifs. Cependant le fait qu'on trouve des effets significatifs pour la dichotomique de 1998 nous pousse à conclure que pour l'analyse du temps plein, il est préférable de considérer les résultats des spécifications avec celle-ci.

5. Analyse des résultats et implications de politique publique

Discussion

Il faut rappeler que le cadre analytique sous-jacent est celui de l'analyse non expérimentale avec groupes «contrôle et traitement» et périodes pré et post programme. Il ne prend pas en considération explicitement les mères dont les enfants fréquentent ou non les services à contribution réduite ou le nombre de places disponibles, ce qui n'est pas nécessaire par l'approche utilisée. L'analyse suppose implicitement qu'il n'y a pas eu de politique (fiscale ou de transfert) importante, et propre au Québec, qui a pu exercer un effet sur les comportements de travail des mères⁵⁶.

Les résultats obtenus sont fondés sur l'exploitation de fichiers de données concernant l'offre de travail des mères avec jeunes enfants qui contiennent plusieurs types d'informations concernant le travail et qui se déploient sur un horizon de 10 ans. La spécification économétrique utilisée est très générale, car elle permet d'intégrer des tendances temporelles propres aux deux groupes de comparaison avant la mise en place de la politique en plus de permettre un effet commun de changement de tendance après la mise en place de la politique. Ces éléments sont souvent négligés dans les analyses non expérimentales des effets de changement de politique par la méthode de la différence-des-différences (DD) ou des triples différences (DDD). Les résultats sont donc obtenus sous des conditions très générales.

Les résultats sont conformes à l'hypothèse que le programme de soutien aux services de garde mis en place par le gouvernement du Québec simultanément avec la maternelle pour les cinq ans gratuite et à temps plein ont eu un impact important et statistiquement significatif sur l'offre de travail des mères avec des enfants de 5 ans ou moins. Les résultats économétriques soutiennent aussi, quoique de façon moins convaincante, que l'ampleur de l'effet a augmenté simultanément avec l'augmentation du nombre de places à contribution réduite de 1998 à 2002. En effet, nous ne pouvons

⁵⁶ Dans un travail récent, Milligan et Stabile (2004) soutiennent que les suppléments fédéraux de prestation fiscale (1998-2000) ont eu un effet positif sur le travail (réduction des paiements d'aide sociale et augmentation du revenu de travail) des familles monoparentales. Ce résultat serait d'autant plus important que les provinces sont «intégrationnistes»: qu'elles ont réduit de 1\$ leur barème d'aide sociale pour chaque 1\$ de supplément. Curieusement, dans ce travail, le Québec est classé comme non intégrationniste à la différence de la Colombie-Britannique dont le régime d'aide des familles à faible revenu est similaire.

jamais rejeter l'hypothèse que l'effet de la politique est le même pour les années 1999 à 2002. Cependant, la régularité de la progression de cet effet pour toutes les variables d'offre de travail laisse croire que l'augmentation du nombre de places a eu un rôle important à jouer dans l'augmentation de l'offre de travail.

Il est aussi possible, sans pouvoir avancer des faits même stylisés sur cette question, que la création de places à faible tarif ait pu réduire le prix des autres types de services de garde non directement subventionnés, par le jeu de la concurrence, amplifiant ainsi l'effet de la politique. Les constats présentés par les figures sur le travail indiquent qu'on ne peut observer la même progression de l'offre de travail pour les années 1999 à 2002 dans le cas des femmes avec des enfants de 6 à 11 ans, enfants pour lesquels les services de garde en milieu scolaire étaient offerts en nombre croissant. Cela ajoute de la crédibilité à l'hypothèse que c'est effectivement la politique qui a conduit à cette différence observée entre les mères québécoises ayant de jeunes enfants et celles des autres provinces.

À contrario, pour que la politique n'ait pas eu d'effet, il faut supposer que les mères dont les enfants occupent les 74 000 nouvelles places à contribution réduite disponibles en 2002 auraient travaillé même si les tarifs avaient été différents de 5 \$, tout comme les mères dont les enfants occupaient les 80 000 places à contribution non réduite (mais indirectement subventionnées) existantes en 1997. Rappelons que la modélisation statistique tient compte des principales caractéristiques des mères afin de contrôler les différences possibles entre les cohortes des mères avec de jeunes enfants au fil des années 1993 à 2002. Pour discréditer l'hypothèse de l'impact positif du régime sur l'offre de travail des mères québécoises, il faut supposer qu'il y a d'autres changements agissant sur les comportements de travail qui se sont produits au Québec mais non dans les autres provinces. Il n'apparaît pas qu'il y a eu des modifications dans l'environnement des politiques publiques touchant les familles et sources possibles du comportement différencié de travail des mères québécoises.

Est-ce que ces résultats s'accordent avec les effets du prix des (ou de subventions aux) services de garde sur l'offre de travail des mères ainsi que sur les choix des modes de garde mesurés dans la littérature économique ?

Blau et Currie (2004) et Blau (2003) concluent, sur la base des estimations empiriques américaines qui s'appuient sur un cadre analytique approprié (plusieurs choix de modalités de travail et de garde, prise en compte de la garde informelle non payante; prix observés des différents modes de garde; correction des effets de sélection; estimation polychotomique), que le lien entre le prix payé pour des services de garde et la participation au marché du travail ou les heures travaillées est faible. En France, Chroné *et alii* (2004), qui modélisent conjointement les décisions de travail (à temps plein

ou partiel) et de recours à une garde payante des mères en couple avec au moins un enfant de moins de 3 ans, obtiennent que le coût de la garde influe sur ce recours mais peu sur la décision d'activité féminine et les heures de travail choisies. Au Canada, Cleveland et Hyatt (1996) et Powell (1997, 2002) obtiennent, sur la base de l'enquête canadienne de 1988 sur les services de garde, que le prix payé pour la garde a un effet négatif important sur le taux d'emploi des mères en couple et le recours à la garde payante. Par exemple, Cleveland et Hyatt estiment, selon la dichotomie mères qui travaillent ou non, qu'une baisse de 10% du prix de marché des garderies (évalué à 2,89 \$/heure) augmenterait de 3,9% le taux d'emploi des mères (soit une élasticité implicite emploi/prix de -0,388). Pour sa part, Powell (1997), sur la base du choix travail/non travail des mères en couple, obtient une élasticité implicite emploi/prix de -0,380 (sur la base d'une garderie payante avec un prix moyen estimée à 2,21 \$/heure) et une élasticité heures de travail/prix de -0,32 (pour 31,2 heures travaillées en moyenne par semaine). Powell (2002) avec la même enquête sur la base de 3 modes de garde payante et du choix travail/non travail (estimation polychotomique dans cette étude), obtient des élasticités emploi/prix relativement élevées : -1,40 pour garderies (prix estimé de 2,07 \$/heure), -3,60 pour la garde à la maison par une personne non apparentée (prix estimé de 1,87 \$/heure) et -0,80 pour la garde à la maison par une personne apparentée (prix estimé de 1,62 \$/heure). Une baisse du prix de la garde formelle (en garderie ou en milieu familial) de 10% augmenterait de 5,2 points de pourcentage le taux d'activité des mères (taux observé de 43,2%); si le prix de tous les modes est réduit de 10%, le taux d'activité féminine augmenterait de 5,6 points.

Michalopoulos et Robins (2000), qui utilisent les données de la même enquête de 1988 sur la garde avec une modélisation plus complexe (estimation polychotomique avec 2 choix de travail, à temps plein et à temps partiel ou non travail, et 3 choix de mode de garde payante ainsi que les subventions fiscales estimées pour ces six choix), obtiennent pour les mères en couple ayant au moins un enfant de moins de 5 ans des élasticité prix plus faibles : pour tous les choix confondus de travail et de garde, elle est de -0,203. Par contre, l'effet le plus important concerne l'emploi à temps plein et la garde en centre : une hausse de 1 \$/heure (prix estimé à 2,21 \$/heure) diminuerait l'emploi à temps plein (taux observé de 25,9%) de 6 points de pourcentage (élasticité implicite de -0,464). Une hausse du prix de 1 \$/heure de tous les modes (centre à 2,21 \$/heure, garde par personne apparentée à 0,96 \$/heure et garde par personne non apparentée à 3,75 \$/heure) réduirait le taux d'emploi à temps plein et partiel (taux observé de 48,4%) d'un peu moins de 2 points de pourcentage (élasticité implicite de -0,203). Selon leurs résultats, les subventions ont un effet modeste sur les choix d'emploi : une hausse annuelle de 1 000 \$, aux mères qui travaillent à temps plein et utilisent une garderie augmenterait de 4 points de pourcentage leur taux d'emploi (taux observé de 25,9%), soit une élasticité implicite de -

0,094; la même hausse appliquée à tous les modes et à tous les choix de travail augmenterait d'un peu moins de 10 points de pourcentage le taux d'emploi (une élasticité implicite de -0,118). Un aspect intéressant de leur analyse est l'effet du prix de la garde ou d'une subvention fiscale sur le choix du mode garde : une hausse de 1 000 \$ de la subvention au mode garderie augmenterait de 5 points de pourcentage le taux d'emploi des mères travaillant à temps plein (élasticité implicite de -0,190); la même hausse appliquée à tous les modes non parentaux de garde n'aurait pas d'effet sur la garde en garderie mais augmenterait la garde par des personnes apparentées de 3,5 points de pourcentage et par des personnes non apparentées de 6,7 points (élasticité implicite de -0,323) alors que la garde parentale diminuerait de 9,1 points (élasticité implicite de -0,121). Une hausse du prix de la garde en garderie a un effet substantiel sur son utilisation, mais une hausse du prix des autres modes influencent peu leur utilisation : une hausse de 1 \$/heure des services en garderie réduirait l'utilisation de 4 points de pourcentage (élasticité implicite de -0,628).

Baril *et alii* (1997) estimaient, en tenant compte du prix moyen des services de garde régis à Montréal en 1997 (approximativement 25 \$/jour, indépendamment de l'âge de l'enfant), à environ 15 \$/jour par enfant le prix net (après subventions fiscales) payé par les familles au taux marginal de taxation le plus élevé au Québec, à environ 10 \$/jour le prix net payé par les familles à revenu moyen, et à environ 5 \$/jour le prix net payé par les familles à faible revenu (celles qui bénéficiaient d'une exonération financière). La ministre de la Famille (Théberge, 2003) estime qu'avant la mise en place de la politique, les familles payaient en moyenne 18 \$/jour avant subventions fiscales. Sur la base de ces informations, si on admet que le prix net a diminué en moyenne de 50% et compte tenu d'une hausse estimée de la participation d'environ 7,6 points de pourcentage (taux moyen observé de 69% en 2002), il s'ensuit que la politique a augmenté la participation au marché du travail de 12,3 %. Ce calcul donne une élasticité prix des services de 0,25, un résultat similaire à ceux de l'analyse de Michalopoulos et Robbins. Par le même raisonnement, on obtient pour les heures, les semaines et les revenus de travail des élasticité prix respectivement de 0,26, 0,28 et 0,34, qui sont crédibles.

Implications de politique publique

Quelles sont les implications de politique publique des résultats de la présente analyse qui concernent uniquement l'offre de travail des mères ?

D'abord, précisons mieux les coûts du régime. Bien que le coût total du programme soit connu, il n'y a pas une seule famille qui peut indiquer correctement la valeur de la subvention publique (par jour ou par année) accordée à la place occupée par son ou ses enfants. Le tableau 11 indique que la subvention publique moyenne accordée par place est passée de 3 652 \$ par année en 1996-1997 à 7 366 \$ en 2003-2004. Cette moyenne masque des disparités importantes selon le mode

de garde et l'âge des enfants. En 2003, selon le ministère (Théberge, 2003), les subventions moyennes versées (sans considérer l'âge des enfants qui la module)⁵⁷ sont de : 40 \$/jour pour une garderie en installation; de 30 \$/jour pour une garderie privée; et, de 22 \$/jour pour la garde en milieu familial. Ces subventions impliquent par place et sur une base annuelle respectivement des montants de 10 500 \$, 7 900 \$ et 5 800 \$. Avant la mise en place du régime, le ministère calcule que la subvention par jour et par enfant était, pour les trois mêmes modes, respectivement de 11 \$/jour (installation), 1 \$/jour (garderies privées), et 4 \$/jour (milieu familial). La dynamique des coûts du régime a été en partie imposée par le gouvernement (création de nouvelles places, détermination des salaires⁵⁸) et en partie générée par la forte augmentation de la demande de services qui est élastique aux prix (voir plus haut). Ajoutons que le tarif (la contribution réduite) est resté le même de septembre 1997 à décembre 2003, a été augmenté légèrement de 5 \$/jour à 7 \$/jour en janvier 2004 et qu'il sera maintenu à ce niveau en 2005.

Il se dégage de ces observations que les ressources consacrées à ce régime apparaissent élevées si les seuls effets qui lui sont attribuables sont ceux relatifs aux comportements de travail⁵⁹.

⁵⁷ Le ministère de la famille présente, sur son site WEB, dans un document d'une centaine de pages, les règles budgétaires relatives aux subventions annuelles. Celles-ci dépendent du type de garde et de l'âge de l'enfant et les montants sont calculés par place et par jour (sur la base de 261 jours par année) en tenant compte des frais reliés aux locaux, des frais généraux, de l'optimisation (la performance) des services (les places doivent être occupées mais les enfants peuvent être absents 15% du temps sur une base annuelle) et des frais de garde et d'éducation. À ces frais journaliers, s'ajoute un montant fixe annuel par place annualisée. Pour l'année 2002-2003, une garderie à but non lucratif (CPE) de 60 places (une organisation typique) recevait environ 60 \$/jour par enfant de moins de 18 mois et 40 \$/jour pour un enfant âgé entre 19 et 59 mois, soit sur une base annuelle entre 11 500 \$ et 15 700 \$ selon le groupe d'âge de l'enfant. Pour les autres types de services, la subvention était moindre : soit environ entre 30 et 45 \$/jour pour une garderie privée conventionnée et un peu moins de 23 \$/jour par enfant de 18 mois ou plus (il y a un supplément pour un enfant plus jeune) dans une garderie familiale (où un adulte ne peut être responsable de plus de 6 enfants incluant le sien le cas échéant; et, où il ne peut y avoir plus de 2 enfants de moins de 18 mois).

⁵⁸ Parallèlement à la création de nouvelles places, les salaires des éducateurs et de tous les types d'employé dans les garderies ont été fortement augmentés et conventionnés au niveau provincial, après négociations avec les principaux syndicats les représentant. Selon l'échelle des salaires publiée par le ministère de l'Emploi, de la Solidarité sociale et de la Famille, les éducateurs ayant une formation spécifique en services de garde sont payés, en 2003, entre 13,86\$ et 18,36\$ de l'heure selon leur expérience (entre une et dix années, définie comme ayant été acquise dans ce secteur ou celui de l'éducation ou des services sociaux). Pour les éducateurs sans formation spécifique, plus d'années d'expérience compense celle-ci. Pour une personne occupant un poste de direction dans une garderie, l'échelle des salaires commence à 37 000\$ et atteint 49 000\$ après 13 années d'expérience. Les avantages sociaux habituels s'appliquent à tous les emplois en garderie. Le gouvernement s'est engagé à verser une contribution spéciale de 50 million \$ sur quatre années afin d'établir un fonds de retraite pour les employés. La hausse du nombre de places et les améliorations aux conditions de travail des employés des services de garde expliquent la croissance des coûts (voir tableau 11).

⁵⁹ Le coût devrait continuer à croître indépendamment de la création de nouvelles places. Les associations syndicales qui représentent les personnes employées dans les garderies soutiennent que les éducatrices (ces emplois sont très largement occupés par des femmes) sont sous-payées et que les salaires ne respectent pas l'égalité entre les sexes. Elles considèrent également que les éducatrices responsables de la garde en milieu familial sous la juridiction des centres de la petite enfance devraient être considérées comme des employées des centres et mieux rémunérées. À cet égard, le gouvernement a repris la législation inachevée du gouvernement précédent qui visait à les soustraire au code du travail et à réaffirmer leur statut de travailleur autonome.

Compte tenu du taux d'activité féminine atteint (69% en 2002), il n'est pas clair que le maintien de la contribution à son niveau actuel (gel du tarif) conduise les mères avec de jeunes enfants à travailler plus. La création de places supplémentaires (25 000 d'ici 2006) pose aussi la question de l'efficacité du régime à faire entrer sur le marché du travail et à temps plein des mères qui autrement choisiraient des modes de travail et de garde différents. Le modèle de services de garde implanté au cours des 7 dernières années a eu un caractère unidimensionnel dans le sens où il répond bien aux besoins des parents qui travaillent à temps plein (cinq jours semaine selon un horaire standard). Les parents qui travaillent à temps partiel ou selon des horaires non standard et ceux qui ont des emplois intermittents sont plutôt exclus du régime.

Le tableau B, qui suit, présente la distribution des prix bruts (avant les aides fiscales potentielles) payés par jour par les familles ayant fait garder des enfants de 0-4 ans en 1998 et en 2000-2001. La garde à 5 \$ est devenue évidemment le mode de garde dominant en 2000. Cependant un nombre important de familles (33%) paient plus de 5 \$/jour, tant par choix du mode de garde que par contrainte, alors que 8% des familles utilisent des modes « gratuits » (personne apparentée, père, mère). Il permet d'illustrer d'autres faiblesses de la politique.

Tableau B : Distribution en pourcentage du prix brut par jour payé par les familles pour des services de garde et faisant garder un (des) enfant(s) de 0-4 ans, Québec, 1998 et 2000-2001

Prix enquête 1998	<5\$	5\$	6-14\$	15-20\$	>20\$	Aucun
Prix enquête 2000-01	<5\$	5\$	6-14\$	15-25\$	>25\$	coût
Août/septembre 1998	1,5%	11,5%	31,3%	25,4%	21,3%	9,7%
Décembre/février 2000-01	<1,0%	56,0%	15,0%	18,0%	3,0%	8,0%

Sources : Enquête sur les services de garde, 1998 (réalisée en août et septembre) et 2000 (réalisée de décembre 2000 à février 2001), respectivement les tableaux 3.1.11 et B.13, Institut de la statistique du Québec. En 1998, parmi les 4 345 familles répondantes ayant des enfants de 0-4 ans, 3 799 indiquent le coût des services utilisés. En 2000-2001, parmi les 6 783 familles répondantes, 71% (4 810) faisaient garder un (des) enfant (s) de moins de 5 ans de façon régulière pour travailler ou étudier.

L'efficacité relative de la politique de garde - telle qu'elle se dégage des résultats - à inciter les mères à travailler entre probablement en conflit avec l'efficacité à soutenir les parents dans leur rôle de «nurturance»⁶⁰ par rapport à celui de pourvoyeurs de ressources. En particulier, il y a un consensus dans les travaux récents utilisant des données longitudinales sur le développement des enfants indiquant que la garde non parentale au cours de la première année de la vie d'un enfant n'est pas la voie la plus porteuse⁶¹. Un temps d'arrêt d'une durée d'environ un an semble être extrêmement

⁶⁰ De l'anglais *nurture*, un emprunt de l'ancien français *norreture* qui avait le sens actif de « action d'élever, d'éduquer un enfant » et désignait les soins tant physiques et psychologiques que spirituels qu'on donne à un enfant.

⁶¹ Voir, par exemple, Waldfogel *et alii*, 2002 et Waldfogel, 2002.

bénéfique tant pour l'enfant que pour le parent le plus impliqué dans les soins. Les résultats sont moins tranchés pour les enfants de 1-2 ans, puisque les effets négatifs de la garde non parentale s'observent plutôt lorsque les heures de travail des parents ou de garde non parentale sont très longues. Or la politique actuelle favorise tant le retour rapide au travail que la garde non parentale longue (à temps plein)⁶².

Le manque de transparence des subventions en nature dont bénéficient les familles qui utilisent les places à contribution réduite, combinée au faible tarif exigé relativement au coût réel des places, a sans doute introduit des distorsions dans les choix de garde, compte tenu notamment que pour obtenir ou garder une place à tarif réduit un enfant doit être inscrit cinq jours semaines. Elle a obscurci ou masqué d'autres options d'interventions en faveur des familles avec de jeunes enfants. Plusieurs familles, si on leur donnait le choix entre les services de garde à tarif réduit et un transfert monétaire correspondant à la subvention (une politique adoptée par la Norvège et la Finlande)⁶³, retiendraient sans doute la deuxième option, notamment lorsque leurs enfants ont moins de 3 ans.

Abstraction faite des effets distributifs du régime (les bénéficiaires des subventions et le fardeau de son financement), la politique soulève le problème d'équité suivant. Les familles qui choisissent de garder eux-mêmes leurs enfants ou qui n'utilisent pas de garde non parentale, même si les parents travaillent à temps plein ou partiel (en coordonnent leurs horaires de travail), ne sont pas traitées sur le même pied en termes de la politique de soutien des familles. La valeur des subventions en nature est supérieure d'une part aux autres formes d'aide aux familles qui peuvent être considérées comme un soutien des efforts faits pour s'occuper et éduquer elles-mêmes leurs enfants, et d'autre part aux subventions fiscales associées aux autres modes de garde non régis (garde à temps partiel ou à temps partiel dans la maison familiale ou à la maison d'une autre personne non apparentée).

6. Remarques finales et prolongements

Plusieurs prolongements de l'analyse précédente sont possibles. Un premier type d'analyse consiste à adopter la même approche mais avec des données différentes sur la population des enfants et leur mère afin d'examiner si les résultats obtenus avec l'EDTR peuvent être reproduits. Par exemple, l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ), recueille bi annuellement depuis 1994-1995 une diversité d'informations auprès d'un très large échantillon

⁶² Lefebvre et Merrigan (2005a) obtiennent, sur la base des données de l'ELNEJ et d'un cadre d'analyse similaire à celui utilisé dans ce travail, que le régime québécois a eu pour effet d'augmenter l'intensité de la garde non parentale (nombre d'heures de garde) chez les très jeunes enfants par rapport au reste du Canada.

⁶³ Voir l'analyse de Shone (2004) des effets sur l'offre de travail des mères de la politique norvégienne.

d'enfants et leur famille, dont certaines plus limitées relativement à l'offre de travail des mères. En utilisant la même méthode d'évaluation des effets de la politique de garde sur deux indicateurs de l'offre de travail des mères (taux d'occupation d'un emploi au moment de l'enquête et semaines annuelles travaillées pour l'année de référence de l'enquête), nous obtenons (Lefebvre et Merrigan 2005b) des résultats qualitativement similaires (le dernier cycle des données disponibles porte sur l'année 2000-2001).

Un deuxième type d'analyse concerne les décisions simultanées des modalités de travail et de garde qui pourraient s'appuyer sur une modélisation analytique plus structurelle (Ribar, 1995). La difficulté à surmonter a trait aux limites des données. L'EDTR contient grande diversité d'informations sur le travail des familles mais ne donne pas d'indications sur les modalités de garde, sauf pour les dépenses annuelles de garde et cela seulement depuis 1999. En revanche, l'ELNEJ renferme une diversité d'informations sur les modes et les heures de garde avec des informations convenables sur les modalités de travail des parents, mais ne fournit rien sur le prix des modes de garde ou les dépenses faites par les familles.

Un troisième type d'analyse concerne le développement des enfants et les disparités entre les enfants provenant de différents milieux socioéconomiques. La mise en place d'enquêtes qui suivent longitudinalement les enfants a bien sûr généré beaucoup d'études qui analysent une large gamme d'indicateurs de leur développement dans la perspective des modalités de travail de la mère, de la garde non parentale et de leurs modalités. Outre de favoriser l'autonomie financière des familles, l'autre raison d'être principale de subventions publiques aux services de garde découle de l'externalité positive associée à l'éducation préscolaire. Le raisonnement est parallèle à celui qui est utilisée pour les services d'éducation. Cependant, il n'existe pas à notre connaissance d'étude qui examine les effets de l'éducation préscolaire du régime québécois sur « l'égalité des chances » des enfants et, à titre d'exemple, sur leur réussite au premier cycle du primaire. Les données de l'ELNEJ contiennent plusieurs types d'indicateurs de développement des enfants sur plusieurs cycles et pour plusieurs cohortes d'enfants (différents groupes de traitement et de contrôle et périodes pré et post programme ainsi que des trajectoires de développement peuvent facilement être identifiés avec l'ELNEJ).

Un autre type d'analyse pourrait porter sur les effets distributifs du régime. Dans la mesure où une part importante du fardeau financier d'avoir un enfant est supportée par les mères, notamment par leur retrait du marché du travail, la politique vise à égaliser les résultats économiques des femmes et des hommes. Se pose alors la question des résultats de la politique à cet égard mais aussi entre les mères, celles fortement attachées au marché du travail et celles avec un lien plus faible avec celui-ci,

celles hors marché du travail et celles vivant sans un partenaire de vie ou un partenaire inactif sur le marché du travail.

Finalement, pour revenir sur le terrain des fichiers de l'EDTR, l'analyse a été faite d'un point de vue transversal. Mais, les répondant(e)s sont interviewé(e)s sur six ans. Le caractère longitudinal des données peut être utilisé pour des analyses plus dynamiques des comportements de travail des mères depuis la naissance d'un enfant (le nombre de mères québécoises avec un nouveau-né et observables pendant six ans sera cependant faible). Par ailleurs, pour les mères avec un conjoint (ou les mères seules qui entrent dans une union conjugale ou en sortent), l'EDTR fournit la même diversité d'informations sur les comportements de travail du partenaire ainsi que sur les revenus, les impôts, les transferts ou les crédits fiscaux obtenus par les familles (économiques ou de recensement). D'une part, ces informations permettent d'entrer dans la « boîte noire » de la « conciliation travail/famille », c'est-à-dire d'analyser sur un plan factuel les modalités de travail des parents (heures travaillées et semaines travaillées sur une base mensuelle, heures rémunérées, horaires de travail, professions, secteurs d'activités, etc.). D'autre part, si les mères travaillent plus (d'heures et de semaines) et gagnent plus, se posent les questions suivantes : est-ce que leur partenaire (le conjoint) modifie ses comportements de travail ? Qu'elles sont les répercussions d'une hausse de l'offre de travail des mères sur le plan familial, sur le revenu familial et les transferts monétaires qui dépendent du revenu familial ? Quel est l'effet de la hausse l'activité féminine sur l'incidence de la pauvreté⁶⁴ et sur la progression temporelle du revenu familial ?

⁶⁴ L'EDTR permet de mesurer l'incidence de différents types d'indicateur de faible revenu ainsi que, depuis 1999, le revenu disponible (différentes dépenses sont recueillies comme les dépenses pour services de garde, les frais médicaux, les contributions à des régimes d'assurance, les contributions à un régime enregistrée d'épargne retraite, les cotisations sociales et professionnelles et les pensions alimentaires).

Bibliographie

- Angrist, Joshua et Alan Krueger (1999), "Empirical Strategies in Labor Economics," sous la direction de Orley Ashenfelter et David Card, *Handbook of Labor Economics*, volume 3A. Amsterdam: Elsevier, p. 1277-1366.
- Baril, Robert, Pierre Lefebvre et Philip Merrigan (1997), "La politique familiale, ses impacts et les options," *Choix les politiques sur la famille*, Montréal: Institut de recherche en politiques publiques, 3(3), p. 1-73. (<http://www.irpp.org/>).
- Bertrand, Marianne, Esther Duflo et Sendhil Mullainathanl (2004), "How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?," *Quarterly Journal of Economics*, 119(1), p. 249-75.
- Blau, David (1999), "The Effect of Income on Child Development," *Review of Economics and Statistics*, 81(2), p. 261-276.
- Blau, David (2003), "Child Care Subsidy Programs," in *Means-Tested Transfer Programs in the U.S.*, sous la direction de Robert Moffitt, University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research, chap. 7 (NBER: Working Paper No. 7806 (<http://www.nber.org/papers/>)).
- Blau, David et Janet Currie (2004), "Preschool, Day Care, and After-school Care: Who's Minding the Kids," NBER: Working Paper No. 10670 (<http://www.nber.org/papers/>).
- Canada (2003), Activités et dépenses relatives au développement de la petite enfance : Rapport 2002-2003 du Gouvernement du Canada, 2003. Ce rapport est co-publié par Développement des ressources humaines Canada, Santé Canada et Affaires indiennes et du Nord Canada.
- Canada (2002), Activités et dépenses relatives au développement de la petite enfance : Rapport 2001-2002 du Gouvernement du Canada.
- Canada (2001), Activités et dépenses relatives au développement de la petite enfance : Rapport 2000-2001 du Gouvernement du Canada.
- Card, David (1990), "The Impact of the Mariel Boatlift on the Miami Labor Market," *Industrial and Labor Relations Review*, 43(2), p. 245-57.
- Carneiro, Pedro et James Heckman (2004), "Human Capital Policy," dans Heckman, James et Alan Krueger, *Inequality in America: What Role for Human Capital Policy?* Cambridge: MIT Press, p. 77-240.
- Choné, Philippe, David Le Blanc et Isabelle Robert-Bobée (2004), "Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants," *Économie & Prévision*, Numéro 162, p. 23-50.
- Cleveland, Gordon et Douglas Hyatt (1998), "Subsidizing Child Care for Low-income Families: A Good bargain for Canadian Governments?" *Choices Family Policy*, Montreal: Institute for Research on Public Policy, 4(2), p. 1-35.
- Cleveland, Gordon and D. Hyatt (1996), "Child Care Costs and the Employment Decision of Women: Canadian Evidence," *Canadian Journal of Economics*, 29(1), p. 132-151.
- Commission de l'assurance-emploi du Canada (2004), "Assurance-emploi : Rapport de contrôle et d'évaluation 2003".
- Corak, Miles (1999), "Employment Insurance Support to Families with Newborns," *The Daily*, Statistics Canada, Monday October 25.
- Currie, Janet (2001), "Early Childhood Intervention Programs," *The Journal of Economic Perspectives*, 15(2), p. 213-238.
- Doherty, Gillian, Martha Friendly et Jane Beach (2003), "OECD Thematic Review of Early Childhood Education and Care: Canadian Background Report", Report commissioned by the Government of Canada as part of Canada's participation in the OECD's Thematic Review of Early Childhood Education and Care.
- Dooley, Martin et Jennifer Stewart (2004), "Family Income and Child Outcomes in Canada," *Canadian Journal of Economics*, 37(4), p. 898-917.
- Duncan, Greg et Jeanne Brooks-Gunn, sous la direction, (1997), *Consequences of Growing Up Poor*, New York: Russell Sage Foundation.
- Duncan, Greg Jeanne Brooks-Gunn, Jean Yeung et Judith Smith (1998), "How Much Does Childhood

- Poverty Affect the Life Chances of Children,” *American Sociological Review*, 63(2), p. 406-423.
- Ermisch, John et Marco Francesconi (2001), “Family Structure and Children’s Achievements,” *Journal of Population Economics*, 14(2), p. 249-270.
- Ermisch, John, Marco Francesconi et David Pevalin (2001), *Outcomes for Children of Poverty*, Research Report No. 158, Department for Work and Pensions (<http://www.dss.gov.uk/asd/asd5/rrep158.html>).
- Francesconi, Marco et Wilbert Van der Klaauw (2004), “The Consequences of ‘In-Work’ Benefit Reform in Britain: New Evidence from Panel Data,” Document de travail, University of Essex et University of North Carolina at Chapel Hill, mai.
- Friendly, Martha, Jane Beach et Michelle Turiano (2003), “Early Childhood Education and Care in Canada 2001,” Childcare Resource and Research Unit, University of Toronto.
- Gelbach, Jonah-B (2002), “Public Schooling for Young Children and Maternal Labor Supply,” *American Economic Review*, 92(1), p. 307-22.
- Gruber, Jonathan (1994), “The Incidence of Mandated Maternity Benefits: Evidence from Health Insurance Benefits for Maternity,” *American Economic Review*, 84(4): 622-641.
- Institut de la statistique du Québec, (2001), Enquête sur les besoins des familles en matière de services de garde (<http://www.stat.gouv.qc.ca/publications/liste>).
- Institut de la statistique du Québec, (1998), Enquête sur les besoins des familles en matière de services de garde (<http://www.stat.gouv.qc.ca/publications/liste>).
- Haveman, Robert et Barbara Wolfe (1994), *Succeeding Generations: On the Effects of Investments in Children*, New York: Russell Sage Foundation.
- Haveman, Robert et Wolfe, Barbara (1995), “The Determinants of Children’s Attainments: A Review of Methods and Findings,” *Journal of Economic Literature*, 33(4), p. 1829-78.
- Heckman, James, Robert LaLonde, et Jeffrey Smith (1999), “The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs,” sous la direction de Orley Ashenfelter et David Card, *Handbook of Labor Economics, Volume 3A*. Amsterdam: North-Holland, 1865-2097.
- Heckman, James (1974), “Effects of Child-Care Programs on Women’s Work Effort,” *Journal of Political Economy*, 82(1), p. 153-161.
- Karoly, Lynn, Peter Greenwood, Susan Everingham, Jill Hoube, Rebecca Kilburn, Peter Rydell, Matthew Sanders et James Chiesa (1998), *Investing in Our Children: What We Know and Don’t Know about the Costs and Benefits of Early Childhood Interventions*. Santa Monica: Rand.
- Klerman, J. et Arleen Leibowitz (1997) “Labor Supply Effects of State Maternity Leave Legislation,” sous la direction de F. Blau et R. Ehrenberg, *Gender and family Issues in the Workplace*, New York: Russell Sage Foundation, p.65-91.
- Lefebvre, Pierre (2004a), “Quebec’s Innovative Early Childhood Education and Care Policy and Its Weaknesses,” *Policy Options/Politiques*, 25(3), p. 52-57 (www.irpp.org).
- Lefebvre, Pierre (2004b), “La pauvreté : évolution, état de la situation et options de politique,” sous la direction de Robert Bernier, *L’État québécois à l’aube du millénaire*, Presses de l’Université du Québec, Sainte-Foy, Québec, chap. 7, p. 191-228.
- Lefebvre, Pierre et Philip Merrigan (2005a), “La politique des services garde à 5\$ au Québec et l’intensité des heures de garde: une analyse comparative Québec et autres provinces,” Communication présentée au congrès annuel de la Société québécoise pour la recherche en psychologie, 18-20 mars 2005, Mont-Sainte-Anne.
- Lefebvre, Pierre et Philip Merrigan (2005b), “L’expérience québécoise de services de garde à 5\$/jour et l’offre de travail des mères : résultats provenant des quatre cycles de l’ELNEJ,” Document de travail, UQAM, janvier 2005.
- Lefebvre, Pierre et Philip Merrigan (2003), “Assessing Family Policy in Canada: A New Deal for Families and Children,” *Choices Family Policy*, Montréal: Institute for Research on Public Policy, Montréal, p. 1-99 (<http://www.irpp.org/>).
- Love, John, Ellen Kisker, Christine Ross, P. Schochet, Jeanne Brooks-Gunn, D. Paulsell, K. Boller, J. Constantine, C. Vogel, Alison Fuligni, et Christine Brady-Smith (2002), “Making a Difference in the

- Lives of Infants and Toddlers and Their Families: The Impacts of Early Head Start,” Princeton, NJ: Mathematica Policy Research.
- Manitoba (2003), “Investir dans le développement du jeune enfant : Rapport d'étape 2003 aux Manitobains,” Gouvernement du Manitoba.
- Manitoba (2002), “Investir dans le développement du jeune enfant : Rapport d'étape 2002 aux Manitobains,” Gouvernement du Manitoba, novembre 2002.
- Mayer, Susan (1997), *What Money Can't Buy: Family Income and Children's Life Chances*, Cambridge: Harvard University Press.
- McLanahan, Sara et Gary Sandefur (1994), *Growing Up With a Single Parent: What Hurts, What Help*, Cambridge: Harvard University Press.
- Meyer, Bruce (1995), “Natural and Quasi-Experiments in Economics,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(2), p. 151-62.
- Meyer, Bruce et Dan Rosenbaum (2001), “Welfare, the Earned Income Tax Credit, and the Labor Supply of Single Mothers,” *Quarterly Journal of Economics*, 117(3), p. 1063-1114.
- Michalopoulos, Michael et Philip Robins (2002), “Employment and Child-care Choices of Single-parent Families in Canada and the United States,” *Journal of Population Economics*, 15(4), 465-493.
- Michalopoulos, Michael et Philip Robins (2000), “Employment and Child-care Choices in Canada and the United States,” *Canadian Journal of Economics*, 33(2), 435-470.
- Milligan, Kevin et Mark Stabile (2004), “The Integration of Child Tax Credits and Welfare: Evidence from the National Child Benefit Program,” Working Paper, University of British Columbia et University of Toronto.
- Myles, John et Garnett Picot (2000), “Social Transfers, Earnings and Low-Income Intensity Among Canadian Children, 1981-96: Highlighting Recent Developments in Low-Income Measurement,” Statistics Canada, Business and Labour Market Analysis Division, Catalogue No. 11F0019MPE No. 144.
- OECD (2004), “Early Childhood Education and Care Policy: Canada Country Note”, Organisation for Economic Co-operation and Development, Directorate for Education, Paris: OECD.
- OECD (2001), *Starting Strong: Early Childhood Education and Care*, Paris: OECD.
- Powell, Liza (2002), “Joint Labor Supply and Childcare Choice Decisions of Married Mothers,” *Journal of Human Resources*, 37(1), p. 106-128.
- Powell, Liza (1997), “The Impact of Child-care Costs on the Labour Supply of Married Mothers: Evidence from Canada,” *Canadian Journal of Economics*, 30(3), 577-594.
- Reynolds, A, et alii (2002), “Age 21 Cost-Benefit Analysis of the Title I Chicago Child-Parent Centers,” ssc.wisc.edu/irp/pubs/dp124502.pdf.
- Ribar, David (1995), “A Structural Model of Child Care and the Labor Supply of Married Women,” *Journal of Labor Economics*, 13(3), p. 558-597.
- Schone, Pal (2004), “Labour Supply Effects of a Cash-for-care Subsidy,” *Journal of Population Economics*, 17(4), p. 703-727.
- Théberge, Carole (2003), “Services de garde,” Document de présentation faite par la Ministre déléguée à la Famille, Plénière sur la Famille, Conseil général du Parti libéral du Québec, 12-14 septembre 2003, Laval.
- Waldfogel, Jane (2002), “Child Care, Women Employment, and Child Outcomes,” *Journal of Population Economics*, 15(3), p. 527-48.
- Waldfogel, Jane, Wen-Jui Han et Jeanne Brooks-Gunn (2002), “The Effects of Early Maternal Employment on Child Cognitive Development,” *Demography*, 39(2), p. 369-392.
- Vérificateur général du Québec (1999), Rapport à l'Assemblée nationale pour l'année 1998-1999, Tome II, “Nouvelles dispositions de la politique familiale,” chapitre 4, p. 83-124.
- Willms, Douglas, sous la direction de, (2002), *Vulnerable Children*, Edmonton, AB: University of Alberta Press.
- Zigler, E. et Styfco, S. (1994) “Head Start: Criticisms in a Constructive Context,” *American Psychologist*, 49, p. 127-132.

Tableau 1 : Les principales dispositions concernant les services de garde et l'éducation préscolaire au Canada

Québec
Services de garde
<ul style="list-style-type: none"> ▶ Le <u>1er septembre 1997</u>, les milieux de garde reconnus par le ministère (garderies à but non lucratif et par la suite garderies privées et garderies en milieu familial) ont commencé à offrir des places à 5 \$/jour aux enfants qui avaient atteint l'âge de <u>4 ans</u> au 30 septembre. ▶ Le <u>1er septembre 1998</u>, admissibilité des <u>3 ans</u> (âge atteint au 30 sept.). ▶ Le <u>1er septembre 1999</u>, admissibilité des <u>2 ans</u> (âge atteint au 30 sept.). ▶ Le <u>1er septembre 2000</u>, admissibilité des <u>1 an et des moins de 1 an</u>, (tous les enfants de moins de 5 ans et les enfants de 5 ans non admissibles à la maternelle).
Maternelle
<ul style="list-style-type: none"> ▶ Pour les enfants de 5 ans (âge atteint au 30 septembre), la maternelle à plein temps (plutôt qu'à mi-temps) est offerte par toutes les Commissions scolaires depuis septembre 1997. La fréquentation est optionnelle, mais si l'enfant fréquente la maternelle il doit être présent à temps plein. ▶ Dans quelques centre urbains, les Commissions scolaires offrent une prématernelle 4 ans à demi temps qui visent les enfants handicapés ou dont le(s) parent(s) est (sont) bénéficiaire(s) de l'aide sociale.
Garde avant/après l'école (5 ans et plus)
<ul style="list-style-type: none"> ▶ À partir de septembre 1998, le ministère de l'éducation subventionne les services de garde avant et après l'école (en milieu scolaire pour les enfants de 5 à 12 ans). Les Commissions scolaires doivent offrir ces services en contrepartie d'une contribution de 5\$/jour lorsque la demande et le nombre d'élèves le justifient.
Autres provinces
Services de garde
<ul style="list-style-type: none"> ▶ Toutes les provinces ont un programme de subventions aux services de garde : celles-ci tiennent compte du revenu familial (la subvention est versée aux familles à revenu très modeste). ▶ Plusieurs provinces (CB, AL, MAN, ON, NB, IPE, TNL) ont un programme supplémentaire (du type «Enhanced Child Care Subsidy» ou «Employment Support») afin de réduire le coût des services de garde pour les familles qui ont des revenus de travail faibles et rendre le «travail» plus «payant».
Maternelle
<ul style="list-style-type: none"> ▶ En Ontario la plupart des Commissions scolaires offre la pré-maternelle («junior kindergarten»), à demi-temps (2h30 par jour), aux enfants de 4 ans et la plupart des enfants fréquente cette pré-maternelle publique qui est optionnelle. ▶ Toutes les autres provinces que le Québec les Commissions scolaires offrent une maternelle publique à demi temps (2h30 par jour), sauf au Nouveau-Brunswick et en Nouvelle-Écosse où la maternelle est plutôt à temps plein (en Ontario, les commissions scolaires francophones offrent la maternelle à temps plein). La fréquentation de la maternelle est obligatoire en Colombie Britannique, au Nouveau Brunswick et en Nouvelle Écosse. L'âge requis est de 5 ans (le mois d'anniversaire varie d'une province à l'autre).
Garde avant/après l'école (5 ans et plus)
<ul style="list-style-type: none"> ▶ Quelques Commissions scolaires offrent des services de garde à l'école mais il n'y a pas d'initiatives généralisées de la part des ministères de l'Éducation provinciaux pour amener les écoles à offrir des services de garde aux élèves.

Tableau 2: Évolution du nombre de places subventionnées au 31 mars de l'année selon l'entité juridique et le nombre d'enfants de moins d'un an, de 0-4 ans et de 5 ans au 1^{er} juillet de l'année, Québec, 1993-1994 à 2003-2004

Année	Centre de la petite enfance ¹		Garderies privées ² (non subventionnées) ³	Total des places à contribution réduite ⁴	Nombre enfants [0 an], ⁵ 0-4 et (5) ans
	Installations	Milieu familial			
1993-1994	33 452	15 253	15 665	64 370	[90 417] 480 098 (90 603)
1994-1995	34 545	17 871	18 366	70 782	[87 258] 473 113 96 973)
1995-1996	36 708	19 479	19 842	76 029	[85 130] 460 657 (99 415)
1996-1997	36 101	20 328	17 629 (4 806)	74 058	[79 724] 445 143 (98 853)
1997-1998	36 977	21 761	17 979 (5 587)	76 715 ⁶	[75 674] 428 297 (94 674)
1998-1999	39 436	32 816	23 861 (585)	96 113 ⁶	[73 599] 412 161 (91 453)
1999-2000	45 793	44 882	23 270 (1 208)	113 545 ⁶	[72 070] 397 971 (89 358)
2000-2001	51 988	55 979	24 578 (705)	132 545	[73 699] 381 522 (87 111)
2001-2002	58 525	62 193	24 629 (976)	145 624	[72 200] 373 264 (83 582)
2002-2003	63 339	75 355	24 740 (1 620)	163 434	[73 600] 368 920 (79 015)
2003-2004	68 274	82 044	27 530 (1 907)	177 848	[74 370] 371 028 (76 105)

1. Cette désignation ne s'applique qu'à partir de 1997-1998.

2. De 1998 à 2003, le gouvernement n'a pas permis que de nouvelles places se créent.

3. Il s'agit des places offertes par les garderies avec permis mais non conventionnées (qui ne participent au programme à contribution parentale réduite). Avant septembre 1997, il n'y a pas de distinction entre ces types de garderies.

4. Le programme de places à contribution réduite (5\$/jour) débute en septembre 1997 pour les enfants âgés de 4 ans au 30 septembre. Avant septembre 1997, les services de garde agréés pouvaient recevoir de subventions générales alors que les familles selon les critères d'éligibilités et leur revenu pouvaient recevoir une subvention partielle qui réduisait le tarif (voir le tableau 11).

5. Il s'agit des naissances (estimation pour 2002 et 2003).

6. Toutes les places ne sont pas à tarif réduit. La mise en place du programme commence avec les 4 ans, puis les 3 ans en septembre 1998 et les 2 ans en septembre 1999. C'est à partir de septembre 2000 que le programme touche tous les enfants.

Sources: « Rapport annuel de gestion », Ministère de l'Emploi, de la Solidarité sociale et de la Famille (2003) pour le nombre de places; Institut de la statistique du Québec pour le nombre d'enfants.

Tableau 3: Distribution du nombre d'enfants selon leur âge au 30 septembre et l'entité juridique, 2000, 2001 et 2002

Groupe d'âge et année	Installation	Milieu familial	Garderies	Total	
	Nombre (%)	Nombre (%)	Nombre (%)	Nombre (%)	
< 1 an	2000	3 698 (30)	7 303 (60)	1 227 (10)	12 228 (9)
	2001	3 937 (31)	7 621 (60)	1 173 (9)	12 731 (9)
	2002	4 229 (30)	8 993 (63)	1 040 (7)	14 262 (9)
1 an	2000	7 029 (36)	9 927 (51)	2 423 (13)	19 379 (14)
	2001	8 068 (35)	12 121 (53)	2 610 (11)	22 799 (15)
	2002	9 046 (34)	14 552 (55)	2 762 (11)	26 360 (17)
2 ans	2000	11 059 (39)	12 121 (43)	5 249 (18)	28 519 (21)
	2001	12 549 (42)	13 956 (43)	5 844 (18)	32 349 (22)
	2002	13 909 (39)	16 217 (45)	5 840 (16)	35 966 (23)
3 ans	2000	14 895 (41)	14 159 (39)	7 378 (20)	36 432 (26)
	2001	15 698 (42)	14 206 (38)	7 339 (20)	37 243 (25)
	2002	17 264 (43)	15 308 (38)	7 479 (19)	40 051 (25)
4 ans	2000	17 681 (48)	12 111 (32)	7 496 (20)	37 790 (27)
	2001	18 791 (46)	12 751 (31)	7 931 (19)	41 283 (28)
	2002	19 456 (48)	12 774 (32)	7 962 (20)	40 192 (25)
5 ans	2000	466 (29)	986 (61)	160 (10)	1 612 (1)
	2001	792 (46)	693 (40)	275 (15)	1 725 (1)
	2002	914 (48)	731 (39)	247 (13)	1 892 (1)
6 ans	2000	190 (11)	1 518 (89)	3 (0)	1 711 (1)
	2001	99 (9)	1 037 (91)	4 (0)	1 140 (1)
	2002	64 (8)	711 (92)	0 (0)	775 (0)
Total	2000	54 918 (40)	58 215 (42)	24 528 (18)	137 661 (100)
	2001	59 934 (41)	62 385 (42)	25 176 (17)	147 495 (100)
	2002	64 882 (41)	69 286 (43)	25 330 (16)	159 498 (100)

Sources: « Situation des centres de la petite enfance et des garderies au Québec en 2001, 2002 et 2003 ». Ministère de l'Emploi, de la Solidarité sociale et de la Famille, différentes années.

Tableau 4 : Nombre d'enfants issus de milieux défavorisés accueillis dans les services de garde, 1999-2003¹

Année	1999-2000	2000-2001	2001-2002	2002-2003 ²
Nombre d'enfants	5 420	6 598	7 796	8 313

1. Selon l'exemption de la contribution parentale (parents exemptés de la contribution à 5\$/jour).

2. Il faut ajouter à ces enfants, ceux dont les familles reçoivent des prestations du programme de supplément au revenu de travail (APPORT) dont les frais de garde sont réduits. Au total, il y avait environ 1 440 places de garde (incluant les services de garde à l'école) partiellement subventionnées par le programme.

Source : Rapport annuel de gestion 2002-2003, Ministère de l'Emploi, de la Solidarité sociale et de la Famille (2003).

Tableau 5A : Nombre de contribuables avec crédit remboursable pour frais de garde et montant en millions \$, Québec, 1996 à 2004

Années	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2004
Nombre	258 085	290 663	318 831	342 340	358 174	361 191	n.d.	n.d.
Montant	192	199	218	206	213	180	188	170

Sources : Statistiques fiscales des particuliers, ministère des Finances du Québec, différentes années d'imposition; et, Les dépenses fiscales – édition 2003, ministère des Finances du Québec pour les années 2002 et 2004.

Tableau 5B : Nombre de contribuables avec déduction fédérale pour frais de garde, déductions totales en millions \$ et déduction moyenne par contribuable en \$, Québec, Ontario et Canada sans le Québec, 1996 à 2002

Année	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Québec							
Nombre	254 190	276 910	304 710	328 096	351 180	373 860	382 740
Montant	570	564	575	585	588	588	593
Moyenne	2 242	2 037	1 887	1 783	1 674	1 573	1 549
Ontario							
Nombre	308 740	334 550	354 520	361 500	368 910	389 660	373 090
Montant	929	1 014	1 194	1 260	1 329	1 478	1 377
Moyenne	3 009	3 031	3 368	3 485	3 603	3 793	3 691
Canada total sans Québec							
Nombre	614 270	640 000	668 600	708 174	685 280	707 050	684 270
Montant	1 680	1 777	2 024	2 104	2 198	2 383	2 245
Moyenne	2 735	2 778	3 027	2 971	3 207	3 370	3 281

Source : Statistiques sur le revenu, Agence du revenu du Canada, différentes années.

Tableau 5C : Dépense fiscale du gouvernement fédéral pour la déduction en frais de garde en millions \$, 1996 à 2004

Année	1996	1997	1998	1999	2000	2001 ¹	2002 ¹	2003 ¹	2004 ¹
Dépense	420	480	510	550	595	555	560	560	560

1. Estimation.

Source : Dépenses fiscales du gouvernement, Ministère des Finances du Canada, édition 2003.

Tableau 6A : Nombre de ménages (ayant une dépense supérieure à 0\$), dépenses totales pour services de garde et colonies de vacances en millions \$ et dépense moyenne par ménage en \$, 1999 à 2002, Québec et autres provinces

Année	Québec			Autres provinces		
	Nombre	Dépense	Moyenne	Nombre	Dépense	Moyenne
1996	431 106	956	2 218	1 138 508	2 413	2 119
1997	378 837	810	2 138	1 114 651	2 540	2 279
1998	403 448	837	2 075	1 072 804	2 663	2 482
1999	437 838	834	1 904	1 027 266	2 726	2 654
2000	419 449	675	1 609	1 028 949	2 655	2 580
2001	387 442	690	1 781	994 209	2 720	2 736
2002	396 881	552	1 391	1 035 340	2 780	2 685

Source : calcul des auteurs à partir des microdonnées pondérées de l'Enquête sur les dépenses des ménages, 1996 à 2002, Statistique Canada.

Tableau 6B : Nombre de familles économiques avec frais de garde d'enfants encourus afin d'occuper un emploi rémunéré, dépenses en millions \$ et dépense moyenne par famille en \$, 1999 à 2002, Québec et autres provinces¹

Année	Québec			Autres provinces		
	Nombre	Dépenses	Moyenne	Nombre	Dépenses	Moyenne
1999	358 596	895	2 496	980 105	3 640	3 714
2000	398 729	921	2 310	1 054 040	4 070	3 861
2001	427 891	935	2 185	1 038 025	4 470	4 306
2002	461 648	1 100	2 383	1 012 337	4 230	4 178

1. Non disponible avant 1999.

Source : calcul des auteurs à partir des microdonnées pondérées de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1999 à 2002, Statistique Canada.

Tableau 7 : Principal mode de garde des enfants de 0-5 ans utilisé pour travailler ou étudier (pourcentage), Québec et autres provinces, 1994-1995 à 2000-2001¹

Année	1994-1995	1996-1997	1998-1999	2000-2001
Modes	Québec			
01 Garde hors foyer/non app. –agrée	21 412 (4)	23 352 (4)		
02 Garde hors foyer/non app. –non agrée	74 111 (13)	60 664 (11)		
03 Garde hors foyer/app.	34 212 (6)	25 250 (5)		
01A Garde hors foyer/non app.			83 681 (16)	85 024 (18)
03A Garde hors foyer/app.			36 490 (7)	30 470 (6)
04 Garde au foyer/frère ou sœur	0 (0)	7 149 (1)	1 563 (0)	1 983 (0)
05 Garde au foyer/app.	9 660 (2)	11 258 (2)	18 166 (4)	17 528 (4)
06 Garde au foyer/non app.	29 537 (5)	22 178 (4)	31 917 (6)	17 227 (4)
07 Garderie	56 453 (10)	63 176 (11)	74 324 (15) ⁴	100 604 (21) ⁴
08 Garde avant ou après l'école	3 496 (1)	3 769 (1)	11 671 (2)	20 409 (4)
09 Enfant sous sa propre garde	0 (0)	0 (0)	141 (0)	0 (0)
10 Autres	1 639 (0)	1 332 (0)	1 244 (0)	246 (0)
11 Aucun mode ²	253 333 (45)	264 720 (48)	246 876 (48)	204 111 (43)
12 Sans objet ³	77 255 (14)	64 154 (12)		
13 Ne sait pas/refus/non déclaré	6 248 (1)	3 159 (1)	4 158 (1)	235 (0)
Total des enfants	567 356	550 161	510 231	477 947
Modes	Autres provinces			
01 Garde hors foyer/non app. –agrée	59 701 (3)	74 643 (4)		
02 Garde hors foyer/non app. –non agrée	237 464 (13)	232 945 (13)		
03 Garde hors foyer/app.	95 657 (5)	115 314 (6)		
01A Garde hors foyer/non app.			281 252 (16)	267 801 (16)
03A Garde hors foyer/app.			141 939 (8)	146 682 (9)
04 Garde au foyer/frère ou sœur	3 248 (0)	18 618 (1)	11 511 (1)	10 121 (1)
05 Garde au foyer/app.	62 697 (3)	86 125 (5)	123 293 (7)	122 242 (7)
06 Garde au foyer/non app.	99 305 (5)	99 082 (6)	88 079 (5)	83 436 (5)
07 Garderie	122 758 (7)	110 541 (6)	143 826 (8) ⁴	159 937 (10) ⁴
08 Garde avant ou après l'école	5 545 (0)	6 742 (0)	9 192 (0)	10 592 (1)
09 Enfant sous sa propre garde	0 (0)	0 (0)	1 570 (0)	0 (0)
10 Autres	6 081 (0)	8 594 (0)	1 398 (0)	1 560 (0)
11 Aucun mode ²	884 967 (49)	855 750 (48)	885 789 (52)	849 288 (51)
12 Sans objet ³	203 330 (11)	157 752 (9)		
13 Ne sait pas/refus/non déclaré	36 821 (2)	22 992 (1)	26 395 (2)	4 500 (0)
Total des enfants	1 817 574	1 789 098	1 714 264	1 656 158

1. L'enquête est conduite à l'automne et à l'hiver.

2. Un parent ou les deux parents travaillent ou étudient.

3. Dans le cas d'une famille biparentale les deux parents ne travaillent et n'étudient pas. Dans le cas d'une famille monoparentale le parent seul ne travaille et n'étudie pas.

4. Comprend la garde dans un programme/garderie préscolaire (9 075 enfants en 1998 et 421 enfants en 2000).

Source : Calculs des auteurs à partir des microdonnées pondérées de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, cycles 1-4, Statistique Canada.

Tableau 8 : Nombre d'enfants inscrits à la maternelle 4 ans ou 5 ans, Québec, 1998-1999 à 2003-2004

Année	École publique		École publique et privée	Proportion d'enfants inscrits ¹
	4 ans ²	5 ans ³	5 ans	5 ans
1997-1998	n.d.	n.d.	n.d.	98,4
1998-1999	8 029	87 441	n.d.	n.d.
1999-2000	8 156	85 053	89 223	98,5
2000-2001	7 958	83 053	87 297	98,0
2001-2002	6 656	80 006	84 624	96,7
2002-2003	6 355	76 383	80 967	n.d.
2003-2004	6 225	72 405	76 727	n.d.

1. Il s'agit du nombre d'enfants inscrits à la maternelle 5 ans en proportion de la population âgée de 5 ans (il y a peu d'enfants inscrits à la maternelle 5 ans qui n'ont pas 5 ans le 30 septembre).

2. Il s'agit d'enfants handicapés ou provenant de milieux défavorisés. Le régime scolaire peut être à temps partiel (une à quatre demi-journées par semaine) ou à temps plein (cinq demi-journées).

3. À partir de 1997-1998, la totalité des enfants sont inscrits à temps plein (cinq journées). Avant 1997-1998, 88 pourcent des enfants étaient inscrits à temps partiel (cinq demi-journées).

Source : Statistiques sur les inscriptions à l'école primaire et maternelle, site WEB du Ministère de l'Éducation du Québec.

Tableau 9 : Année scolaire des enfants de 4, 5 et 6 ans (pourcentage), Québec, Ontario et Reste du Canada, 1994-1995 à 2000-2001¹

Année scolaire	1994-1995	1996-1997	1998-1999	2000-2001
4 ans – Québec				
Ne fréquente pas l'école	66 146 (68)	66 345 (69)	66 147 (74)	60 502 (71)
Prématornelle	31 170 (32)	25 644 (27)	21 559 (24)	24 098 (28)
Maternelle	591 (<1)	1 208 (1)	179 (0)	438 (<1)
Aucune division, ne sait pas	-	2 864 (3)	1 131 (1)	879 (<1)
Total	97 907 (100)	96 001 (100)	89 016 (100)	85 917 (100)
4 ans – Autres provinces				
Ne fréquente pas l'école	196 015 (63)	177 664 (58)	163 223 (54)	124 277 (43)
Prématornelle	97 630 (32)	93 000 (30)	101 093 (33)	154 979 (53)
Maternelle	16 659 (5)	19 720 (6)	33 905 (11)	2 713 (1)
Aucune division, ne sait pas	1 070 (<1)	15 885 (5)	8 038 (3)	6 342 (3)
Total	311 374 (100)	306 325 (100)	305 314 (100)	291 186 (100)
4 ans – Ontario				
Ne fréquente pas l'école	48 302 (31)	54 070 (35)	39 222 (25)	16 472 (11)
Prématornelle ²	97 630 (63)	86 266 (56)	99 414 (65)	128 065 (86)
Maternelle	7 984 (5)	4 266 (3)	15 048 (10)	475 (≈0)
Aucune division, ne sait pas	528 (0)	9 829 (6)	688 (0)	3 638 (2)
Total	154 444 (100)	154 431 (100)	154 372 (100)	148 650 (100)
5 ans – Québec				
Ne fréquente pas l'école	18 889 (20)	15 797 (16)	20 543 (23)	14 418 (16)
Prématornelle	11 298 (12)	9 837 (10)	9 114 (10)	11 095 (13)
Maternelle	63 384 (68)	68 251 (69)	59 785 (65)	61 174 (69)
1 ^{ère} année	-	1 633 (2)	1 525 (2)	312 (≈0)
Aucune division, ne sait pas	-	2 879 (3)	400 (0)	1 634 (2)
Total	93 571 (100)	98 397 (100)	91 368 (100)	88 633 (100)
5 ans – Autres provinces				
Ne fréquente pas l'école	26 397 (9)	27 309 (9)	25 519 (9)	9 717 (3)
Prématornelle	14 455 (5)	8 903 (3)	11 624 (4)	18 831 (6)
Maternelle	255 663 (83)	245 758 (79)	255 461 (86)	262 863 (87)
1 ^{ère} année	12 008 (4)	14 469 (5)	3 945 (1)	3 844 (1)
Aucune division, ne sait pas	338 (0)	15 304 (4)	1 097 (0)	7 521 (3)
Total	308 861 (100)	311 743 (100)	297 646 (100)	302 776 (100)
6 ans – Québec				
Maternelle	24 322 (27)	35 232 (36)	11 727 (12)	16 227 (18)
1 ^{ère} année	63 683 (72)	62 696 (64)	83 851 (88)	68 711 (76)
Aucune division, ne sait pas	729 (1)	-	339 (0)	5 224 (6)
Total	88 634 (100)	97 928 (100)	95 917 (100)	90 162 (100)
6 ans – Autres provinces				
Ne fréquente pas l'école	1 138 (0)	1 617 (<1)	3 082 (1)	2 704 (1)
Maternelle	31 486 (11)	30 901 (10)	13 285 (4)	9 591 (3)
1 ^{ère} année	252 036 (83)	267 584 (85)	272 806 (86)	278 435 (91)
2 ^{ème} année	15 905 (5)	15 642 (5)	26 899 (9)	4 426 (1)
Aucune division, ne sait pas	1 299 (<1)	-	-	11 016 (4)
Total	301 064 (100)	315 744 (100)	316 072 (100)	306 997 (100)

1. L'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) est administrée à l'automne et à l'hiver.

Source : calcul des auteurs à partir des microdonnées pondérées de l'ELNEJ, cycle 1-4, Statistique Canada.

Tableau 10 : Évolution de la clientèle des services de garde en milieu scolaire au Québec, 1997-1998 à 2002-2003

Clientèle ¹	Année					
	1997-1998	1998-1999	1999-2000	2000-2001	2001-2002	2002-2003
Sporadique²	36 502	37 680	42 134	45 859	49 357	53 668
Régulière³	56 162	82 888	110 030	136 556	155 119	168 204
Total	92 664	120 568	152 164	182 415	204 476	220 544
Nb. de services	923 ⁴	1 090	1 249	1 348	1 433	1 534

1. Enfants âgés de 4 à 12 ans qui fréquentent les services de garde en milieu scolaire.

2. Un enfant dont les parents ont demandé à l'école que leur enfant soit gardé pour un temps moindre que le minimum convenu (une place à 5\$/jour) pour qu'un enfant soit considéré comme « inscrit de façon régulière ».

3. À la maternelle 4 ans, excluant Montréal, si en sus de l'horaire scolaire, l'enfant est gardé au moins 5 heures par jour et pour un minimum de trois jours semaine. À la maternelle 4 ans à Montréal, à la maternelle 5 ans et au primaire, si en sus de l'horaire scolaire, l'enfant est gardé au moins 2 heures 30 minutes par jour, pour un minimum de trois jours semaine.

4. En 1997-1998, la garde en milieu scolaire était offerte dans presque la moitié des écoles primaires du Québec. Elle s'est généralisée au cours des années suivantes. Il s'agit des services de garde qui sont offerts avant le début des cours le matin, à l'heure du dîner et en fin de journée, ainsi que de la garde des enfants de 4 ans pour la demi-journée où ils ne fréquentent pas la maternelle.

Source: Céline Michaud, « Services de garde en milieu scolaire », Ministère de l'Éducation, (2003) et données provisoires pour 2002-2003.

Tableau 11 : Évolution des crédits budgétaires alloués au programme des services de garde du Québec, en millions \$, et subvention par place en \$, 1996-1997 à 2002-2003

Année budgétaire	CPE	Garderies à but lucratif	Exonération financière et subventions particulières	Subvention totale en millions \$	Subvention par place en \$
	Installation et milieu familial				
1996-1997	160	6	122	288	3 652
1997-1998	150	5	129	294	3 572
1998-1999	334	56	80	470	4 860
1999-2000	505	110	27	642	5 604
2000-2001	695	138	11	844	6 365
2001-2002	872	148	1	1 020	7 004
2002-2003	1 019	187	≈ 0	1 206	7 379
2003-2004¹	1 099	211	≈ 0	1 310	7 366
2004-2005¹	1 162	224	≈ 0	1 386	n.d.

1. Comprend le service de la dette des CPE et la contribution au régime de retraite des personnes.

Source: Pour les crédits budgétaires, Le plan des dépenses du gouvernement, Conseil du trésor du Québec, différentes années; pour le nombre de places subventionnées, tableau 1.

Tableau 12 : Caractéristiques des mères ayant au moins un enfant de 0-5 ans, Québec et autres provinces, 1993 à 2002

Année	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Caractéristiques	Québec									
Nombre de mères	343 298	355 544	333 432	347 315	323 948	316 682	305 533	293 272	247 808	265 770
Âge moyen	31,5 (4,4)	31,7 (4,7)	32,1 (4,7)	31,9 (4,9)	31,9 (4,9)	32,0 (5,2)	32,2 (5,4)	32,4 (5,5)	32,7 (5,5)	32,5 (5,4)
N. années éducation	13,0 (3,1)	13,4 (3,3)	13,6 (3,3)	13,5 (4,1)	13,4 (4,1)	13,9 (3,9)	13,9 (4,1)	14,1 (4,1)	14,2 (4,1)	14,3 (3,7)
Diplôme sec. ou moins	38,7	36,9	34,8	36,9	36,8	31,7	32,6	31,0	26,5	23,3
Née hors Canada	10,8	8,8	8,0	12,2	9,8	7,9	8,7	14,0	8,9	7,3
Monoparentale	11,1	8,8	10,2	12,7	13,0	12,8	15,1	18,6	14,8	15,1
N. enfants 0-4 ans	1,14 (0,6)	1,17 (0,6)	1,19 (0,7)	1,15 (0,7)	1,10 (0,7)	1,08 (0,7)	1,08 (0,7)	1,02 (0,7)	1,08 (0,6)	1,11 (0,6)
N. enfants 0-5 ans	1,43 (0,6)	1,39 (0,5)	1,46 (0,6)	1,42 (0,6)	1,39 (0,6)	1,39 (0,6)	1,35 (0,5)	1,35 (0,6)	1,34 (0,5)	1,36 (0,6)
N. enfants 1-5 ans	1,34 (0,5)	1,28 (0,5)	1,31 (0,5)	1,33 (0,5)	1,30 (0,5)	1,31 (0,5)	1,25 (0,5)	1,26 (0,5)	1,23 (0,5)	1,24 (0,5)
N. enfants 6 ans et +	0,91 (1,0)	0,84 (1,0)	0,89 (1,0)	0,94 (1,0)	0,96 (1,0)	0,94 (1,0)	0,92 (1,0)	0,95 (1,0)	0,89 (1,0)	0,94 (1,1)
Présence enfants 0-2 ans	56,6	55,5	50,3	52,5	51,7	47,7	44,5	47,7	51,0	47,5
Autre revenu de travail \$	21 593	23 402	26 960	25 543	28 570	31 162	31 214	31 046	35 138	39 005
Caractéristiques	Autres provinces									
Nombre de mères	1 553 398	1 527 925	1 524 826	1 470 188	1 415 141	1 380 229	1 313 728	1 213 189	1 117 026	1 190 631
Âge moyen	31,4 (5,0)	31,8 (5,0)	32,0 (5,1)	32,0 (5,3)	32,3 (5,3)	32,4 (5,4)	32,7 (5,5)	32,8 (5,6)	32,9 (5,6)	33,0 (5,5)
N. années éducation	13,2 (2,8)	13,5 (2,8)	13,6 (2,9)	13,5 (3,2)	13,6 (3,2)	13,8 (3,2)	13,9 (3,2)	14,0 (3,2)	14,2 (3,2)	14,2 (3,0)
Diplôme sec. ou moins	35,2	33,4	31,6	35,2	33,0	30,1	31,3	28,4	26,8	24,4
Née hors Canada	16,8	16,9	15,9	19,9	19,5	18,1	19,4	19,1	18,8	17,9
Monoparentale	14,1	14,0	15,3	14,0	13,4	13,2	14,5	13,9	12,8	14,2
N. enfants 0-4 ans	1,16 (0,7)	1,13 (0,7)	1,14 (0,7)	1,13 (0,7)	1,11 (0,7)	1,13 (0,7)	1,09 (0,7)	1,04 (0,7)	1,10 (0,7)	1,08 (0,7)
N. enfants 0-5 ans	1,40 (0,6)	1,42 (0,6)	1,41 (0,6)	1,40 (0,6)	1,38 (0,6)	1,40 (0,6)	1,39 (0,6)	1,37 (0,6)	1,36 (0,6)	1,36 (0,6)
N. enfants 1-5 ans	1,29 (0,5)	1,30 (0,5)	1,29 (0,5)	1,30 (0,5)	1,28 (0,5)	1,30 (0,5)	1,28 (0,5)	1,28 (0,5)	1,25 (0,5)	1,26 (0,5)
N. enfants 6 ans et +	0,83 (1,0)	0,89 (1,0)	0,89 (1,1)	0,92 (1,0)	0,91 (1,0)	0,91 (1,0)	1,01 (1,0)	1,04 (1,1)	0,97 (1,0)	0,98 (1,1)
Présence enfants 0-2 ans	55,7	51,8	51,8	53,8	52,7	49,7	47,9	49,0	51,2	47,8
Autre revenu de travail \$	26 141	27 886	28 501	28 318	30 998	34 783	35 620	40 119	43 064	45 203

Source: calcul des auteurs à partir des fichiers de microdonnées pondérés de l'EDTR, 1993 à 2002.

Tableau 13 : Effet du régime de garde sur le taux d'occupation d'un emploi (au mois d'avril) par les mères du Québec

Type de spécification et échantillons	(i)		(ii)		(iii)				
	[$\alpha_{31}=\alpha_{32}=0$; $\beta_{1999}=\beta_{2000}=\beta_{2001}=\beta_{2002}=\beta$]		[$\beta_{1999}=\beta_{2000}=\beta_{2001}=\beta_{2002}=\beta$]						
Toutes les mères avec:	β_{1998}	β	β_{1998}	β	β_{1998}	β_{1999}	β_{2000}	β_{2001}	β_{2002}
a. Enfants 1-5 ans	-.0088	.0747***	-.0245	.0741*	-.0154	.0804*	.0720	.1160*	.1094
Écart-type	.0296	.0207	.0359	.0450	.0384	.0468	.0553	.0633	.0734
Test (valeur p)	0.5566		0.7061		0.4249				
b. Enfants 0-5 ans	.0010	.0761***	-.0203	.0639	-.0109	.0676	.0690	.1015*	.1010
Écart-type	.0284	.0197	.0344	.0429	.0368	.0448	.0526	.0604	.0703
Test (valeur p)	0.5388		0.7857		0.5563				
a. Enfants 1-5 ans		.0761***		.0917**		.0905**	.0843*	.1303***	.1259**
Écart-type		.0198		.0370		.0389	.0451	.0508	.0590
Test (valeur p)	0.5645		0.6257		0.1115				
b. Enfants 0-5 ans		.0760***		.0782**		.0746**	.0775*	.1115**	.1126**
Écart-type		.0189		.0353		.0372	.0429	.0484	.0565
Test (valeur p)	0.5489		0.7128		0.2089				
Niv. d'éduc. <= second.	β_{1998}	β	β_{1998}	β	β_{1998}	β_{1999}	β_{2000}	β_{2001}	β_{2002}
a. Enfants 1-5 ans	.0301	.0802**	.0390	.1314*	.0416	.1532*	.0947	.1488	.1579
Écart-type	.0521	.0381	.0619	.0758	.0642	.0790	.0928	.1090	.1240
Test (valeur p)	0.8159		0.8205		0.4054				
a. Enfants 0-5 ans		.0761**		.1054		.1282*	.0644	.1132	.1171
Écart-type		.0373		.0653		.0699	.0810	.0951	.1076
Test (valeur p)	0.8247		0.8245		0.4608				
Niv. d'éduc. > second.	β_{1998}	β	β_{1998}	β	β_{1998}	β_{1999}	β_{2000}	β_{2001}	β_{2002}
a. Enfants 1-5 ans	-.0337	.0626**	-.0575	.0461	-.0482	.0442	.0572	.0898	.0733
Écart-type	.0359	.0248	.0437	.0551	.0476	.0576	.0685	.0784	.0919
Test (valeur p)	0.6878		0.7994		0.8210				
a. Enfants âgés 0-5 ans		.0683***		.0888**		.0770*	.0970*	.1367**	.1272*
Écart-type		.0236		.0446		.0463	.0540	.0603	.0714
Test (valeur p)	0.7034		0.6117		0.2653				

Les coefficients sont en gras. Niveau de confiance statistique : ***=1%; **=5%; *=10%.

Tableau 14: Effet du régime de garde sur les heures annuelles travaillées par les mères du Québec

Type de spécification et échantillons	(i)		(ii)		(iii)				
	[$\alpha_{31}=\alpha_{32}=0$; $\beta_{1999}=\beta_{2000}=\beta_{2001}=\beta_{2002}=\beta$]		[$\beta_{1999}=\beta_{2000}=\beta_{2001}=\beta_{2002}=\beta$]						
Toutes les mères avec:	β_{1998}	β	β_{1998}	β	β_{1998}	β_{1999}	β_{2000}	β_{2001}	β_{2002}
a. Enfants 1-5 ans	58	146***	9	114	55	139	138	264**	321**
Écart-type	55	40	67	84	70	88	103	120	139
Test (valeur p)	0.1315		0.1533		0.1561				
b. Enfants 0-5 ans	68	148***	14	98	54	114	131	229**	275**
Écart-type	53	38	64	81	68	84	98	115	133
Test (valeur p)	0.1798		0.2587		0.1519				
a. Enfants 1-5 ans		138***		109		105	95	214**	265**
Écart-type		39		70		74	85	99	114
Test (valeur p)	0.1106		0.1843		0.1912				
b. Enfants 0-5 ans		138***		90		82	88	182**	220**
Écart-type		37		67		71	81	94	109
Test (valeur p)	0.1304		0.3117		0.2908				
Niv. d'éduc. <= second.	β_{1998}	β	β_{1998}	β	β_{1998}	β_{1999}	β_{2000}	β_{2001}	β_{2002}
a. Enfants 1-5 ans	39	146**	57	234*	95	285*	202	344*	495**
Écart-type	92	73	112	141	115	147	172	205	245
Test (valeur p)	0.5925		0.4568		0.2436				
a. Enfants 1-5 ans		141**		197		227*	133	263	402*
Écart-type		71		120		129	149	178	215
Test (valeur p)	0.6596		0.5120		0.1912				
Niv. d'éduc. > second.	β_{1998}	β	β_{1998}	β	β_{1998}	β_{1999}	β_{2000}	β_{2001}	β_{2002}
a. Enfants 1-5 ans	53	127***	-21	55	24	64	103	207	223
Écart-type	68	49	83	104	89	109	128	150	173
Test (valeur p)	0.2815		0.4342		0.5873				
a. Enfants 1-5 ans		118**		70		48	84	184	197
Écart-type		47		86		89	103	120	138
Test (valeur p)	.2450		0.4247		0.5331				

Les coefficients sont en gras. Niveau de confiance statistique : ***=1%; **=5%; *=10%.

Tableau 15: Effet du régime de garde sur le nombre de semaines annuelles travaillées par les mères du Québec

Type de spécification et échantillons	(i)		(ii)		(iii)				
	[$\alpha_{31}=\alpha_{32}=0$; $\beta_{1999}=\beta_{2000}=\beta_{2001}=\beta_{2002}=\beta$]		[$\beta_{1999}=\beta_{2000}=\beta_{2001}=\beta_{2002}=\beta$]		β_{1998}	β_{1999}	β_{2000}	β_{2001}	β_{2002}
Toutes les mères avec:	β_{1998}	β	β_{1998}	β	β_{1998}	β_{1999}	β_{2000}	β_{2001}	β_{2002}
a. Enfants 1-5 ans	.61	4.53***	-.70	3.78*	-.09	3.99*	4.04	6.42**	6.09*
Écart-type	1.46	1.05	1.78	2.27	1.91	2.36	2.83	3.19	3.67
Test (valeur p)	0.3212		0.6252		0.3736				
b. Enfants 0-5 ans	.99	4.56***	-.51	3.28	.00	3.29	3.90	5.29*	5.23
Écart-type	1.40	.99	1.71	2.16	1.83	2.25	2.67	3.03	3.50
Test (valeur p)	0.3735		0.7846		0.5392				
a. Enfants 1-5 ans		4.44***		4.28**		4.06**	4.11*	6.51**	6.19**
Écart-type		1.01		1.85		1.95	2.32	2.55	2.93
Test (valeur p)	0.3075		0.5829		0.1367				
b. Enfants 0-5 ans		4.40***		3.64**		3.29*	3.89*	5.29**	5.23*
Écart-type		.96		1.77		1.87	2.18	2.43	2.80
Test (valeur p)	0.3304		0.7550		0.2726				
Niv. d'éduc. <= second.	β_{1998}	β	β_{1998}	β	β_{1998}	β_{1999}	β_{2000}	β_{2001}	β_{2002}
a. Enfants 1-5 ans	1.91	5.26***	1.17	5.75	1.80	6.41	5.11	8.61	9.18
Écart-type	2.56	1.96	3.12	3.93	3.25	4.09	4.84	5.70	6.38
Test (valeur p)	0.8306		0.8085		0.5376				
a. Enfants 1-5 ans		5.00***		4.97		5.33	3.80	7.07	7.42
Écart-type		1.92		3.32		3.56	4.18	4.93	5.45
Test (valeur p)	0.7994		0.8449		0.5444				
Niv. d'éduc. > second.	β_{1998}	β	β_{1998}	β	β_{1998}	β_{1999}	β_{2000}	β_{2001}	β_{2002}
a. Enfants 1-5 ans	-.40	3.65***	-1.81	2.78	-1.33	2.72	3.32	5.00	4.24
Écart-type	1.76	1.25	2.15	2.74	2.33	2.85	3.46	3.86	4.52
Test (valeur p)	0.5429		0.8047		0.7644				
a. Enfants 1-5 ans		3.72***		4.12*		3.62	4.41	6.29**	5.72
Écart-type		1.19		2.21		2.30	2.77	2.98	3.51
Test (valeur p)	0.5736		0.6978		0.3345				

Les coefficients sont en gras. Niveau de confiance statistique : ***=1%; **=5%; *=10%.

Tableau 16: Effet du régime de garde sur le revenu de travail annuel des mères du Québec

Type de spécification et échantillons	(i)		(ii)		(iii)				
	[$\alpha_{31}=\alpha_{32}=0$; $\beta_{1999}=\beta_{2000}=\beta_{2001}=\beta_{2002}=\beta$]		[$\beta_{1999}=\beta_{2000}=\beta_{2001}=\beta_{2002}=\beta$]						
Toutes les mères avec:	β_{1998}	β	β_{1998}	β	β_{1998}	β_{1999}	β_{2000}	β_{2001}	β_{2002}
a. Enfants 1-5 ans	919	2527***	-604	2027	388	2628	2635	4956**	6558**
Écart-type	1112	844	1348	1685.49	1351	1758	2083	2327	2753
Test (valeur p)	0.0536		0.2411		0.1632				
b. Enfants 0-5 ans	1146	2430***	-362	1865	709	2375	2949	4650**	6845***
Écart-type	1052	784	1270	1574	1275	1640	1946	2167	2593
Test (valeur p)	0.0350		0.1665		0.1164				
a. Enfants 1-5 ans		2382***		2459		2375	2328	4595**	6143**
Écart-type		842		1525		1641	1936	2149	2554
Test (valeur p)	0.0402		0.2583		0.1503				
b. Enfants 0-5 ans		2254***		2119		1919	2397	4000**	6097**
Écart-type		782		1424		1528	1805	1996	2403
Test (valeur p)	0.0223		0.2024		0.1421				
Niv. d'éduc. <= second.	β_{1998}	β	β_{1998}	β	β_{1998}	β_{1999}	β_{2000}	β_{2001}	β_{2002}
a. Enfants 1-5 ans	-457	157	-627	1421	389	1889	1933	4507**	7324**
Écart-type	958	898.96	1164	1532	1159	1585.70	1775	2253	3013
Test (valeur p)	0.0671		0.1076		0.1204				
a. Enfants 1-5 ans		220		1836		1656	1652	4177**	6944**
Écart-type		880		1335		1433	1566	2027	2787
Test (valeur p)	0.0677		0.1122		0.1038				
Niv. d'éduc. > second.	β_{1998}	β	β_{1998}	β	β_{1998}	β_{1999}	β_{2000}	β_{2001}	β_{2002}
a. Enfants 1-5 ans	1609	3385***	-469	2327	406	2879	3000	4816	5994
Écart-type	1549	1126	1905	2423	1927	2531	2979	3258	3793
Test (valeur p)	0.1883		0.6916		0.5926				
a. Enfants 1-5 ans		3113***		2674		2604	2665	4422	5541
Écart-type		1125		2153		2328	2726	2942	3435
Test (valeur p)	0.1275		0.7107		0.5592				

Les coefficients sont en gras. Niveau de confiance statistique : ***=1%; **=5%; *=10%.

Tableau 17: Effet du régime de garde sur la probabilité pour les mères du Québec ayant eu un emploi durant l'année de travailler à temps plein

Type de spécification et échantillons	(i)		(ii)		(iii)				
	[$\alpha_{31}=\alpha_{32}=0$; $\beta_{1999}=\beta_{2000}=\beta_{2001}=\beta_{2002}=\beta$]		[$\beta_{1999}=\beta_{2000}=\beta_{2001}=\beta_{2002}=\beta$]						
Toutes les mères avec:	β_{1998}	β	β_{1998}	β	β_{1998}	β_{1999}	β_{2000}	β_{2001}	β_{2002}
a. Enfants 1-5 ans	.0703**	.0606***	.0489	.0598	.0691*	.0591	.0847	.1343*	.1389*
Écart-type	.0313	.0227	.0381	.0485	.0406	.0506	.0593	.0688	.0788
Test (valeur p)	0.2164		0.3936		0.3914				
b. Enfants 0-5 ans	.0728**	.0639***	.0513	.0589	.0667*	.0486	.0914	.1219*	.1098
Écart-type	.0300	.0216	.0364	.0463	.0388	.0484	.0564	.0655	.0756
Test (valeur p)	0.2709		0.4475		0.4137				
a. Enfants 1-5 ans		.0495**		.0247		.0141	.0302	.0702	.0651
Écart-type		.0218		.0399		.0424	.0487	.0559	.0638
Test (valeur p)	0.1173		0.6359		0.7430				
b. Enfants 0-5 ans		.0527**		.0227		.0058	.0394	.0607	.0395
Écart-type		.0207		.0381		.0406	.0462	.0531	.0612
Test (valeur p)	0.1224		0.6496		0.7516				
Niv. d'éduc. <= second.	β_{1998}	β	β_{1998}	β	β_{1998}	β_{1999}	β_{2000}	β_{2001}	β_{2002}
a. Enfants 1-5 ans	.0842	.0552	.0961	.1153	.1028	.1308	.0946	.1459	.1602
Écart-type	.0538	.0379	.0639	.0774	.0664	.0808	.0937	.1100	.1243
Test (valeur p)	0.8112		0.8685		0.5748				
a. Enfants 1-5 ans		.0436		.0515		.0692	.0201	.0584	.0596
Écart-type		.0371		.0672		.0718	.0819	.0960	.1077
Test (valeur p)	0.7846		0.9074		0.8838				
Niv. d'éduc. > second.	β_{1998}	β	β_{1998}	β	β_{1998}	β_{1999}	β_{2000}	β_{2001}	β_{2002}
a. Enfants 1-5 ans	.0562	.0520*	.0230	.0303	.0479	.0209	.0785	.1196	.1150
Écart-type	.0389	.0285	.0476	.0618	.0515	.0647	.0763	.0882	.1015
Test (valeur p)	0.2608		0.3952		0.5489				
a. Enfants 1-5 ans		.0425		.0132		-.0116	.0390	.0731	.0615
Écart-type		.0271		.0497		.0526	.0607	.0690	.0793
Test (valeur p)	0.1908		0.4969		0.6636				

Les coefficients sont en gras. Niveau de confiance statistique : ***=1%; **=5%; *=10%.

Figure 1 : Subvention linéaire et prix des services de garde

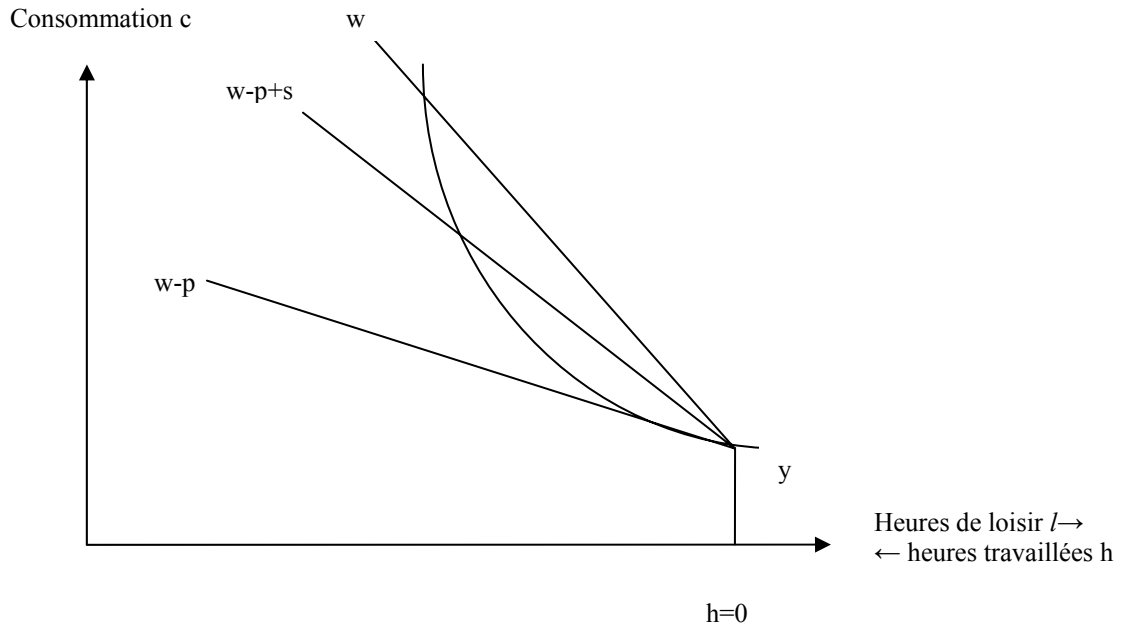


Figure 2 : Subvention non linéaire aux services de garde

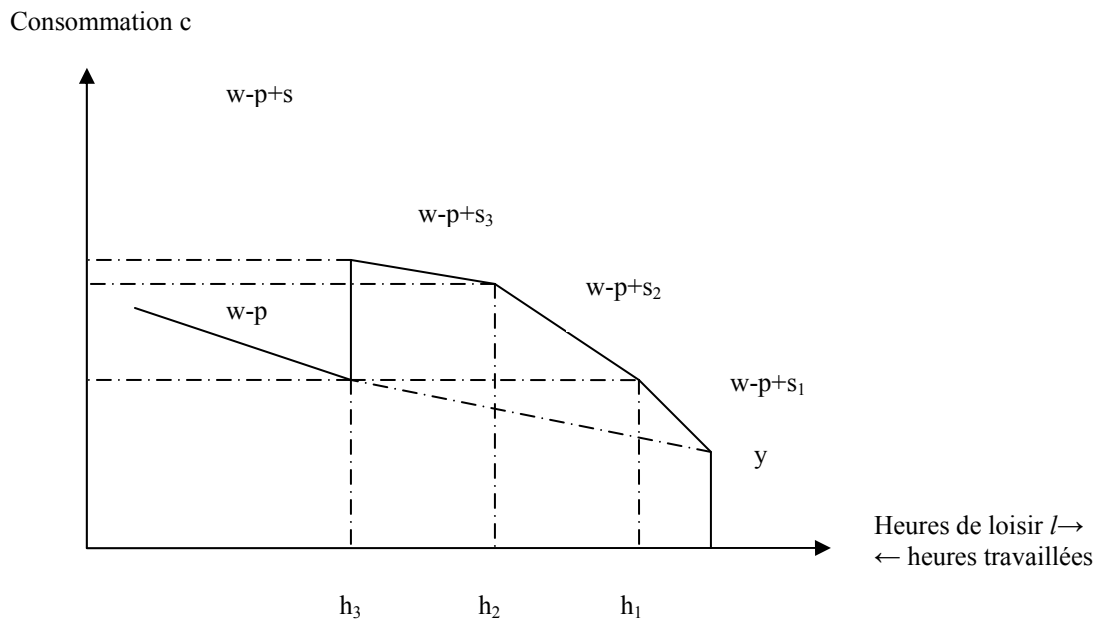


Figure 3 : Subvention fixe aux services de garde

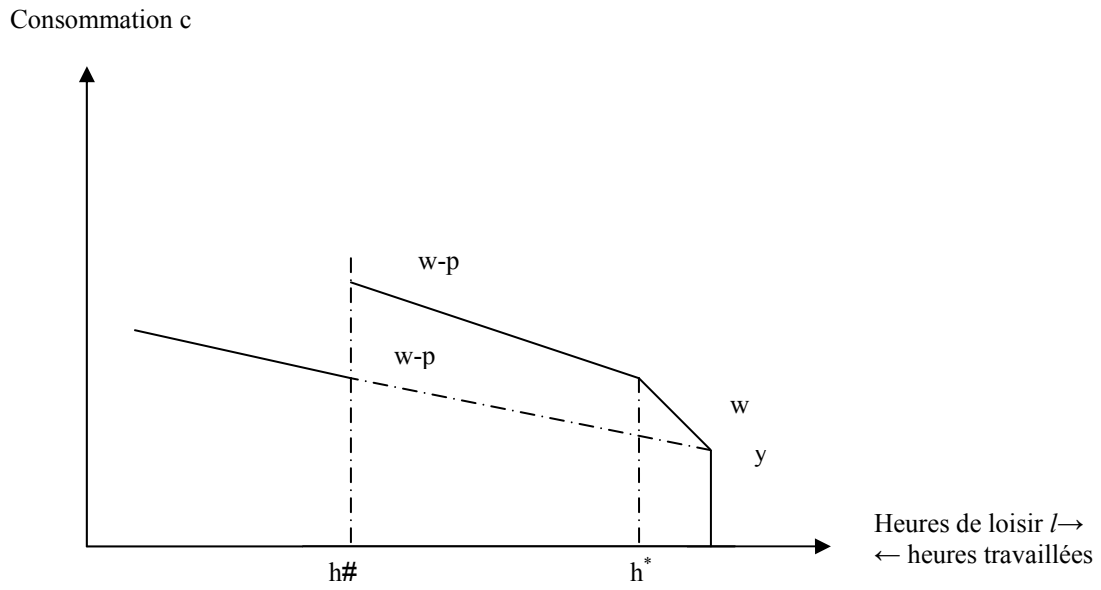


Figure 4 : Subvention fixe en heures de services de garde

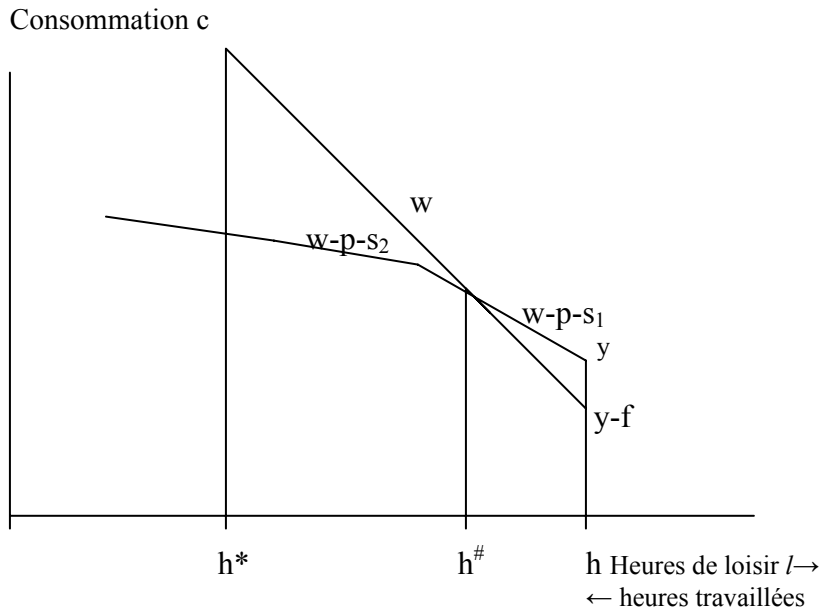
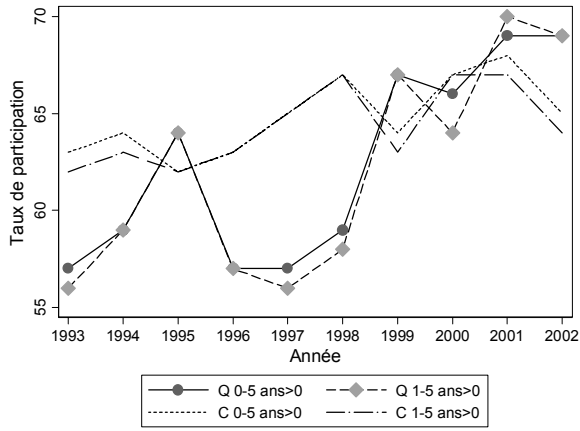
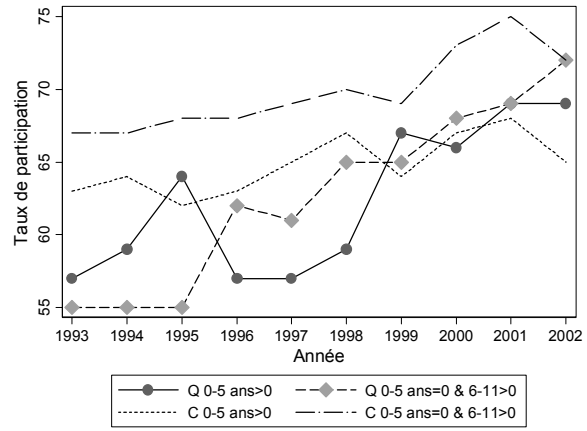


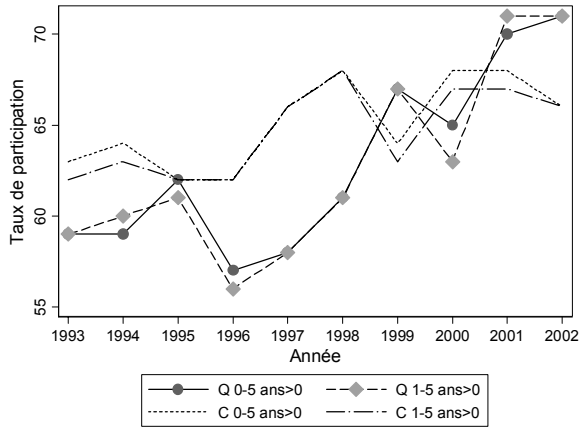
Figure 5 : Taux de participation au marché du travail (pourcentage des mères occupées au mois d'avril ou d'août) selon l'âge des enfants présents, le statut familial ou le niveau d'éducation, Québec (Q) et autres provinces (C)



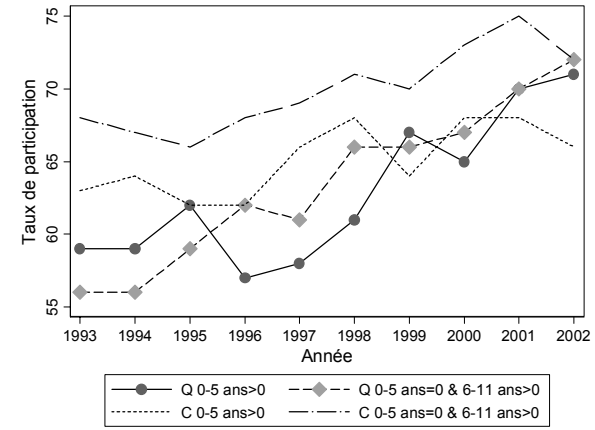
(a) Avril



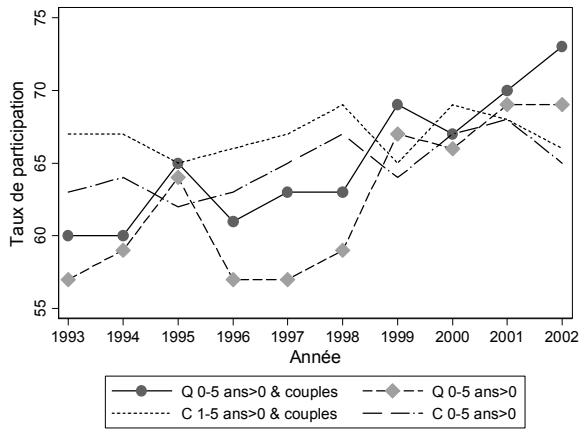
(b) Avril



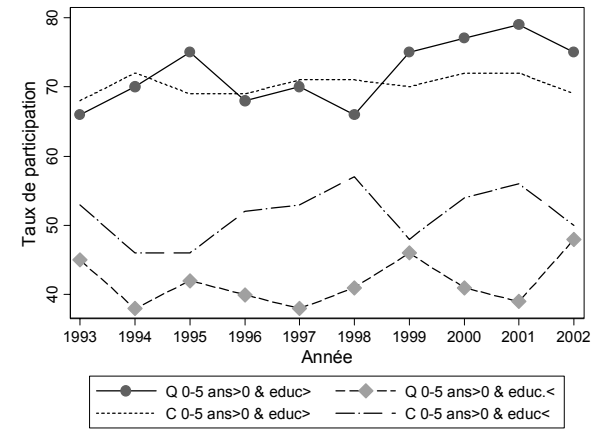
(c) Août



(d) Août

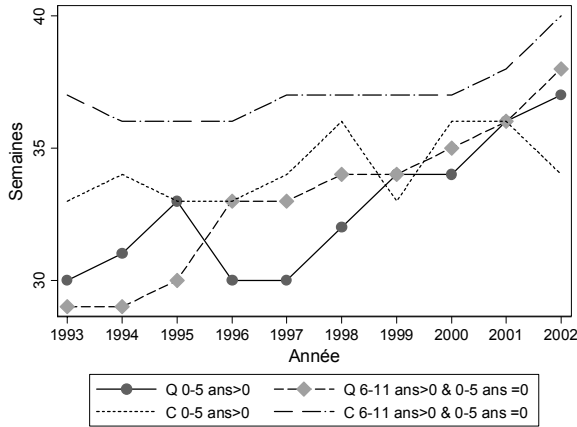


(e) Avril

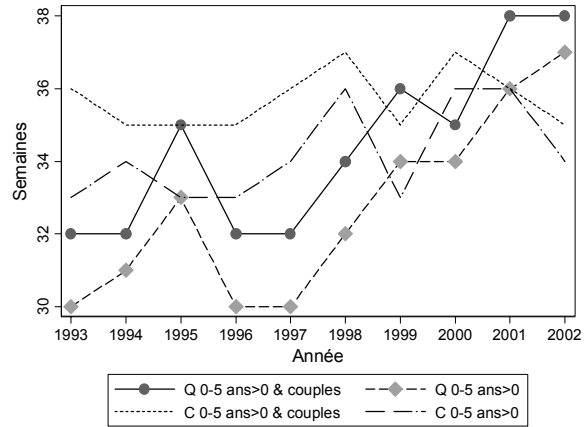


(f) Avril

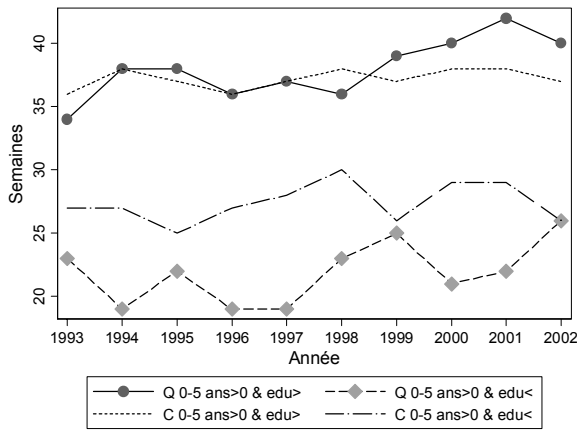
Figure 6 : Nombre moyen de semaines et d'heures travaillées durant l'année par les mères selon l'âge des enfants présents, le statut familial ou le niveau d'éducation, Québec (Q) et autres provinces (C)



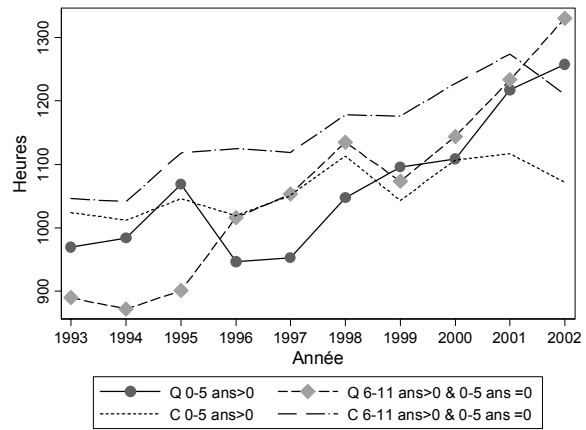
(a) Semaines annuelles



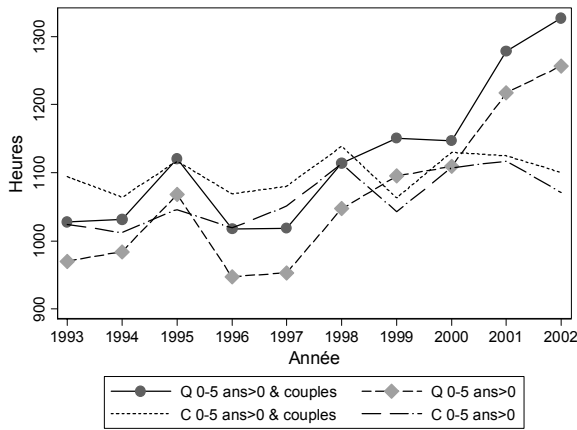
(b) Semaines annuelles



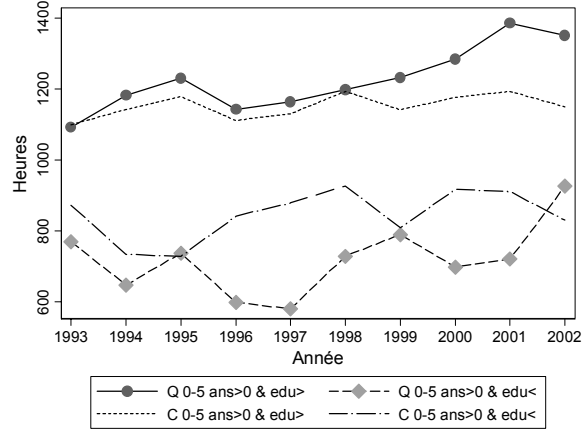
(c) Semaines annuelles



(d) Heures annuelles

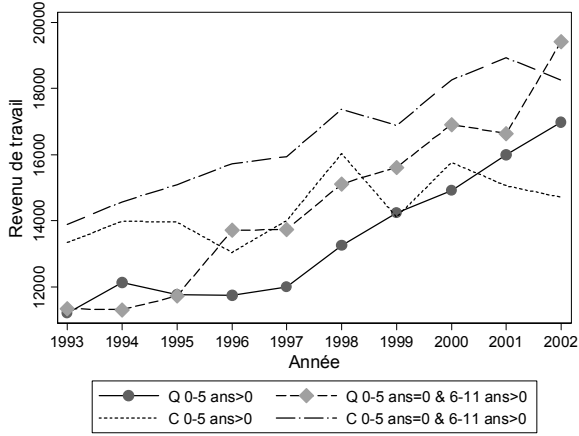


(e) Heures annuelles

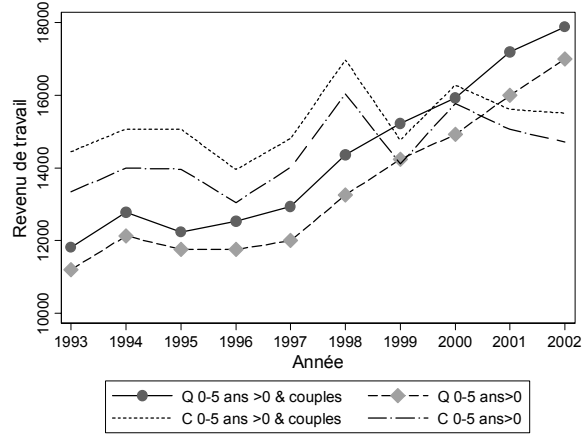


(f) Heures annuelles

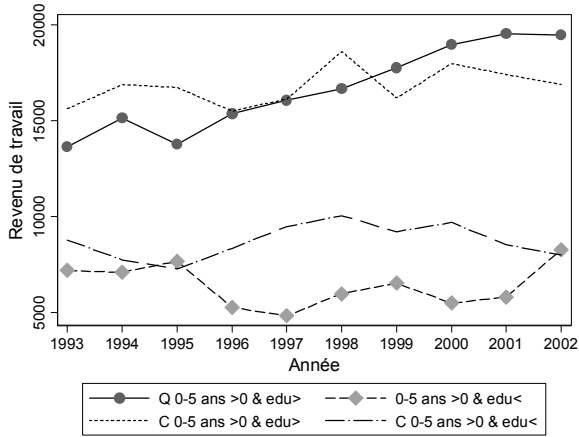
Figure 7 : Gains annuels moyens du travail (en dollars de 1992) des mères et taux de participation en pourcentage au marché du travail à temps plein des mères ayant occupé un emploi durant l'année selon l'âge des enfants présents, le statut familial ou le niveau d'éducation, Québec (Q) et autres provinces (C)



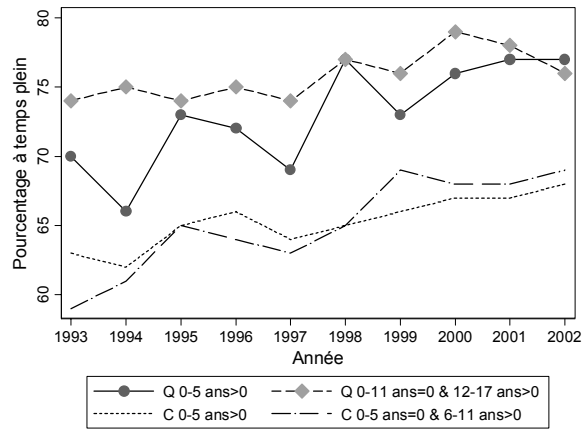
(a) Revenu du travail



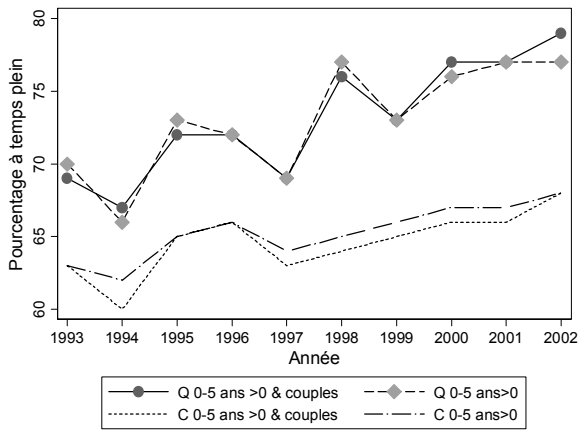
(b) Revenu du travail



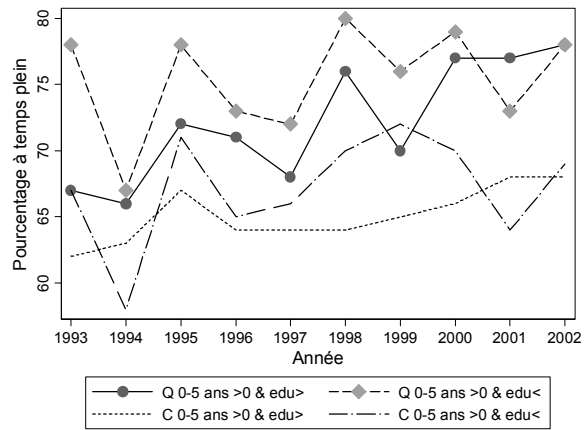
(c) Revenu du travail



(d) Travail à temps plein



(e) Travail à temps plein



(f) Travail à temps plein

Table A1: Childcare fee subsidy eligibility levels, rates and average fees in regulated centres, 2001

Jurisdiction	Family size	Full subsidy to (\$)	Partial subsidy to (\$)	Maximum subsidy child care in centres	Average monthly fees in child care centres
Newfoundland & Labrador	1 parent, 1 child	14,160	20,280	0-24 mo \$30/day	18 mo-3yrs \$380
	2 parents, 2 children	15,240	25,560	2-12yr \$21.25/day	3 yr-5.11 yr \$360
Prince Edward Island	1 parent, 1 child	13,440	25,440	0-2yrs \$24/day	0-2yrs \$520
	2 parents, 2 children	19,200	51,040	2-3yrs \$20/day 3+ yrs \$19/day	2-3yrs \$432 3+ yrs \$412
Nova Scotia	1 parent, 1 child 2 parents, 2 children	16,812 17,712	24,540 34,092	\$14.95/day all ages minimum parent fee of \$2.25/day	0-17 months \$565; 18 mo-36 mo \$490; 3-5 yrs \$488
New Brunswick	All family sizes	15,000	—	0-2 yrs \$18.50/day	0-17 months \$482
	1 child, 2 years or older	15,000	23,100	2-6 yrs \$16.50/day	1.5-5.11 yrs \$418
	1 child, under age 2	15,000	24,180	6-12 \$9.25/day	school age \$226
Québec	Not applicable	—	—	—	\$5/day for all ages
Ontario	n/a 3	n/a	n/a	n/a	n/a
Manitoba	1 parent, 1 child 2 parents, 2 children	13,787 18,895	24,577 40,475	\$4,756/child/year for full-day pre-school aged children. Programs may surcharge parents \$2.40/day/child	Infants \$560 Preschool: \$376 School age \$238
Saskatchewan	1 parent, 1 child 1 parent, 2 children	(gross)19,668 (gross)20,868	(gross) 31,920 (gross) 45,720	Infant \$325/month Toddlers \$285/month Preschool \$235/month School age 200/month Parents pay minimum of 10% of the cost	Infant \$ 481 Toddlers \$420 Preschool \$384 School age \$277
Alberta	1 parent, 1 child	20,520	31,680	Infants \$475/month	\$522.84 all ages
	2 parents, 2 children	24,120	44,520	All other ages \$380/month	
British Columbia	1 parent, 1 child	18,984	27,816	Infants \$585/month	Infants \$705 Toddlers \$662
	2 parents, 2 children	23,016	31,846	Toddlers \$528/month 3-5 yrs \$368/month	3-5 yrs \$494

Source: Doherty *et alii*, 2003, Tableau 8.

1. Québec: Provides publicly funded programs for all and additionally subsidizes parents who cannot afford the \$5 a day fee.
2. Ontario: Eligibility for subsidy is determined by provincially determined needs tests with income being only one of a number of items considered. Each municipality can determine the rates within a range, a situation which creates considerable variation across the province. There are no province-wide maximum income levels for full or partial fee subsidies.
3. Manitoba: Sets maximum fees for all children in funded centres.
4. British Columbia: Effective April 2002, several changes were made to subsidy program. Eligibility levels were reduced.

Table A2: Canada Health and Social Transfers (CHST) for early childhood development (for early learning and childcare) from the federal government to provinces/territories in million dollars¹

	2001-02	2002-03	2003-04	2004-05	2005-06	2006-08	Total
Newfoundland & Labrador	5.1	6.6	8.2 (0.4)	8.1 (2.4)	8.1 (3.6)	(10.3)	52.9
Prince Edward Island	1.3	1.7	2.2 (0.1)	2.2 (0.6)	2.2 (0.9)	(2.8)	14.1
Nova Scotia	9.0	11.9	14.8 (0.7)	14.7 (4.4)	14.6 (6.6)	(18.9)	95.6
New Brunswick	7.3	9.6	11.9 (0.6)	11.8 (3.5)	11.7 (5.3)	(14.9)	76.6
Québec	71.6	95.0	118.4 (5.9)	118.0 (35.4)	117.7 (52.9)	(153.3)	767.2
Ontario	115.0	154.2	193.4 (9.7)	194.1 (58.2)	194.8 (87.6)	(254.6)	1,261.5
Manitoba	11.1	14.7	18.4 (0.9)	18.3 (5.5)	18.3 (8.2)	(23.6)	119.2
Saskatchewan	9.7	12.7	15.7 (0.8)	15.6 (4.7)	15.4 (6.9)	(19.8)	101.4
Alberta	29.6	39.7	49.8 (2.5)	50.0 (15.0)	50.2 (22.6)	(65.8)	221.0
British Columbia	39.4	52.5	65.6 (3.3)	65.5 (19.6)	65.4 (29.4)	(84.9)	425.6
Yukon	0.3	0.4	0.5 (0.02)	0.5 (0.1)	0.5 (0.2)	(0.7)	3.2
Northwest Territories	0.4	0.5	0.7 (0.03)	0.7 (0.2)	0.7 (0.3)	(0.9)	4.3
Nunavut	0.3	0.4	0.5 (0.02)	0.5 (0.1)	0.5 (0.2)	(0.6)	3.2
TOTAL	300	400	500 (25)	500 (150)	500 (225)	(650)	3,250

Sources: Canada (2003) and OECD (2004). Note: Totals may not add due to rounding. 1. Figures are based on Statistics Canada population estimates for 2003-04 and Finance Canada population projections for 2004-05 to 2007-08. As the Canada Health and Social Transfer (CHST) is allocated on a per capita basis, all figures are subject to revision through the regular CHST estimation process as new population figures become available.

Table A3: Total provincial allocation and allocation for each regulated childcare space by province/territory – 2001

Province/Territory	Allocation for each space in \$ ¹	Total provincial allocation in million \$
Newfoundland & Labrador	1,835	8
Prince Edward Island	1,334	4
Nova Scotia	1,125	13
New Brunswick	1,066	12
Québec	6,365	844
Ontario	2,608	452
Manitoba	2,731	63
Saskatchewan	2,279	16
Alberta	1,206	58
British Columbia	2,256	165
Northwest Territories	1,298	2
Nunavut	2,001	2
Yukon Territory	3,294	4
Canada	\$3,345	\$1,643

Source: Friendly et al. (2003), Table 12. 1. Estimates based on total provincial allocation for regulated childcare and total regulated spaces. The figure for Québec excludes school-based childcare.