

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

L'IMPACT DE LA POLITIQUE QUÉBÉCOISE DU CONGÉ PARENTAL DE
2006 SUR LE DÉVELOPPEMENT ET LA SANTÉ DES ENFANTS

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
SAMUEL PARÉ

SEPTEMBRE 2015

REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier tout d'abord la professeure Catherine Haeck pour avoir dirigé la rédaction de ce mémoire. Merci pour ton soutien tout au long du processus de rédaction. Tes nombreuses relectures et conseils ont été d'une grande utilité. Merci également pour le soutien financier.

Je remercie ma famille pour son soutien tout au long de mes études. Ce soutien continu m'a permis de réaliser le présent ouvrage, point culminant de mes études de maîtrise. Merci à mon père Marcel pour l'emploi exceptionnel chez Rolls-Royce, à ma mère Marie-Josée ainsi qu'à ma sœur Tamara, pour avoir relu le texte et avoir réalisé sa correction orthographique.

Merci à mes collègues, notamment mon compagnon de bureau Fred, qui a rendu les nombreuses heures passées au bureau plus agréable.

Merci au personnel du CIQSS, qui rend disponibles d'excellentes base de données. Je tiens finalement à remercier le Conseil de recherche en sciences humaines du Canada, Osler, Hoskin & Harcourt LLP ainsi que le CIQSS pour les bourses que ces organismes m'ont octroyées.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES	vi
LISTE DES TABLEAUX	vii
RÉSUMÉ	ix
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I	
RÉFORME	4
1.1 Régime québécois d'assurance parentale	4
1.1.1 Contexte historique	4
1.1.2 Description du programme	5
1.1.3 Comparaison avec les États-Unis et l'Europe	7
1.2 Offre de travail des mères	8
1.3 Congé de maternité et développement cognitif	10
1.3.1 Éléments théoriques du développement cognitif	10
1.3.2 Effets empiriques du congé parental sur le développement cognitif	11
1.4 Santé des enfants	14
CHAPITRE II	
DONNÉES	17
2.1 Indicateurs d'intérêt	18
2.2 Indicateurs sociodémographiques	23
2.3 Données de la RAMQ	25
CHAPITRE III	
MÉTHODOLOGIE	34
3.1 Différence en Différence	34
3.2 Estimation du modèle	35
3.2.1 Sélection au traitement	37

3.2.2	Sélection des groupes de contrôle	38
3.2.3	Ré-échantillonnage des écarts-types	38
3.3	Régression par discontinuité	40
CHAPITRE IV		
	ANALYSE DES RÉSULTATS	43
4.1	Estimation du traitement	43
4.1.1	Revenu	44
4.1.2	Durée du congé de maternité	45
4.1.3	Allaitement	46
4.2	Développement cognitif et comportemental	48
4.2.1	Développement cognitif	49
4.2.2	Développement comportemental	51
4.3	Coût au système de santé	53
4.4	Santé de l'enfant	58
CHAPITRE V		
	ANALYSE DE SENSIBILITÉ	62
5.1	Estimation du traitement	62
5.2	Développement cognitif et comportemental	64
5.3	Coûts à la RAMQ	66
5.4	Indicateur de santé	66
	CONCLUSION	68
APPENDICE A		
	TABLEAUX DE RÉSULTATS	70
APPENDICE B		
	VECTEURS DE VARIABLES DE CONTRÔLE SÉLECTIONNÉES	80
APPENDICE C		
	BIAIS DES ÉCARTS-TYPES DE L'ESTIMATEUR DID	82
APPENDICE D		
	MODÈLE DID POUR LES INDICATEURS DE SANTÉ ET DE COÛTS	84

BIBLIOGRAPHIE 88

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
3.1 L'effet de traitement mesuré par un estimateur de différence en différence	36
3.2 Comparaison des tendances aux résultats normalisés du test EVIP entre le Québec et différents groupes de contrôle potentiels	39
3.3 L'effet de traitement mesuré par un estimateur en simple différence .	41

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
1.1 Comparaison des régimes d'assurance parentale québécois et canadien pour l'année 2014	7
2.1 Moyennes annuelles des indicateurs analysés - Québec	21
2.2 Moyennes annuelles des indicateurs analysés - Reste du Canada	22
2.3 Évolution des caractéristiques sociodémographiques pour le Québec et le reste du Canada	25
2.4 Moyenne des coûts en soins de santé assurés par la RAMQ à divers âges	29
2.5 Fréquence moyenne de divers diagnostics à 7 ans	32
4.1 Estimations - Revenus, durée du congé de maternité et allaitement	48
4.2 Estimations - Effets sur le développement des enfants - Observations entre 2004 et 2007	53
4.3 Estimations - Coûts à la RAMQ à différents âges - Indice des prix RAMQ	57
4.4 Fréquence de conditions médicales sélectionnées - (Échantillon complet, Modèle RDD <i>x</i> , $N = 18\ 000$)	60
4.5 Fréquence de conditions médicales sélectionnées - (Échantillon complet, Modèle DiD <i>x</i> , $N = 18\ 000$)	61
A.1 Moyenne des coûts en soins de santé assurés par la RAMQ à divers âges - 1% d'observations censurées	71
A.2 Fréquence moyenne de divers diagnostics à 7 ans - Enfants nés en octobre et mars exclus	72
A.3 Estimations - Revenus, durée du congé de maternité et allaitement - Fenêtres, groupes contrôles et échantillons alternatifs	73
A.4 Estimations - Effets sur le développement des enfants - Observations entre 2003 et 2007 - groupes contrôles et échantillons alternatifs	74

A.5	Estimations - Coûts à la RAMQ à différents âges - Indice des prix RAMQ	75
A.6	Fréquence de conditions médicales sélectionnées - (Échantillon complet, Modèle RDD, $N = 18\ 000$)	76
A.7	Fréquence de conditions médicales sélectionnées - (Enfants dont les parents ne bénéficient pas d'assistance-emploi, Modèle RDD x , $N = 16\ 185$)	77
A.8	Fréquence de conditions médicales sélectionnées - (Enfants nés en décembre et janvier exclus, Modèle RDD x , $N = 12\ 196$)	78
A.9	Incidence de conditions médicales sélectionnées - (Échantillon complet, Modèle RDD x , $N = 18\ 000$)	79
B.1	Vecteurs de variables de contrôle sélectionnées	81

RÉSUMÉ

Le gouvernement du Québec a introduit un nouveau programme de congés parentaux le 1^{er} janvier 2006. Ce programme est plus généreux que celui offert par le gouvernement fédéral jusqu'alors. Bien qu'il n'allonge pas la durée du congé protégé, le taux de remplacement du revenu est augmenté, un congé de paternité est introduit et l'éligibilité est élargie. La littérature identifie un lien positif entre la durée des congés de maternité, le développement cognitif des enfants et leur santé. Il s'agit-là de déterminants du succès futur en éducation et sur le marché du travail. L'objectif de ce mémoire est de quantifier l'effet de la réforme sur le développement cognitif et comportemental des enfants. L'effet de celle-ci sur la santé des enfants, mesuré par les coûts en services de santé facturés à la RAMQ ainsi que par la fréquence de conditions médicales sélectionnées, sera également quantifié. Les données employées proviennent de deux enquêtes de Statistique Canada, (l'ELNEJ et l'EJC) ainsi que d'un fichier administratif de la Régie de l'assurance maladie du Québec. Un modèle de différence en différence est employé conjointement aux données d'enquête afin d'estimer l'effet de la réforme sur les mécanismes de transmission par lesquelles celle-ci est à même de modifier le développement des enfants. Nous trouvons que la réforme a eu un effet positif marqué sur le revenu en prestations de maternité des mères (entre 3000 \$ et 4000 \$). Nous ne trouvons aucun effet durable sur le temps maternel durant la première année de vie ou sur la durée de l'allaitement. Un effet négatif modéré d'environ $\frac{3}{5}$ écart-type est détecté sur l'une de nos trois mesures de développement cognitif. Aucun effet n'est trouvé sur les autres mesures de développement cognitif ou sur les mesures de développement comportemental. Les coûts de santé et le niveau de celle-ci sont évalués avec des modèles de régression au point de discontinuité et de différence en différence. L'effet persistant sur les coûts est nul ou positif et très petit. Aucun effet persistant n'est trouvé sur la fréquence d'un ensemble de conditions médicales choisies pour évaluer la santé des enfants.

Mots-clés : RQAP, congé de maternité, congé parental, développement cognitif, développement comportemental, coûts de santé, santé de l'enfant

INTRODUCTION

Le 1^{er} janvier 2006, le gouvernement du Québec a instauré un congé parental élargi qui permet aux salariés et aux travailleurs autonomes, hommes ou femmes, d'avoir accès à un système de prestation unique leur donnant accès à un congé parental plus généreux durant la 1^{re} année de vie de leur enfant. Ainsi, cette réforme a potentiellement eu un impact sur l'offre de travail des parents ainsi que sur leur présence durant la première année de vie de leur enfant. En parallèle avec ce programme, le gouvernement du Québec a mis en place une nouvelle cotisation perçue auprès des employés, employeurs et travailleurs autonomes à la caisse dédiée au paiement des prestations d'assurances parentales.

Dans un premier temps, ce mémoire visera à évaluer s'il existe une relation entre la politique de congé parental adoptée par le gouvernement québécois en 2006 et le temps de congé de la mère et le revenu des parents (mères et pères) durant la première année de vie de l'enfant. Les effets de la réforme sur la durée de l'allaitement seront également quantifiés. Dans un deuxième temps, à la lumière des impacts de la politique sur la durée du congé de la mère, la durée de l'allaitement et le revenu des parents, nous évaluerons les effets causaux de la réforme du congé parental sur le développement des enfants (cognitif, comportemental et en matière de santé) en nous appuyant sur les données populationnelles de différentes cohortes d'enfants. Les données de l'enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) ainsi que de l'enquête sur les jeunes Canadiens (EJC) seront employées pour quantifier l'effet de la réforme sur ces indicateurs. Des données administratives de la RAMQ seront employées afin d'évaluer l'effet

de la réforme sur les coûts en soins de santé ainsi que la fréquence de diverses conditions médicales.

Les données longitudinales et transversales de l'ELNEJ et de l'EJC nous permettront d'utiliser la méthode de différence en différence en exploitant l'expérience naturelle engendrée par le changement de politique publique au Québec. Puisque ce changement n'affecte que le Québec, les autres provinces canadiennes peuvent servir de groupe contrôle permettant de capter les tendances des indicateurs choisis. Les données administratives employées pour l'analyse des coûts et du niveau de santé se prêtent particulièrement bien aux analyses de discontinuité. Ces données comportent toutefois peu de variables de contrôles sociodémographiques. Leur puissance découle plutôt du grand nombre d'observations concentrées sur de courtes périodes, avec 18 000 enfants nés durant les trois mois précédant et les trois mois suivant la réforme.

La réforme du programme fédéral de congés parentaux de 2001 a fait l'objet de quelques études en lien avec le travail, le développement cognitif et comportemental et de la santé, exclusivement dans le reste du Canada (Baker et Milligan, 2010, 2008a,b; Haeck, 2011). Durant cette période, le programme des services de garde à contribution réduite était en pleine expansion. Il y a donc interférence entre la réforme du congé parental au Canada et celle des services de garde à contribution réduite au Québec. Ce problème lié au Québec explique son exclusion des analyses passées basées sur l'ELNEJ. La réforme québécoise de 2006, toutefois, n'a pas ce problème d'interférence et peut donc faire l'objet d'analyse. La contribution de ce mémoire repose sur une analyse spécifique au Québec et à la réforme québécoise de 2006. De plus, l'accès à des données administratives de la RAMQ permet une analyse unique de l'effet de la réforme sur les coûts de santé et la fréquence de

diverses conditions médicales chez les enfants.

L'effet principal de la réforme est une augmentation marquée des prestations de congé de maternité et parental versées aux mères québécoises éligibles. Le gain associé à la réforme se situe entre 3000 et 4000 \$ selon la spécification employée. Nous trouvons un effet négatif d'environ trois semaines sur la durée du congé de maternité durant la première année de vie de l'enfant chez les enfants nés en 2006. Cet effet est toutefois imprécis et ne persiste pas dans le temps. La réforme ne semble pas avoir engendré d'effet sur la durée de l'allaitement. Au niveau du développement et de la santé des enfants, nous trouvons un effet négatif modeste ($3/5$ écart-type) pour une des trois mesures de développement comportemental. Les effets mesurés pour les autres mesures de développement cognitif et pour l'ensemble des mesures de développement comportemental sont très petits et imprécis. Les coûts en soins de santé pourraient avoir augmenté très légèrement. Finalement, aucun effet persistant et significatif n'a été mesuré quant à la santé des enfants tel que mesuré par la fréquence de diverses conditions médicales.

Ce mémoire se compose de cinq sections. Nous passerons premièrement en revue la littérature existante sur le sujet. Ensuite, nous présenterons les deux bases de données employées, ainsi que les divers indicateurs retenus pour analyse. Les modèles, ainsi que leurs hypothèses, seront présentés au chapitre trois. Les résultats d'estimation seront par la suite analysés. Les estimations réalisées sur les indices de développement cognitif, comportemental et de santé seront présentées après celles réalisées sur la durée moyenne du congé puisque le mécanisme par lequel la réforme pourrait engendrer des variations dans les premiers passe par des variations dans ce dernier. Nous présenterons ensuite quelques analyses de sensibilité réalisées en modifiant les échantillons employés.

CHAPITRE I

RÉFORME

1.1 Régime québécois d'assurance parentale

1.1.1 Contexte historique

Au Canada, la garantie du droit de retourner au travail suite à un congé (maternité, parental et paternité au Québec) est assurée par les juridictions provinciales. Avant la réforme québécoise de 2006, l'ensemble de la responsabilité d'assurer le remplacement du revenu lors des congés de maternité et parentaux incombait au gouvernement fédéral. À ce jour, cette division des responsabilités reste en vigueur dans le reste du Canada. Il y a eu trois vagues principales de changements du congé parental au Canada (Marshall, 2003). La première consiste en la mise en place d'un congé de maternité payé de courte durée (15 semaines) vers la fin des années 70. La seconde fut marquée par l'implantation d'un congé parental d'une durée de 10 semaines vers le début des années 90. Enfin, au tournant de l'année 2000, le congé parental payé est passé de 10 à 35 semaines dans tout le Canada. En parallèle avec ces réformes, la durée de la protection légale assurant aux mères (et aux pères) la possibilité de réintégrer leur emploi après un congé parental a aussi varié au cours du temps et selon la province de résidence (Baker et Milligan, 2008a). La division des responsabilités entre les paliers de gouvernement signifie que certaines mères ont droit à un congé d'emploi pour une durée

déterminée, de par les lois de leurs provinces, alors qu'elles ne se qualifient pas au remplacement partiel de leur salaire par l'assurance emploi. La situation inverse pourrait également se produire. Baker et Milligan (2008a) notent néanmoins que lors de la première modification de l'assurance emploi, dans les années 70, les juridictions provinciales avaient généralement déjà des congés protégés en place. Ainsi, le changement de politique au fédéral est venu s'arrimer à des politiques provinciales antérieures. Les chercheurs notent que c'est l'inverse qui s'est produit lors de la deuxième réforme, celle du début des années 90. De ce fait, les juridictions provinciales ont souvent eu à allonger la durée de leur congé protégé afin de permettre aux mères de profiter d'une prolongation des paiements d'assurance emploi.

1.1.2 Description du programme

Au Québec, les changements se sont poursuivis au-delà de l'année 2000. En effet, à partir du 1^{er} janvier 2006, le Québec a créé le Régime québécois d'assurance parentale (RQAP). La province devient alors responsable, non seulement de définir la durée de protection de l'emploi, mais aussi des paramètres de compensation financière et de l'administration de celle-ci. Sous le RQAP, les travailleurs autonomes, qui jusqu'à présent n'étaient pas couverts par le régime d'assurance parental, sont devenus éligibles. De plus, les montants des prestations ont été bonifiés. Outre ces changements, un congé de paternité de cinq semaines a été introduit. Pour chaque type de congé (maternité, paternité et parental), un régime particulier offrant des prestations plus généreuses en échange de congés plus courts a aussi été ajouté. Enfin, le salaire maximal assurable du régime québécois est largement supérieur à celui du régime canadien. Les salariés, employeurs et travailleurs autonomes québécois se sont alors vu imposer une taxe à taux unique, selon la catégorie à laquelle ils appartiennent, appliquée à tous revenus inférieurs à un seuil indexé. À

titre de compensation, ces individus et employeurs ont droit à un rabais sur leurs cotisations à l'assurance emploi.

Un sommaire des régimes québécois et canadien d'assurance parentale est présenté dans le tableau 1.1. Les deux régimes proposent des congés de durée similaire. La répartition quant au type de congé diffère toutefois légèrement. Au Québec, les nouvelles mères ont droit à trois semaines de congé de maternité de plus. Ces semaines sont toutefois retranchées du congé parental. En incluant le congé de paternité, unique au Québec, les deux parents ont droit à un total de 50 semaines au Canada et à 55 semaines de congé payé au Québec. Le régime canadien propose un taux de remplacement du salaire unique de 55 % pour un revenu assurable maximum de 48 600 \$ (en 2014). Le régime québécois est nettement plus généreux. Les congés de maternité et de paternité ainsi que 7 des 32 semaines du congé parental sont payés à 70 % d'un revenu maximum assurable de 69 000 \$ dans le cas du régime de base. Les semaines subséquentes du congé parental sont payées à 55 % du revenu. Le régime particulier offre un taux unique de remplacement du revenu de 75 % pour une durée totale combinée de 43 semaines. Le régime québécois est toutefois plus coûteux que le régime canadien. Pour un travailleur salarié, le taux de cotisation employeur-employé est de 1,34 % au Québec. Or, le rabais octroyé sur les cotisations d'assurance emploi, qui financent le régime canadien, se situent à 0,84 %. Le tableau 1.1 présente différents scénarios de prestations. Au maximum assurable, le régime canadien débourse 25 701,93 \$ par enfant. Au maximum assurable fédéral, le régime québécois débourse 32 477,88 \$ par enfant. Ce montant peut atteindre 46 110,57\$ si le revenu assurable de chacun des parents est d'au moins 69 000 \$. Les montants déboursés par enfant sous le régime particulier sont moins élevés d'environ 7,7 %.

Tableau 1.1 Comparaison des régimes d'assurance parentale québécois et canadien pour l'année 2014

Régime	Canada		Québec			
	Semaines	Taux	Régulier		Particulier	
			Semaines	Taux	Semaines	Taux
Congé de maternité	15	55%	18	70%	15	75%
Congé de paternité	-	-	5	70%	3	75%
Congé parental	35	55%	7	70%	25	75%
			25	55%		
Revenus assurables	48 600,00		69 000,00			
Taux (%) & cotisations annuelles	Taux	Cotisations à 48 600	Taux	Cotisations à 48 600	Cotisations à 69 000	
Employeur	0,49	238,14	0,78	379,08	539,58	
Employé	0,35	170,10	0,56	272,16	385,71	
Employeur et employé	0,84	408,24	1,34	651,24	925,29	
Travailleur autonome	0,35	170,10	0,99	481,14	685,17	
Prestations maximales						
Revenus assurables	48 600,00		48 600,00	69 000,00	48 600,00	69 000,00
Maternité	7 710,58		11 776,15	16 719,23	10 514,42	14 927,88
Parentales	17 991,35		17 430,57	24 747,11	17 524,04	24 879,81
Maternité + Parentales	25 701,93		29 206,73	41 466,34	28 038,46	39 807,69
Paternité	0		3 271,15	4 644,23	2 102,89	2 985,58
Total	25 701,93		32 477,88	46 110,57	30 141,35	42 793,27

Notes : Les cotisations au régime fédéral sont comprises dans celles versées au régime d'assurance emploi. Les taux présentés correspondent au rabais octroyé aux contribuables québécois, qui payent une taxe dédiée aux prestations d'assurance parentale.

Les données présentées proviennent des sites Internet de l'agence du revenu du Canada ainsi que de celui du ministère québécois de l'emploi et de la solidarité sociale.

1.1.3 Comparaison avec les États-Unis et l'Europe

Le congé parental est de loin plus généreux au Canada qu'aux États-Unis. En effet, les États-Unis forment un cas isolé de la plupart des pays de l'OCDE puisque l'introduction d'un congé protégé (non payé) par le gouvernement fédéral devra attendre la fin des années 80. Ce congé, non payé, est d'une durée de 12 semaines et seulement les entreprises de plus de 50 employés doivent le fournir. Comme les provinces canadiennes, les États américains peuvent légiférer en la matière. Ainsi,

dès 1987, plus de 20 États ont des politiques qui obligent les entreprises à offrir un congé aux nouvelles mères (Gruber, 1994).

Les régimes d'assurance parentales canadiens et québécois s'apparentent plus aux régimes européens. En effet, même si le Canada a introduit ses réformes après plusieurs pays européens, la durée des congés protégés tend à être longue, comme en Europe. Toutefois, le taux de remplacement des salaires est généralement plus faible au Canada qu'en Europe. Au Canada, le taux de remplacement est de 55 %. La moyenne européenne avoisine 80 %. L'introduction de congés protégés, dans plusieurs pays européens, date des années 60 et 70. Ceux-ci sont généralement courts. Par après, toutefois, une tendance vers l'introduction de congés de plus longue durée émerge rapidement. De ce fait, entre 1969 et 1993, la durée du congé de maternité moyen est passée de 10 à 33 semaines. Ces congés sont souvent accompagnés d'un remplacement du revenu complet pour une période passant de 7 à 22 semaines durant la même période (Ruhm, 1998). Le financement des congés, dans la plupart des pays européens, provient de taxes sur la masse salariale prélevée auprès des employés comme des employeurs ainsi que des revenus généraux du gouvernement.

1.2 Offre de travail des mères

Gruber (1994) s'est intéressé à l'impact des premiers congés de maternité protégés par la loi aux États-Unis afin de recenser les effets qu'ils avaient sur le travail des mères. L'étude tente de déterminer si l'introduction des politiques de congés de maternité a eu un effet sur les salaires, l'emploi et les heures travaillées. La théorie économique suggère que le coût de la politique doit être transférée aux individus l'utilisant, si la quantité d'équilibre est pour se situer à un niveau optimal. Il est possible, néanmoins, que la répartition du coût sur une plus grande population

améliore l'efficience de la politique. Les mandats sont jugés efficaces dans la mesure où il n'y a pas de réduction de l'emploi ou des heures travaillées, mais uniquement une réduction des salaires. En effet, si les salaires des bénéficiaires diminuent de la valeur de la prime d'assurance, cela veut dire que le bénéfice est perçu comme nécessaire. En employant un premier modèle de différence en différence, les auteurs trouvent que le salaire réel des femmes d'âge fécond a diminué de 6,2 %. En introduisant des effets fixes d'États, la part de la diminution attribuable à la politique passe à 5,4 %. En employant une technique de régression, l'effet est plutôt de 4,3 %. Bien que l'effet sur l'emploi et les heures travaillées soit incertain, il semble qu'il soit assez faible. Combiné à un effet important sur le salaire, l'auteur de l'étude croit que la politique s'avère efficiente économiquement puisque la diminution des salaires au sein du groupe ciblé par la politique est beaucoup plus importante que la diminution de l'emploi et des heures travaillées.

Ruhm (1998) s'intéresse également à l'efficience des politiques. En employant un modèle de triple différence à effets fixes sur des données de neuf pays de l'Union Européenne, il trouve une croissance de l'emploi chez les femmes allant de 3 à 4 %. Il est toutefois important de noter que ce taux inclut les femmes en emploi, mais en congé de maternité. Lorsque les congés sont de plus longue durée, il y a également des effets au niveau du salaire. Il est alors calculé qu'une baisse de 2 à 3 % des salaires du groupe de traitement est associée à l'introduction ou à la prolongation de congés parentaux ayant une durée supérieure à 6 mois. Cet effet sur les salaires n'est pas observé lorsque le congé est de plus courte durée. Inversement, à la suite de la mise en place d'une réforme du congé de maternité en Norvège vers la fin des années 70, Carneiro *et al.* (2015) ne trouvent aucuns effets sur l'emploi après 2 ans et 5 ans ainsi qu'au niveau du salaire après 5 ans. Cette étude repose sur des données administratives. Pylkkänen et Smith (2003) trouvent que l'introduction

d'un congé de paternité a un effet positif sur l'offre de travail des femmes. Leur analyse repose sur des données longitudinales suédoises et danoises. Ils trouvent que l'introduction d'un congé de paternité plus long en Suède est associée à une augmentation du nombre de pères qui prennent le congé. L'offre de travail des femmes s'en trouve affectée positivement car les familles substituent une partie du congé de maternité par un congé de paternité. Au Canada, la prolongation de la durée du congé de paternité est également associée à une hausse du nombre de pères prenant un congé. Marshall (2003) estime que leur nombre est passé de 3 à 10 % durant les deux années suivant la réforme canadienne de 2001. La réforme a fait passer la durée du congé parental de 10 à 35 semaines.

1.3 Congé de maternité et développement cognitif

1.3.1 Éléments théoriques du développement cognitif

Cameron *et al.* (2006) proposent un mécanisme par lequel le temps maternel¹ est susceptible d'influencer le développement cognitif des enfants. Les chercheurs s'intéressent aux effets de l'environnement sur ce développement, lequel est largement influencé par l'implication des parents en début de vie, qui, à son tour, est typiquement augmentée par des politiques de congés parentaux plus généreuses. L'un des motifs économiques pour évaluer le développement cognitif découle du lien étroit entre celui-ci et la capacité future à être un membre productif de la société, surtout dans le cas des pays occidentaux, qui dépendent de plus en plus d'une main-d'œuvre hautement qualifiée. Les chercheurs avancent que les compétences s'acquièrent d'une manière hiérarchique. Ils identifient que les lacunes qui surviennent en bas âge affectent les compétences de base. Ainsi, il est probable

1. On entend par temps maternel le temps que la mère consacre à l'enfant en ne travaillant pas à l'extérieur de la maison.

que ces lacunes rendent plus difficile l'acquisition de nouvelles compétences plus élevées dans la hiérarchie des savoir-faire. C'est par ce mécanisme que les désavantages des populations à risque peuvent s'accumuler. L'environnement des jeunes enfants influence la capacité à accumuler des savoirs plus tard dans la vie par deux mécanismes. En bas âge, le premier mécanisme consiste en une augmentation du désir d'apprendre chez les enfants exposés à des environnements stimulants. Il en découle que ces enfants, moins susceptibles aux retards d'apprentissage, sont plus à même de considérer les études supérieures comme porteuses d'une valeur ajoutée pour eux. Les individus qui ont cumulé les désavantages sont bien plus susceptibles de ne pas investir dans ces activités qui pourraient compenser leur déficit. Les recherches démontrent également que le rendement sur l'investissement dans des programmes compensatoires diminue avec l'âge. Ainsi, intervenir en bas âge offrirait un meilleur rendement sur l'investissement des ressources de l'État en plus d'être moins ardu pour l'individu que d'intervenir plus tard dans la vie. La plasticité cérébrale supérieure des jeunes enfants en serait en grande partie responsable.

1.3.2 Effets empiriques du congé parental sur le développement cognitif

Haeck (2011) s'intéresse à l'impact de l'extension du congé de maternité payé au Canada, qui est passé de 25 à 50 semaines lors de la réforme fédérale de 2000, sur le développement cognitif et comportemental des enfants. Les données employées dans l'étude proviennent de l'ELNEJ, une enquête longitudinale donnant accès à plusieurs indicateurs de développement cognitif et comportemental. Des techniques de différences en différences ainsi qu'un jumelage entre celles-ci et l'appariement sont à même de contrôler pour un changement potentiel des groupes, diverses caractéristiques sociodémographiques ainsi qu'une éventuelle non linéarité dans les tendances des indicateurs d'intérêt. Les effets trouvés sur les indicateurs de

développement cognitif sont positifs et de l'ordre de 20 % d'un écart-type. Sur le plan du développement comportemental, le coefficient d'un seul indicateur est statistiquement significatif. Il s'agit de celui du comportement avec les autres enfants. Blau (1992) s'intéresse à l'effet du travail des mères sur le développement des enfants. L'étude emploie des données longitudinales américaines analogues à celles de l'ELNEJ, soit le NLSY. Ces données comportent plusieurs indicateurs de développement des enfants ainsi que des données sur le travail des mères. L'analyse se fait en employant des variables instrumentales afin de résoudre un problème d'endogénéité entre la variable mesurant l'offre de travail des mères et certaines de leurs caractéristiques pouvant influencer la qualité du temps passé en bas âge avec leur enfant et ainsi les divers indicateurs de développement. Similairement à Haeck (2011), Blau (1992) détecte un effet positif sur le développement cognitif. Pour un congé d'un an, une augmentation de 5,8 % aux tests de développement cognitif est détectée. Toutefois, le fait de travailler durant les années subséquentes est associé à une augmentation de 4,2 % des résultats aux tests. Waldfogel *et al.* (2002), avec des données similaires, estiment que les effets négatifs associés au travail de la mère en début de vie persistent jusqu'à l'âge de 8 ans. Cet effet se limite toutefois aux enfants blancs nés de mères âgées de 16 à 32 ans sans regard à l'éligibilité potentielle au congé de maternité. Les deux dernières restrictions sont associées à des caractéristiques de développement moins favorables que la moyenne. Les effets adverses sont croissants dans les heures travaillées.

Carneiro *et al.* (2015) s'intéressent aux effets d'une réforme norvégienne introduite en 1977 du congé de maternité sur le développement des jeunes. L'étude s'intéresse toutefois à l'impact de la réforme sur les jeunes à un âge beaucoup plus avancé que les articles précédents puisque les indicateurs se rapportent au développement des adolescents et jeunes adultes. Cette réforme a introduit un congé payé de quatre

mois auquel s'ajoutait une année de congé protégé non payé. La réforme a eu un impact substantiel sur la durée du congé pris par les femmes. En effet, ce dernier a augmenté d'en moyenne 4 mois, ce qui s'avère être la durée pour laquelle le congé était nouvellement payé. Les auteurs de l'étude emploient une technique de régression discontinue afin d'estimer les divers effets de la réforme. Ils trouvent un effet important sur le taux de décrochage scolaire et le quotient intellectuel (QI). Dans le cas du décrochage scolaire, l'effet calculé représente une diminution pour le groupe traité de 2 %. Toutefois, ce taux passe à 2,7 % lorsque qu'on emploie un estimateur de différence en différence qui prend en compte les tendances liées aux mois de naissances. En employant cet estimateur, les chercheurs trouvent une croissance de 3,6 % du taux de participation aux études supérieures. Au niveau du QI, l'effet est de 5 % d'un écart-type en employant la régression discontinue et passe à 12 % d'un écart-type avec l'estimateur de différence en différence.

La recherche exploitant des prolongations importantes quant à la durée des congés parentaux trouve généralement des effets positifs sur le développement des enfants, avec des effets plus importants sur des sous-groupes d'enfants spécifiques. Carneiro *et al.* (2015) trouvent un effet positif sur la probabilité de compléter l'école secondaire (2,7 %), avec un effet plus prononcé chez les enfants des mères moins éduquées (5,2 %). Danzer et Lavy (2013); Cools *et al.* (2011); Liu et Nordström Skans (2002) trouvent des effets positifs importants sur des scores de tests administrés à l'âge de 15-16 ans. Ces effets sont toutefois généralement plus importants chez les enfants de parents hautement éduqués. Les différences dans le revenu remplacé ainsi que dans la durée et le moment de la période de traitement effective (l'âge auquel un enfant bénéficie du temps additionnel avec le parent) pourrait expliquer ces différences. Les réformes plus modestes de six semaines ou moins n'entraînent généralement pas d'effets significatifs (Rasmussen, 2010; Dahl

et Lochner, 2012). Les réformes étudiées dans la littérature prolongent la durée du congé payé, et, de ce fait, la durée qu'un parent peut rester à la maison avec l'enfant tout en recevant une compensation monétaire. La réforme étudiée dans ce mémoire, toutefois, n'augmente que le taux de remplacement du revenu.

1.4 Santé des enfants

Baker et Milligan (2008b) étudient la relation entre la santé des enfants, l'allaitement et le travail des mères. L'intérêt des auteurs pour la question de l'allaitement est l'impact positif sur la santé des enfants qui lui est fréquemment attribué. Ortega-García *et al.* (2008) identifient une relation inverse entre l'allaitement et les cas de divers cancers pédiatriques. Turck (2005) identifie une relation similaire entre l'allaitement et plusieurs types d'infections. À son tour, une meilleure santé est liée positivement au développement et à la productivité (Almond et Currie, 2010). L'une des raisons principales liées à l'arrêt de l'allaitement avant la période recommandée est le retour au travail (Baker et Milligan, 2008b). Dans ce contexte, il est intéressant de vérifier en quoi les politiques de congé de maternité, en augmentant le temps disponible pour les mères, augmentent l'incidence et la durée de cette pratique. Baker et Milligan (2008b) ont calculé que la réforme canadienne de l'assurance parentale de 2001 a augmenté la durée moyenne du congé de maternité de 2,3 mois. La moyenne préréforme était de 8,2 mois durant lesquels les mères allaitaient pendant une durée moyenne de 5,34 mois. Ils attribuent à la réforme une augmentation de la durée d'allaitement de 0,75 mois ce qui se traduit par une élasticité entre les semaines de congé de maternité additionnelles et la durée de l'allaitement de 0,32. Dans un article subséquent, Baker et Milligan (2010) ne trouvent pas d'effets significatifs de la réforme canadienne de 2001 sur la santé des enfants à l'âge de 2 ou 3 ans. Toutefois, Haeck (2011) évalue l'effet de la réforme de l'assurance parentale canadienne de 2000 sur diverses mesures de

santé rapportées par les parents en employant les données de l'ELNEJ et trouve des effets positifs de l'ordre de 7 à 8 % à l'âge de 4 ou 5 ans.

Ruhm (2000) s'intéresse aux impacts sur la santé des enfants, à la mise en place, ainsi qu'aux réformes subséquentes, des politiques d'assurance parentale de 16 pays européens. L'auteur note que des recherches précédentes ont décelé des effets positifs substantiels à la suite de la mise en place de congés parentaux. En effet, il apparaît qu'une semaine de congé supplémentaire réduit de 2 à 3 % la mortalité infantile. Afin de dégager de nouvelles évaluations des impacts des congés parentaux, l'auteur développe une formule modélisant le « capital santé » des enfants. Cette formule modélise la santé d'un enfant comme étant dépendante de plusieurs facteurs : un stock de « capital santé » initial, hétérogène dans la population, le niveau de la technologie médicale, le coût, ainsi que la disponibilité des soins de santé, le niveau de revenu des parents ainsi que de l'investissement en temps de ces derniers. L'auteur note que le congé parental risque d'influencer la santé de l'enfant principalement par le biais de l'investissement en temps effectué à un âge où celui-ci est particulièrement crucial pour le développement de l'enfant. La variable dépendante employée dans l'étude est la mortalité à divers stades du développement, soit aux stades périnatal (durant la naissance), néonatal (post naissance à 1 an), postnéonatal (1 mois à 1 an) et infantile (1 an à 5 ans). L'introduction du congé parental a un impact positif sur la réduction de la mortalité chez les enfants avant l'âge de 5 ans. L'effet estimé, selon la spécification, est compris entre 1 et 2,9 %. Les effets plus importants sont obtenus par l'introduction de mécanismes de contrôle plus sophistiqués tels que des tendances spécifiques aux pays. L'auteur note toutefois que ces effets restent assez petits en chiffres absolus. En effet, une réduction de 2,5 % de la mortalité infantile signifie qu'elle passerait à 12,9 pour 1000 si elle était préalablement à 13,2 pour 1000. Lorsque les analyses sont

reproduites en séparant les congés payés des non payés, l'effet positif se limite principalement aux congés payés. Ainsi, il semble que la présence de congés non payés n'influence guère les choix parentaux et n'augmente donc pas le temps passé avec les enfants. De plus, il note que l'introduction d'un congé d'une durée de 10 semaines engendre des effets sur la mortalité se concentrant au niveau des taux de mortalité post néonatale et infantile. Les réductions sont respectivement de 3,7 à 4,5 % et de 3,3 à 3,5 %. Cela correspond à des réductions de la mortalité postnéonatale de 4,1 à 4,3 pour 1000 ainsi que de la mortalité infantile de 3,3 à 3,5 pour 1000.

En somme, la littérature médicale identifie l'allaitement comme un mécanisme par lequel la santé des enfants est affectée. Or, il semble qu'il y ait un lien entre celle-ci et la durée des congés. Toutefois, les articles présentés divergent quant aux effets sur la santé des d'enfants à la suite de l'introduction d'une réforme ayant augmenté le temps maternel et la durée de l'allaitement.

CHAPITRE II

DONNÉES

Les données employées pour répondre aux questions de ce mémoire proviennent de deux sources principales. La première source est constituée de deux enquêtes de Statistique Canada. L'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) et l'Enquête sur les jeunes canadiens (EJC). La deuxième source de données est un fichier administratif du Régime d'assurance maladie du Québec (RAMQ). L'ELNEJ est une enquête longitudinale composée de 8 cycles de 2 ans allant de 1994 à 2008. Initialement, l'enquête devait suivre une cohorte de jeunes âgés de 0 à 11 ans jusqu'à l'âge adulte. Dès le deuxième cycle, toutefois, on ajoute une nouvelle cohorte d'enfants âgés entre 0 et 1 an. Ces enfants seront suivis durant trois cycles, donc jusqu'à l'âge de 4 ou 5 ans. À chaque cycle, une nouvelle cohorte d'enfants âgés de 0 ou 1 an fait son entrée dans l'enquête. Cette structure permet une analyse par coupe transversale répétée. L'EJC est l'enquête qui a remplacé l'ELNEJ à partir de 2010. L'enquête fournit un échantillon d'enfants âgés de 0 à 9 ans. Le questionnaire étant très similaire à l'ELNEJ, une base de données composée de coupes transversales répétées a été construite à partir de données provenant des deux enquêtes.

2.1 Indicateurs d'intérêt

Ces enquêtes contiennent plusieurs indicateurs clés portant sur le travail des parents et le développement cognitif et comportemental des enfants. Le tableau 2.1 présente les moyennes et écarts-types de l'ensemble des indicateurs issus de l'ELNEJ et de l'EJC qui feront l'objet d'une analyse. Les statistiques qui y sont présentées sont issues de l'échantillon d'enfants nés au Québec. Pour fins de comparaison, le tableau 2.2 présente les mêmes statistiques pour l'échantillon d'enfants nés dans le reste du Canada. Le premier groupe d'indicateurs, mesuré à l'âge de 0 ou 1 an, permet d'identifier le traitement. L'ensemble des indicateurs de revenus¹ sont en hausse durant la période allant de 2003 à 2008. Parmi les indicateurs présentés pour le Québec, le revenu en prestation de la mère² est celui dont la croissance est la plus remarquable. Cette croissance semble également plus nette au Québec qu'au Canada avec une différence entre les moyennes post-réforme et pré-réforme se situant à +1880 \$ pour le Québec contre +944 \$ pour le reste du Canada. Ce résultat n'est guère surprenant puisque le régime mis en place au Québec en remplacement du régime fédéral est plus généreux.

1. Le fait de ne pas ajuster pour l'inflation ne devrait pas biaiser les résultats des analyses car la méthodologie employée est à même d'extraire la tendance de l'indicateur. Voir la section Méthodologie pour plus de détails.

2. La mesure disponible dans la base de données correspond au montant reçu durant les 12 mois précédant l'entrevue. De plus, l'âge des enfants varie au moment de l'entrevue. De ce fait, la période observée ne correspond pas parfaitement à la période de congé. Afin de corriger la mesure, nous avons construit une variable estimant les prestations totales reçues par la mère (durant l'ensemble de la durée de son congé de maternité). Il est en effet possible d'estimer le montant des prestations reçu durant la période de congé en calculant le nombre de mois durant lequel la mère était effectivement en congé de maternité lors des 12 mois observés. Si ce nombre de mois est au moins égal à trois, nous estimons le montant total des prestations en multipliant le montant mensuel observé par la durée du congé, si celle-ci est connue, ou par 12, lorsque la mère est encore en congé au moment de l'entrevue. Lorsque moins de trois mois sont observés, l'enfant est exclu de l'échantillon.

L'âge de l'enfant en mois au moment du retour au travail de la mère nous indique la durée totale du congé, peu importe que celui-ci ait été payé ou non. Les valeurs que la variable prend peuvent donc être supérieures à 12 mois, soit la durée maximum du congé payé. Pour mesurer l'investissement durant la première année de vie, les valeurs supérieures à 12 sont recodées à 12. Les moyennes annuelles présentées ne révèlent pas de saut apparent entre les périodes avant et après la réforme.

Les moyennes annuelles des trois indicateurs de développement cognitif qui serviront à l'analyse de l'impact de la réforme sont ensuite présentées³. Le premier indicateur est le test d'Échelle de vocabulaire en images *Peabody*. Ce test fournit un indicateur du niveau de développement du vocabulaire des enfants. Le test « Qui suis-je » est un test qui mesure deux types de compétences. Une première partie implique de visualiser et de recopier des formes géométriques alors que la deuxième partie mesure la capacité des enfants à employer des symboles tels que des lettres et des chiffres. Finalement, un dernier test mesure le niveau de compréhension des nombres. La comparaison des moyennes entre le Québec et les autres provinces du Canada révèle des moyennes légèrement plus élevées dans le reste du Canada. Quatre indicateurs de développement comportemental sont présentés dans les tableaux 2.1 et 2.2. Ces échelles ont été construites à partir de questions auxquelles les parents des enfants ont répondu. Dans tous les cas, un niveau plus élevé est associé à plus de problèmes. L'échelle émotive tente de détecter l'anxiété ainsi que les problèmes émotionnels chez les enfants. L'échelle de conduite, quant à elle, cherche à identifier les troubles de comportement. L'échelle d'agression indirecte identifie des comportements antisociaux où les enfants tentent d'utiliser

3. Pour les indicateurs de développement cognitif et comportemental, des données post-réformes ne sont disponibles que pour des enfants nés en 2006 ainsi qu'un très petit nombre nés en 2007. Les enfants nés en 2007 sont inclus dans les moyennes de 2006.

une tierce partie dans des conflits interpersonnels. Les moyennes sont plus élevées pour les enfants nés au Québec, ce qui pointe vers plus de problèmes liés au comportement.

Tableau 2.1 Moyennes annuelles des indicateurs analysés - Québec

Année	2003	2004	2005	2006	2007	2008
0-1 an						
Revenu ménage	56946 (28779)	59645 (31658)	62792 (33643)	71742 (31639)	71019 (41893)	70890 (44129)
Revenus mère	19193 (16616)	18118 (17210)	21535 (20067)	21723 (16503)	22214 (19602)	21525 (20563)
Revenus ajustés de prestation de la mère	4582 (5024)	5206 (6024)	7161 (7496)	8611 (8255)	6758 (8685)	7222 (8525)
Revenus père	37917 (18417)	38733 (20346)	38184 (22379)	45494 (25473)	48486 (31128)	46143 (32532)
Âge du retour au travail en mois	10,28 (2,97)	9,71 (3,25)	10,21 (2,94)	9,78 (3,27)	10,63 (2,30)	10,72 (2,14)
Durée de l'allaitement en mois	4,94 (2,19)	4,99 (2,15)	6,93 (3,37)	7,85 (3,61)	6,89 (3,47)	7,75 (3,75)
4-5 ans						
Test EVIP	99,8 (16,0)	100,1 (17,1)	101,3 (15,6)	99,0 (17,2)		
Test « Qui suis-je ? »	25,8 (5,5)	18,9 (5,4)	28,2 (4,0)	21,0 (4,9)		
Connaissance des nombres	95,1 (12,9)	97,3 (13,6)	98,6 (12,5)	96,3 (14,8)		
Échelle hyperactivité	4,74 (2,91)	4,75 (3,18)	4,48 (2,96)	4,57 (2,88)		
Échelle dév. émotif	2,60 (2,34)	2,54 (1,95)	2,78 (2,39)	2,38 (2,07)		
Échelle conduite	1,40 (2,03)	1,86 (2,05)	1,55 (2,07)	1,70 (2,12)		
Échelle agression indirecte	0,50 (1,10)	0,51 (1,00)	0,57 (1,07)	0,56 (0,99)		
Observations	134 à 346	67 à 238	121 à 293	88 à 229	158 à 336	221 à 338

Notes : Les écarts-types sont entre parenthèses.

Le nombre d'observations minimum et maximum pour chaque année de naissance est présenté. Le nombre d'enfants inclus dans l'échantillon peut varier d'une mesure à l'autre et dépend de plusieurs facteurs, notamment l'âge de l'enfant lorsque le questionnaire a été rempli.

Tableau 2.2 Moyennes annuelles des indicateurs analysés - Reste du Canada

Année	2003	2004	2005	2006	2007	2008
0-1 an						
Revenu ménage	63229 (41833)	65108 (45391)	69918 (42003)	72110 (45060)	79329 (49409)	77465 (45532)
Revenus mère	15458 (18669)	17450 (18245)	18673 (21017)	17250 (18437)	18833 (19611)	19870 (21244)
Revenus ajustés de prestation de la mère	4195 (6023)	5107 (6136)	5304 (6748)	5688 (6656)	5330 (7041)	6420 (7693)
Revenus père	49571 (34411)	49371 (37514)	51441 (30546)	54165 (38347)	59256 (39756)	56941 (37238)
Âge du retour au travail en mois	10,49 (3,14)	10,42 (2,98)	10,11 (3,28)	10,33 (3,14)	10,65 (2,81)	10,51 (2,99)
Durée de l'allaitement en mois	5,47 (2,19)	5,39 (2,32)	7,01 (3,21)	7,78 (3,38)	7,12 (3,37)	7,97 (3,48)
4-5 ans						
Test EVIP	100,2 (15,2)	100,9 (16,4)	100,2 (15,1)	101,4 (14,3)		
Test « Qui suis-je? »	27,5 (5,2)	19,8 (5,6)	30,2 (4,4)	23,8 (5,5)		
Connaissance des nombres	100,5 (15,4)	101,1 (15,3)	101,6 (15,0)	102,0 (14,5)		
Échelle hyperactivité	3,82 (2,69)	4,39 (2,82)	4,00 (2,75)	3,93 (2,54)		
Échelle dév. émotif	2,11 (2,00)	1,97 (1,87)	2,29 (2,10)	2,25 (1,96)		
Échelle conduite	1,44 (1,80)	1,85 (2,03)	1,62 (1,97)	1,65 (2,00)		
Échelle agression indirecte	0,46 (1,00)	0,42 (0,91)	0,56 (1,03)	0,48 (0,94)		
Observations	651 à 1930	710 à 1452	776 à 3351	801 à 2015	660 à 2408	1262 à 1754

Notes : Les écarts-types sont entre parenthèses.

Le nombre d'observations minimum et maximum pour chaque année de naissance est présenté. Le nombre d'enfants inclus dans l'échantillon peut varier d'une mesure à l'autre et dépend de plusieurs facteurs, notamment l'âge de l'enfant lorsque le questionnaire a été rempli.

2.2 Indicateurs sociodémographiques

La base de données fournit également plusieurs indicateurs sociodémographiques que nous pourrions inclure comme contrôles dans les modèles de régression⁴. Le tableau 2.3 présente l'évolution, en fonction de l'année de naissance, de plusieurs variables sociodémographiques. Les moyennes annuelles sont également séparées entre le Québec et les autres provinces du Canada.

Le design de l'enquête introduit une variation dans l'âge des enfants entre les années de naissance. Les moyennes annuelles sont néanmoins très similaires entre le Québec et le reste du Canada. L'effet que pourraient avoir les petits écarts apparents sera éliminé par l'introduction de la variable d'âge dans les modèles⁵. Les enfants du Québec semblent avoir un peu moins de frères et sœurs que ceux du reste du Canada pour la période préréforme. Les enfants québécois sont nés de mères un peu plus jeunes pour certaines années que ceux du reste du Canada. Les mères québécoises ont également eu leur premier enfant un peu plus jeunes que celles du reste du Canada. La proportion garçons/filles est plus variable au Québec qu'au Canada. De plus, les enfants du Québec ont moins tendance à être prématurés ou à avoir nécessité des soins postnéonataux. Les mères et les pères du Québec semblent un peu plus éduqués que leurs homologues du reste du Canada. Notons toutefois qu'il y a un taux de nonréponse élevé quant à l'éducation du père pour l'ensemble de l'échantillon. L'allaitement est en hausse au Québec comme

4. Les variables présentées dans le tableau 2.3 ne sont pas systématiquement incluses dans les modèles présentés ultérieurement. Le choix des contrôles à inclure dépend de l'indicateur à expliquer. Les contrôles retenus seront donc présentés avec l'analyse des indicateurs.

5. Les mesures de développement cognitif présentées précédemment et qui feront l'objet d'une analyse sont standardisés par Statistique Canada afin d'éliminer l'effet que pourrait avoir l'âge des enfants lorsqu'ils passent les tests sur leur résultat. Nous incluons néanmoins l'âge de l'enfant au moment du test afin de capturer tout effet résiduel.

dans le reste du Canada durant la période. La littérature identifie un lien positif entre celui-ci et le développement des enfants. Toutefois, la durée de l'allaitement est endogène au traitement en ce sens que les mères qui choisissent un congé plus long sont plus susceptibles d'allaiter plus longtemps. Le fait d'allaiter ou non ne devrait pas, quant à lui, avoir été influencé par la réforme. Cet indicateur sera donc préféré comme variable de contrôle sociodémographique et incluse dans plusieurs des modèles.

Tableau 2.3 Évolution des caractéristiques sociodémographiques pour le Québec et le reste du Canada

	Québec				Canada			
	2003	2004	2005	2006	2003	2004	2005	2006
Âge en mois	63,3	52,5	64,6	52,8	63,5	52,8	64,4	52,4
Nombre de frères et sœurs	0,88	0,80	1,31	1,26	1,06	0,93	1,36	1,20
Âge moyen au premier enfant	25,5	26,6	26,7	26,5	26,6	26,5	26,6	26,9
Âge de la mère à la naissance	28,4	29,4	28,7	29,5	29,7	29,7	29,5	29,5
Filles	0,45	0,46	0,53	0,50	0,49	0,49	0,49	0,45
Prématurité	0,09	0,09	0,07	0,09	0,13	0,11	0,13	0,11
Soins postnéonataux	0,19	0,15	0,14	0,11	0,20	0,17	0,17	0,17
Éducation de la mère								
Moins que secondaire	0,11	0,06	0,10	0,09	0,11	0,10	0,07	0,07
Secondaire	0,12	0,06	0,11	0,15	0,15	0,14	0,24	0,25
Postsecondaire	0,12	0,14	0,13	0,13	0,13	0,15	0,04	0,03
Collège et université	0,64	0,74	0,66	0,63	0,61	0,61	0,65	0,65
Éducation du père								
Moins que secondaire	0,16	0,10	0,08	0,08	0,08	0,11	0,05	0,05
Secondaire	0,11	0,12	0,11	0,13	0,15	0,18	0,15	0,19
Postsecondaire	0,13	0,18	0,14	0,09	0,11	0,10	0,06	0,05
Collège et université	0,53	0,56	0,41	0,43	0,51	0,52	0,40	0,39
Manquant	0,07	0,05	0,25	0,27	0,15	0,10	0,34	0,32
Allaitement								
Non Allaité	0,13	0,18	0,11	0,14	0,14	0,13	0,13	0,11
Allaité	0,67	0,53	0,89	0,86	0,63	0,60	0,87	0,89
Manquant	0,20	0,29			0,22	0,27	0,00	
Observations	312	218	183	200	1866	1392	1481	1560

Notes : Ces statistiques ont été obtenues pour tous les groupes de contrôle employés. Elles ne sont toutefois pas présentées.

2.3 Données de la RAMQ

La deuxième base de données est un fichier administratif du Régime d'assurance maladie du Québec (RAMQ). Le fichier donne accès à l'ensemble des actes médicaux reçus par 18 000 enfants nés entre octobre et décembre de l'année 2005 ainsi qu'entre janvier et mars de l'année 2006. Les informations complémentaires

à l'acte médical présentes dans la base de données sont la date précise de l'intervention, le diagnostic associé à l'intervention, le type d'établissement dans lequel l'intervention a eu lieu, la région dans laquelle l'établissement est situé, le coût de l'intervention ainsi que des codes banalisés identifiant la localité, le médecin et le patient. Les données comportent peu d'informations autres que médicales sur les patients. L'information disponible se résume à l'année et au mois de naissance, au sexe de l'individu, aux trois premiers caractères du code postal, au territoire CLSC ainsi qu'à la région sociosanitaire dans laquelle l'individu habite.

Tous les individus résidant au Québec doivent être couverts par un régime d'assurance médicament. Les individus ayant accès à un régime privé, notamment par leur employeur, sont tenus d'y adhérer et d'y inscrire leur conjoint et enfants. Pour ceux qui ne bénéficient pas d'une couverture avec un assureur privé, la participation au régime public est obligatoire. Le fichier administratif des personnes inscrites au régime public contient de l'information nous permettant d'identifier une partie des enfants dont la mère n'était pas éligible au RQAP. Un code de programme identifie les enfants dont les parents bénéficient d'assistance-emploi⁶. En 2005, environ 9,5 % des enfants de l'échantillon sont dans cette situation alors que le niveau se situe à environ 8,9 % en 2006. Il nous est possible de recouper les bases de données de l'assurance maladie avec celles de l'assurance médicament. De ce fait, nous sommes en mesure de construire un groupe contrôle composé d'une partie des enfants non traités⁷.

6. Programme d'aide de dernier recours mieux connu au Québec sous le nom de « Bien-être social ».

7. Nous discutons dans le chapitre suivant des implications associées à la présence d'individus non traités dans le groupe traitement.

Les données RAMQ se prêtent à l'analyse des variations dans l'incidence et la fréquence de diverses conditions médicales ainsi qu'à l'analyse de l'évolution des coûts de santé. Le tableau 2.4 présente la moyenne des coûts individuels totaux des frais facturés à la RAMQ, à différents âges et pour différents groupes. Le coût de l'ensemble des actes a été ajusté pour l'inflation. L'année de base choisie est 2013. La RAMQ calcule et rend disponible une mesure d'inflation spécifique aux soins de santé qu'elle rembourse. Les coûts moyens présentés sous le titre *Indice des prix RAMQ* ont été ajustés avec cette mesure. Compte tenu que notre échantillon représente une frange très particulière de la population, soit celle des jeunes enfants, nous avons estimé judicieux de construire une mesure d'inflation à partir de notre base de données. Nous nous référons à cette mesure avec le titre *Indice des prix des données*. Les moyennes présentées dans le tableau 2.4 ont été ajustées avec les deux mesures.

Les coûts moyens en services de santé facturés à la RAMQ varient peu entre les enfants nés en 2005 et ceux nés en 2006. Ainsi, après 7 ans, on n'observe qu'une différence de 10 \$ entre les deux groupes. Lorsque l'on sépare les enfants en deux groupes, il apparaît que la variation faiblit pour ceux dont les parents ne sont pas prestataires d'assistance-emploi alors qu'elle s'élargit pour ceux dont les parents sont prestataires. Pour ces derniers, l'écart est de 140 \$ avec les enfants nés après la réforme ayant les coûts moyens les plus faibles. Soulignons que les coûts moyens des enfants dont les parents sont prestataires d'assistance-emploi sont inférieurs à ceux des autres enfants. Compte tenu du caractère démuné de cette population, cette situation peut sembler surprenante. En effet, nous pourrions nous attendre à ce que la santé généralement plus précaire des populations plus démunies engendre des coûts en soins de santé plus élevés que la moyenne. L'écart négatif pourrait toutefois être expliqué par un accès plus limité aux soins préventifs. Une

partie de l'écart pourrait également être expliquée par la répartition géographique des individus. Si celle-ci diffère entre les deux groupes et que les individus assistés sont relativement plus concentrés dans les zones où les soins sont moins coûteux⁸, il en résultera une moyenne inférieure pour des soins de qualité équivalente.

Compte tenu des coûts élevés que peuvent engendrer les cas extrêmes, nous avons procédé au calcul des moyennes en excluant 1 % des cas les plus coûteux. Ces cas pourraient avoir un effet important sur la moyenne. Étant donné le petit nombre de cas extrêmes, il nous est impossible de différencier l'effet de traitement de la répartition aléatoire des cas autour du point de discontinuité. Le tableau A.1 présente ces cas. Tel qu'attendu, les coûts moyens diminuent de beaucoup plus que 1 %. Par exemple, pour tous les enfants nés en 2005, à l'âge de 7 ans, les coûts moyens sont inférieurs de 8,4 % lorsque l'on exclu le 1 % des enfants ayant les coûts les plus élevés. La diminution des écarts-types s'avère encore plus importante.

De plus, 15 conditions médicales ont été choisies afin d'être analysées. Le choix a été réalisé sur deux bases, soit selon leur fréquence dans la base de données ou selon l'existence d'un lien établi dans la littérature. Plusieurs répondent toutefois aux deux critères. Les conditions les plus présentes dans la base de données sont des infections mineures. Bien que celles-ci n'occasionnent que rarement des complications majeure, et coûteuses, leur fréquence élevée signifie qu'elles accaparent une part non négligeable du temps des professionnels offrant des services de première ligne. Soulignons qu'il s'agit précisément du type de ressource qui s'avère défici-

8. Le tarif des actes diffère d'une région à l'autre et est plus généreux dans les régions éloignées.

Tableau 2.4 Moyenne des coûts en soins de santé assurés par la RAMQ à divers âges

	Indice des prix RAMQ						Indice des prix des données											
	Tous			Non assistés			Assistés			Tous			Non assistés			Assistés		
	2005	2006		2005	2006		2005	2006		2005	2006		2005	2006		2005	2006	
0-5 mois	<i>moy.</i>	349	329	352	335		322	260		403	379		407	387		372	300	
	<i>é-t.</i>	(892)	(1175)	(917)	(1219)		(596)	(546)		(1029)	(1356)		(1059)	(1407)		(688)	(630)	
6-11 mois	<i>moy.</i>	237	266	239	271		213	211		273	306		276	313		246	244	
	<i>é-t.</i>	(480)	(471)	(494)	(483)		(309)	(320)		(554)	(544)		(570)	(558)		(356)	(370)	
1 an	<i>moy.</i>	586	594	592	606		535	471		677	686		683	699		618	544	
	<i>é-t.</i>	(1150)	(1343)	(1180)	(1387)		(808)	(736)		(1327)	(1549)		(1362)	(1600)		(932)	(850)	
2 ans	<i>moy.</i>	1023	1016	1036	1035		895	829		1180	1173		1196	1194		1033	956	
	<i>é-t.</i>	(1486)	(1585)	(1522)	(1618)		(1063)	(1193)		(1714)	(1829)		(1757)	(1866)		(1227)	(1377)	
3 ans	<i>moy.</i>	1297	1293	1312	1314		1150	1078		1496	1492		1514	1516		1327	1244	
	<i>é-t.</i>	(1645)	(1774)	(1677)	(1795)		(1299)	(1537)		(1899)	(2047)		(1935)	(2071)		(1498)	(1773)	
5 ans	<i>moy.</i>	1735	1725	1749	1749		1598	1478		2002	1990		2018	2018		1844	1706	
	<i>é-t.</i>	(2071)	(2049)	(2066)	(2069)		(2116)	(1807)		(2389)	(2364)		(2383)	(2388)		(2441)	(2085)	
7 ans	<i>moy.</i>	2111	2101	2125	2127		1978	1838		2436	2422		2452	2452		2283	2118	
	<i>é-t.</i>	(2373)	(2358)	(2365)	(2374)		(2445)	(2170)		(2738)	(2719)		(2729)	(2738)		(2821)	(2503)	
Observations		8686	9314	7861	8487		825	827		8686	9314		7861	8487		825	827	

Notes : Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

taire dans le système de santé québécois. Outre les coûts au système, ces conditions entraînent une perte de temps pour les parents et, souvent, leur employeur. Nous avons identifié deux mécanismes à même de lier les politiques de congé parentaux à la fréquence des infections. Premièrement, la durée du congé pris par les parents influence directement le temps passé à la garderie, où foisonnent nombre de pathogènes responsables des infections et augmente la fréquence de celles-ci durant les premières années de vie (Côté *et al.*, 2010). Ensuite, les variations dans la prise et la durée du congé de maternité sont susceptibles d’engendrer des variations dans la durée de l’allaitement. Or, il existe un lien entre la durée de l’allaitement et la susceptibilité des enfants aux infections. Un deuxième ensemble de maladies a été choisi à partir de cette littérature. Ortega-García *et al.* (2008) identifient un lien entre l’allaitement de longue durée et une plus faible incidence de cas de cancer pédiatriques. Trois des types de cancers qu’ils identifient feront l’objet d’une analyse dans la section suivante. Il s’agit de la leucémie lymphoïde, la leucémie myéloïde ainsi que de certain types de tumeurs au système nerveux et endocrinien. De plus, Turck (2005) identifient des effets positifs de l’allaitement sur l’incidence des infections respiratoires, ORL⁹ et digestives. Des effets positifs sont également associés à l’incidence des problèmes d’allergies. Deux types de problèmes liés aux allergies seront inclus. L’un est spécifique aux symptômes ORL (rhinite allergique), alors que l’autre est général (allergies). Les conditions médicales analysées issues de la littérature sur l’allaitement pouvaient parfois être associées à plusieurs codes de diagnostics présents dans la base de données. De ce fait, nous avons créé des groupes de diagnostics afin de représenter plus fidèlement les conditions médicales identifiées. La création de ces groupes s’est faite sur la base du manuel des codes de diagnostics de la RAMQ¹⁰.

9. Par exemple : grippe, angine, otite, rhinite.

10. La RAMQ emploie le code CIM-9.

Les tableaux 2.5 et A.2 présentent la fréquence moyenne de différentes conditions à l'âge de 7 ans. Le tableau A.2 exclut les enfants nés en décembre et en janvier. Ce sous-échantillon a été constitué afin d'évaluer la sensibilité des moyennes à l'exclusion des enfants immédiatement autour du point de discontinuité. Les moyennes présentées dans le tableau 2.5 sont dans l'ensemble assez stables entre les années et les groupes. Il y a toutefois quelques exceptions. Les enfants nés de parents bénéficiant de l'assistance-emploi ont significativement moins d'otites avec une moyenne à 1,9 en 2005 contre 2,76 pour les non assistés. À l'opposé, ils sont sujets à plus de bronchiolites aiguës. Les différences observées quant au diabète et aux allergies pourraient être partiellement expliquées par une différence dans les taux des diagnostics des populations. Le diabète, notamment de type II, s'installe graduellement. Une attitude en moyenne moins proactive quant à l'état de santé peut engendrer un écart dans le taux de diagnostics.

Tableau 2.5 Fréquence moyenne de divers diagnostics à 7 ans

Diagnostic	Tous		Non assistés		Assistés	
	2005	2006	2005	2006	2005	2006
Infection - voies respiratoires	3,085 (3,608)	3,174 (3,707)	3,092 (3,597)	3,189 (3,706)	3,016 (3,711)	3,025 (3,712)
Otite moyenne	2,677 (4,018)	2,852 (4,358)	2,758 (4,092)	2,936 (4,454)	1,904 (3,121)	1,985 (3,092)
Asthme	0,966 (3,544)	0,943 (3,431)	0,979 (3,609)	0,932 (3,412)	0,850 (2,846)	1,057 (3,619)
Pyrexie d'origine inconnue	0,953 (1,892)	0,953 (1,871)	0,951 (1,886)	0,957 (1,868)	0,978 (1,948)	0,919 (1,901)
Phlegmons et abcès	0,080 (0,605)	0,083 (0,600)	0,077 (0,534)	0,080 (0,535)	0,114 (1,063)	0,119 (1,058)
Perturbation simple	0,135 (1,213)	0,153 (1,201)	0,123 (1,149)	0,146 (1,050)	0,244 (1,705)	0,222 (2,225)
Toux	0,494 (1,273)	0,524 (1,354)	0,499 (1,266)	0,526 (1,359)	0,452 (1,336)	0,505 (1,296)
Bronchiolite aiguë	0,565 (2,949)	0,489 (2,278)	0,539 (2,852)	0,482 (2,322)	0,813 (3,739)	0,555 (1,770)
Gastro entérites et colites	0,479 (1,258)	0,496 (1,244)	0,475 (1,258)	0,492 (1,242)	0,520 (1,257)	0,545 (1,267)
Angine	0,360 (1,019)	0,357 (0,999)	0,362 (1,022)	0,363 (1,003)	0,338 (0,992)	0,299 (0,949)
Diabète	0,043 (1,284)	0,038 (1,132)	0,045 (1,336)	0,041 (1,186)	0,025 (0,602)	0,007 (0,110)
Allergies	0,248 (1,056)	0,247 (0,985)	0,255 (1,093)	0,254 (1,014)	0,172 (0,595)	0,179 (0,608)
Rhénite allergique	0,141 (0,599)	0,141 (0,582)	0,141 (0,605)	0,145 (0,596)	0,139 (0,541)	0,097 (0,406)
Leucémie lymphoïde	0,041 (2,522)	0,003 (0,112)	0,022 (1,664)	0,003 (0,117)	0,223 (6,371)	0,001 (0,035)
Leucémie myéloïde	0,003 (0,232)	0,000 (0,015)	0,003 (0,237)	0,000 (0,011)	0,006 (0,174)	0,001 (0,035)
Tumeur au système nerveux et endocrinien	0,005 (0,173)	0,007 (0,219)	0,004 (0,154)	0,006 (0,193)	0,015 (0,299)	0,017 (0,396)
Observations	8686	9314	7861	8487	825	827

Notes : Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

Les données employées nous permettront d'estimer l'effet de traitement de la réforme. Nous documentons trois mécanismes potentiels : le temps avec l'enfant, l'argent disponible pour la famille et l'allaitement. Nous serons ensuite en me-

sure d'estimer l'effet de ce traitement sur un large éventail de mesures allant du développement cognitif et comportemental aux coûts de santé ainsi que sur la fréquence de conditions médicales. Avant de présenter les résultats des analyses, nous présenterons la méthodologie employée pour estimer les effets de traitement à la section suivante.

CHAPITRE III

MÉTHODOLOGIE

Les estimations réalisées dans le cadre de ce mémoire sont issues de deux familles de méthodes d'inférences causales. Les analyses à partir des données de l'ELNEJ et de l'EJC reposent sur le modèle de différence en différence, alors que celles faites à l'aide des données de la RAMQ reposent sur la technique de régression au point de discontinuité. Les sections 3.1 et 3.2 expliquent ces techniques et pourquoi elles ont été choisies.

3.1 Différence en Différence

La méthode d'estimation par différence en différence (DiD) nécessite des données sur un minimum de deux périodes de part et d'autres du moment d'introduction d'un traitement. Des périodes additionnelles peuvent toutefois être introduites. La méthode par différence en différence permet d'obtenir une mesure de l'impact du traitement sur une variable d'intérêt. Toutefois, la méthode repose sur un certain nombre d'hypothèses identificatrices qui peuvent être fortes dans plusieurs contextes. La première de ces hypothèses est que les deux groupes (traitement et contrôle) ont des tendances similaires quant à la variable d'intérêt. Cette hypothèse est plus connue sous le terme *common trend assumption*. Ainsi, en l'absence du changement de politique, la variation observée des moyennes des variables d'in-

térêt aurait été équivalente¹. La seconde hypothèse implique qu'il n'y a pas de sélection entre les individus quant aux chocs qui peuvent les affecter individuellement (Blundell et Costa Dias, 2009). Le résultat de cette seconde hypothèse est que l'espérance de ces chocs, conditionnels à être traités, est équivalente à celle d'être dans le groupe de contrôle². En somme, les effets sur les deux groupes s'annulent et aucun biais n'est introduit dans l'estimateur.

Pour un traitement T , et une période post-traitement dénotée 1, l'estimateur de différence en différence est donné par :

$$\hat{\beta}_{DD} = [E(y_1|T = 1) - E(y_0|T = 1)] - [E(y_1|T = 0) - E(y_0|T = 0)] \quad (3.1)$$

3.2 Estimation du modèle

Dans le contexte de la réforme québécoise du congé parental, le groupe traitement inclut, selon la variable d'intérêt, les enfants nés au Québec ou leur mère. Un groupe de contrôle est construit à partir des enfants (ou de leur mère) nés dans les autres provinces canadiennes³. L'hypothèse de tendance commune aurait été moins restrictive si un groupe contrôle avait pu être construit à même les enfants du Québec. Dans ce cas, l'estimé aurait été réalisé par triple différence

1. L'hypothèse peut notamment être violée dans un contexte où plusieurs réformes, affectant l'un ou l'autre des groupes, sont introduites durant la période observée. L'estimateur sera biaisé que la réforme additionnelle affecte le groupe traité ou le groupe contrôle. Si les réformes ne sont pas introduites simultanément, il peut être possible d'inclure un indicateur de la réforme non étudiée dans le modèle afin de produire des estimés non biaisés des effets de la réforme à l'étude. Une alternative, lorsque l'échantillon le permet, est d'effectuer des analyses de sensibilité en effectuant les analyses sur un sous-échantillon incluant seulement (ou aucun) des individus soumis à la réforme additionnelle. Des analyses de ce type sont présentées au chapitre 5.

2. Si le choc individuel transitoire est α_i , l'hypothèse implique que $E(\alpha_i|T = 1) = E(\alpha_i|T = 0)$

3. La méthodologie employée afin de sélectionner ces provinces est présentée ultérieurement.

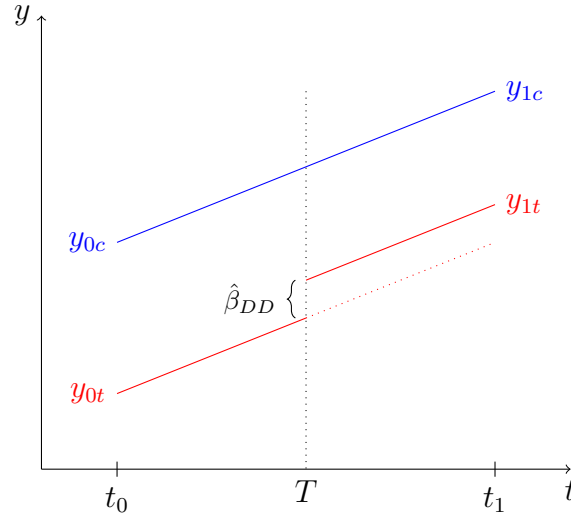


Figure 3.1 L'effet de traitement mesuré par un estimateur de différence en différence

et le groupe de contrôle constitué d'enfants canadiens aurait servi au contrôle de choc macroéconomique au niveau pan canadien, alors que le groupe contrôle à l'intérieur du Québec aurait servi au contrôle d'un choc macroéconomique spécifique au Québec⁴. Une série de contrôles sociodémographiques est employée afin de rendre l'hypothèse de tendance commune moins restrictive⁵. Le modèle prend la forme suivante :

$$\begin{aligned}
 y_{i,n+t} = & \alpha + \gamma T_{i,n+t} + \theta I(n \geq 2006) + \beta T_{i,n+t} I(n \geq 2006) \\
 & + \lambda z_{i,n+t} + \Phi X_i + \epsilon_{i,n+t}
 \end{aligned} \tag{3.2}$$

4. Les données permettaient de construire un groupe de contrôle composé des mères non éligibles au congé de maternité. Leur nombre était toutefois trop petit, ce qui rendait l'estimation du modèle impossible.

5. L'hypothèse de tendance commune requiert que la différence entre les écarts pré et post-traitement de la part de la variable orthogonale au traitement soit la même pour les groupes traitement et contrôle. $(E(y_{t1} - \beta) - E(y_{t0}) = E(y_{c1}) - E(y_{c0}))$ L'introduction de variables de contrôle sociodémographiques rend l'hypothèse moins restrictive. $(E(y_{t1} - \Phi X - \beta) - E(y_{t0} - \Phi X) = E(y_{c1} - \Phi X) - E(y_{c0} - \Phi X))$

Dans l'équation qui précède, l'indice i dénote l'individu, n représente l'année de naissance, t correspond à la différence entre l'année de naissance de l'enfant et le moment où la variable d'intérêt est mesurée et T est une variable dichotomique qui désigne l'appartenance au groupe de traitement, soit les Québécois. $I(n \geq 2006)$ est une autre variable dichotomique signifiant que l'enfant est né après la mise en œuvre de la réforme. Le coefficient d'intérêt est obtenu par une interaction entre ces deux variables et est dénoté β . Z est l'âge de l'enfant en mois lorsque la variable d'intérêt a été mesurée. Finalement, X représente un vecteur de variables de contrôle. Ces variables sont considérées exogènes à l'assignation au traitement et comprennent : l'année d'observation, le sexe de l'enfant, son poids à la naissance, un indicateur de naissance prématuré, un indicateur d'allaitement, le nombre de frères et soeurs, la scolarité des parents, l'âge de la mère à la naissance de son premier enfant ainsi que l'âge de la mère à la naissance de l'enfant.

3.2.1 Sélection au traitement

L'estimateur de différence en différence est vulnérable aux types de sélection qui occasionnent un changement dans la composition des groupes. Dans le cas de la réforme de l'assurance parentale de 2006, les individus salariés résidant au Québec sont sélectionnés dans le groupe traitement. Des comportements qui seraient à même de modifier la composition des groupes seraient, par exemple, le fait de déménager au Québec dans le but de bénéficier du nouveau programme, ou de remettre la naissance (vraisemblablement la conception) à plus tard afin de bénéficier du programme réformé⁶. Ce type de sélection risque de biaiser l'estimé

6. Dans le cas de la réforme à l'étude, ce type de comportement semble peu probable. La réforme a été officialisée au 1^{er} mars 2005. La fenêtre permettant aux individus de se sélectionner dans le traitement est donc d'environ un mois. Cette courte période assure que ce type de comportement n'a pu qu'être marginal. Une vérification des statistiques vitales de la province révèle que les naissances juste avant et après l'introduction de la réforme sont conformes aux normes pour ces périodes. De plus, Phipps (2000) estime que ce type de comportement a été au

en engendrant une violation de l'hypothèse de tendance commune. Le biais provient du fait que les individus qui changent de groupe modifient la tendance du groupe traitement s'il y appartiennent ou les deux s'ils appartiennent initialement au groupe contrôle.

3.2.2 Sélection des groupes de contrôle

La sélection des groupes de contrôle s'est faite sur la base de la tendance commune. La moyenne de chaque variable d'intérêt a été calculée pour chaque trimestre entre 2004 et 2006, pour cinq provinces ou groupes de provinces. Ces groupes sont les suivants : l'ensemble des provinces canadiennes sans le Québec, l'Ontario, l'Ontario et la Colombie-Britannique, les Maritimes (Nouveau-Brunswick, Nouvelle-Écosse, Île-du-Prince-Édouard, Terre-Neuve) et les Prairies (Manitoba, Saskatchewan, Alberta). Les provinces ont été regroupées sur la base de la similarité de leur économie et de la taille des échantillons. La figure 3.1 présente les comparaisons entre la tendance québécoise et celle des cinq autres groupes quant au score au test EVIP. Les tendances québécoise et ontarienne étant pratiquement parallèles, le groupe de contrôle choisi pour cet indicateur est l'Ontario. L'exercice a été répété pour l'ensemble des variables d'intérêt.

3.2.3 Ré-échantillonnage des écarts-types

L'estimation des écarts-types des modèles estimés à partir des données provenant de l'ELNEJ et de l'EJC sera réalisée par ré-échantillonnage, mieux connu sous le nom *bootstrapping*. Statistique Canada fournit une série de 1000 poids avec l'ELNEJ et l'EJC. En comparant les estimations réalisées avec les poids ré-

plus très légèrement observé lors de la mise en place d'une réforme fédérale au début des années 90.

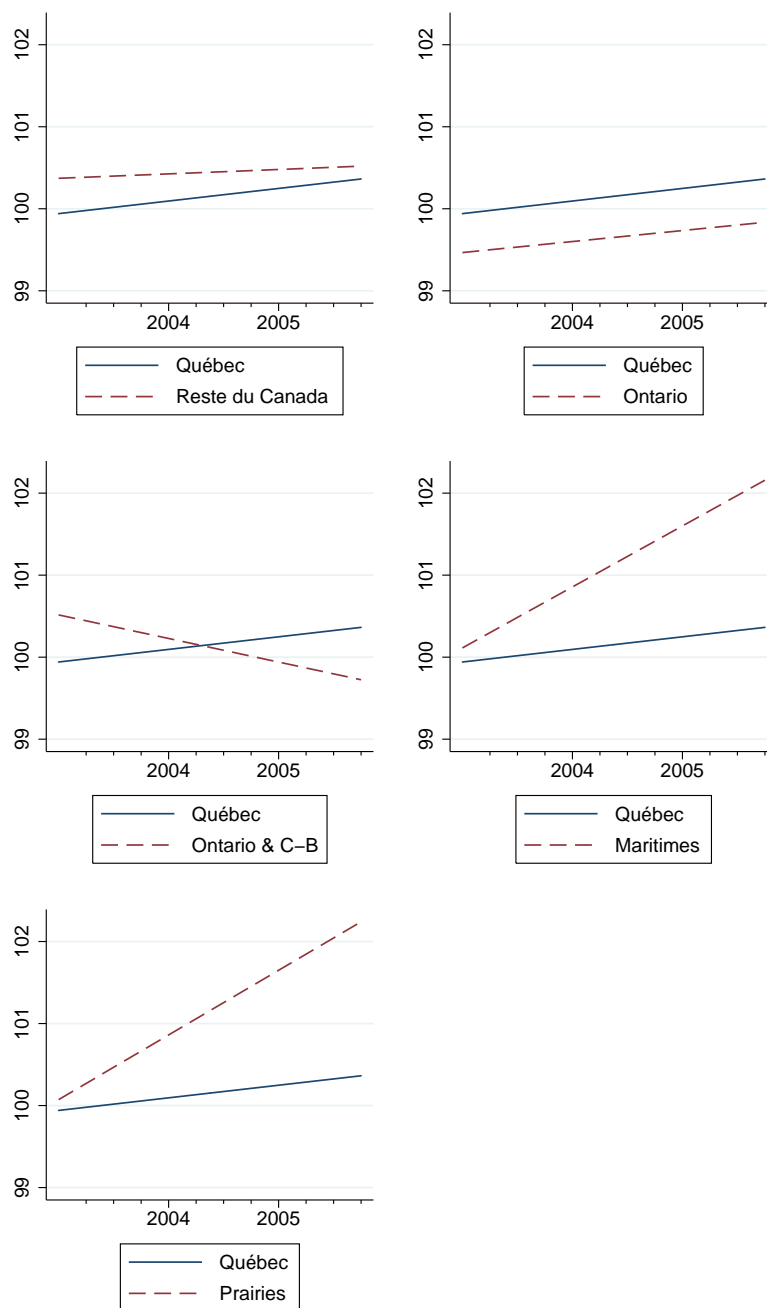


Figure 3.2 Comparaison des tendances aux résultats normalisés du test EVIP entre le Québec et différents groupes de contrôle potentiels

échantillonnage à celles réalisées avec le poids transversal de l'individu, il apparaît que leur usage entraîne une perte d'efficacité modeste. Malgré cette perte d'efficacité, seuls les résultats obtenus par ré-échantillonnage seront présentés puisqu'ils permettent de prendre en compte le design d'échantillonnage de l'enquête.

3.3 Régression par discontinuité

Le modèle de régression par discontinuité permet la constitution d'un groupe de contrôle fiable avec de faibles hypothèses. Le modèle repose sur la présence d'une règle de décision quant à l'enrôlement dans un programme particulier (Blundell et Costa Dias, 2009). Dans le cas de la réforme québécoise de l'assurance parentale, le point de discontinuité est exactement entre l'année 2005 et 2006. Les parents des enfants nés au 31 décembre 2005 sont dans l'ancien régime alors les parents d'enfants nés à partir du 1^{er} janvier 2006 sont dans le nouveau régime. L'hypothèse fondamentale du modèle est que les enfants nés juste avant ou juste après cette date devraient être similaires. Si l'assignement est aléatoire, une simple comparaison de moyenne d'un indicateur d'intérêt révèle l'effet de traitement. Pour que l'hypothèse de similarité entre les groupes tienne, la fenêtre autour du point de discontinuité doit être petite et le nombre d'observations élevé. De ce fait, son usage repose fréquemment sur l'accès à des données administratives. Les données de la RAMQ étant de cette nature, il sera possible d'employer cette technique afin de déterminer si la réforme a eu un effet sur l'incidence de certaines maladies ainsi que sur les coûts au système d'assurance maladie.

L'estimateur de discontinuité est donné par :

$$\hat{\beta}_D = \Delta_y = E(y|t = 1) - E(y|t = 0)$$

où l'objet d'intérêt Δ_y est la variation de la moyenne de la variable d'intérêt entre

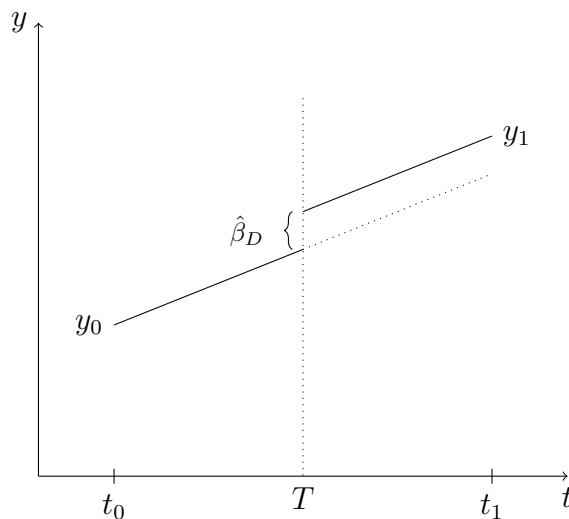


Figure 3.3 L'effet de traitement mesuré par un estimateur en simple différence

les groupes 0 et 1 qui représentent respectivement les enfants nés en 2005 et 2006. Cette variation sera calculée pour une série d'âges allant des six premiers mois de vie aux sept premières années de vie de l'enfant. La persistance des effets sera révélée en procédant de la sorte. Ainsi, chaque indicateur d'intérêt sera estimé pour 15 groupes d'âge. L'estimation sera réalisée par MCO, en appliquant le modèle suivant :

$$y_{i,n+t} = \alpha + \beta I(n = 2006) + \Phi X_i + \epsilon_{i,n+t} \quad (3.3)$$

Le coefficient d'intérêt de ce modèle est β . Le modèle est estimé avec et sans X_i , un vecteur composé des deux seules variables de contrôle démographique disponibles, soit le sexe et la région habitée. L'inclusion de ces deux variables fournit un test de robustesse dans la mesure où leur inclusion ne devrait pas modifier significativement les résultats. Dans le cas contraire, l'hypothèse stipulant que les groupes de part et d'autre du point de discontinuité sont comparables est violée. La portée de ce test est toutefois limitée dans le sens où seul un résultat divergent nous permet de conclure qu'il y a un problème avec la discontinuité exploitée. Au

contraire, l'absence de différence ne nous permet pas de tirer de conclusions quant aux différences potentielles d'inobservables non corrélés avec le sexe ou la région de résidence.

CHAPITRE IV

ANALYSE DES RÉSULTATS

4.1 Estimation du traitement

Les premières estimations présentées visent à quantifier l'effet de la réforme sur les différents mécanismes susceptibles d'affecter le développement de l'enfant ainsi que sa santé. L'effet de la réforme sera estimé sur quatre mesures de revenu, la durée du congé de maternité et la durée de l'allaitement. Le tableau 4.1 présente les estimations réalisées sur ces différentes mesures. Les différentes spécifications sont estimées pour l'échantillon formé de l'ensemble des mères ainsi que pour l'échantillon des mères ayant pris un congé de maternité payé. Les estimations réalisées sur le groupe composé des mères ayant pris un congé de maternité payé identifient l'ATET¹ puisque la réforme modifie les bénéfices auxquels celles-ci ont droit². Les estimations réalisées sur l'échantillon complet identifient l'ATE³. Pour chacun des groupes, deux spécifications sont présentées, soit le modèle DiD avec

1. *Average treatment on the treated*, c'est-à-dire l'effet de traitement moyen sur les traités.

2. Le paramètre estimé correspond à l'ATET s'il n'y a pas de changements dans la composition des groupes. Dans notre cas, l'extension de l'éligibilité aux travailleurs autonomes signifie qu'il y aura un changement de composition des groupes. Celui-ci sera toutefois limité puisque moins de 5 % des mères sont travailleuses autonomes. Nous présentons ces estimations pour fins de comparaison. Les estimations de l'échantillon complet ne sont pas biaisées par ce changement dans la composition des groupes.

3. *Average treatment effect*, c'est-à-dire l'effet de traitement moyen.

et sans contrôles⁴.

4.1.1 Revenu

Les quatre premières mesures présentées dans le tableau 4.1 sont des mesures de revenus. La seule mesure pour laquelle nous détectons un effet statistiquement significatif est le revenu en prestations de maternité de la mère. Ce résultat était prévisible puisqu'il s'agit du revenu qui a été le plus affecté par la réforme. Son effet se répercutera de façon diluée dans le revenu de la mère ainsi que dans celui du ménage. L'effet de la réforme sur le revenu des pères est moins certain. L'introduction d'un congé réservé aux pères est susceptible d'avoir augmenté le nombre de pères prenant un congé. La prise du congé de paternité n'a pas d'impact sur les semaines disponibles par l'entremise du congé parental. Ces pères, qui ne prenaient pas de congé avant la réforme, verront leur revenu total diminuer. Toutefois, pour ceux qui ont substitué un même nombre de semaines de congé parental par des semaines de congé de paternité, l'effet sur le revenu sera positif puisque le taux de remplacement est supérieur.

L'effet mesuré sur le revenu de prestations des mères est important. Il correspond à environ $1/2$ écart-type du niveau de 2005. Les coefficients varient peu selon l'échantillon ou la spécification choisie. Dans le cas du modèle DiD, il est intéressant de noter que l'effet positif est plus important lorsque l'échantillon comporte toutes les mères. Cet effet surprenant peut être expliqué par l'extension du congé aux travailleurs autonomes au Québec. Cette extension signifie que certaines mères québécoises qui ne contribuaient pas à la moyenne du groupe traité avant la ré-

4. Les variables de contrôle incluses dans la spécification DiD x diffèrent d'une mesure à l'autre afin de ne pas inclure des variables impertinentes ou endogènes. L'Appendice B présente les variables de contrôle incluses dans les estimations réalisées pour les différentes mesures.

forme le font à la période suivante. L'effet de traitement s'en trouve augmenté. De plus, lorsque l'échantillon est restreint aux mères ayant pris un congé, la moyenne canadienne est proportionnellement plus élevée puisque le groupe des travailleurs autonomes, qui ne contribuent jamais positivement à la moyenne, est exclu. La moyenne canadienne plus élevée réduit alors l'effet de traitement estimé. Dans le cas du revenu d'emploi de la mère, les coefficients sont largement positifs (≈ 2500 \$ de plus), mais estimés avec imprécision. Conséquemment, l'effet de la réforme sur le revenu net des mères semble au pire nul et au mieux modeste. Soulignons que l'effet de la réforme sur le revenu d'emploi découlerait principalement d'une variation dans la durée du congé. Puisque la durée varie peu ou pas, il n'est pas surprenant de ne pas trouver de variation significative dans le revenu d'emploi. L'effet sur le revenu des pères est encore moins certain. Les estimés sont moins précis et ne sont pas tous de même signe. Le sens de l'estimé de l'ATET est inconsistant selon la spécification employée. L'estimé de l'ATE est systématiquement négatif quoique nettement plus lorsque des variables de contrôle sociodémographiques sont introduites. L'effet sur le revenu total du ménage est incertain. Pour l'ensemble de la population, dans le cas du modèle DiD x , l'estimé de -770 \$ correspond à moins de $1/40$ de l'écart-type de 2005. Alternativement, chez les éligibles, la spécification DiD produit un coefficient de 3470 \$, ce qui correspond à un effet d'environ $1/10$ d'écart-type. Au final, nous trouvons des effets importants et significatifs sur le revenu en prestation de maternité des mères.

4.1.2 Durée du congé de maternité

Bien que la réforme de l'assurance parentale québécoise n'a pas augmenté la longueur du congé protégé ou la durée maximale des prestations, deux des éléments introduits par la politique sont à même de modifier les comportements quant à la durée du congé. Premièrement, l'augmentation du taux de remplacement du

revenu pourrait permettre à certaines mères de prendre un congé plus long. De plus, les mères qui étaient contraintes de retourner travailler rapidement car la perte de revenu était trop substantielle peuvent opter pour un congé plus court associé à un taux de remplacement encore plus élevé.

L'option d'un congé court peut toutefois avoir incité certaines mères à réduire la durée de leur congé afin d'obtenir plus d'argent. Les effets estimés sur l'échantillon couvrant toutes les mères sont très petits ($\approx 1/30$ d'écart-type) et très imprécis. L'introduction de variables de contrôles sociodémographiques entraîne une modeste réduction de l'estimé. Lorsque l'on limite l'échantillon aux mères ayant pris un congé payé, le coefficient passe de 0,1 à -0,39 dans le cas du modèle DiD*x* sans modification significative de l'écart-type. Cela n'est toutefois pas suffisant pour donner à l'estimé la précision nécessaire au rejet de l'hypothèse nulle. Cette variation semble indiquer que les mères éligibles poussent l'estimé de l'ATE vers le bas, l'effet n'étant toutefois pas assez important pour que l'on puisse le détecter avec l'échantillon à disposition. Puisque les analyses réalisées sur le développement des enfants et la santé nous permettront principalement d'identifier l'ATE, nous estimons que la réforme n'a pas eu d'impact mesurable sur la durée du temps maternel en première année de vie.

4.1.3 Allaitement

La dernière mesure présentée dans le tableau 4.1 est celle de la durée de l'allaitement⁵. Lorsque l'échantillon correspond à l'ensemble des mères, les coefficients sont de -0,12 pour le modèle DiD et -0,10 pour le modèle DiD*x*. En se basant sur la moyenne de 2005, la dernière année préréforme, l'effet est infime à moins de

5. La mesure est en mois.

$1/30$ d'écart-type. Toutefois, compte tenu de l'imprécision de l'estimation, nous ne pouvons pas affirmer que le coefficient diffère de zéro. Lorsque l'on exclut les mères qui n'ont pas pris de congé, l'effet estimé est de 0,14 pour le modèle DiD alors qu'il est de -0,02 pour le modèle DiD*x*. Les effets sont à la fois petits et imprécis. Baker et Milligan (2008b) ont trouvé un effet positif de la réforme canadienne de 2001 sur la durée de l'allaitement. Cette différence nous semble peu surprenante compte tenu que la réforme québécoise de 2006 ne semble pas avoir modifié le comportement des mères quant à la durée du congé qu'elles prennent. La réforme de 2001 avait eu un effet positif sur cette durée (Haeck, 2011). Or, un peu moins de deux mois après la naissance, le retour au travail est la raison principale pour arrêter l'allaitement (Hamlyn *et al.*, 2002; Schwartz *et al.*, 2002). Ainsi, nous ne considérerons pas l'allaitement comme un mécanisme de propagation par lequel la réforme aurait pu avoir un impact sur le développement et la santé des enfants.

Tableau 4.1 Estimations - Revenus, durée du congé de maternité et allaitement

Indicateur		Toutes les mères		Mères éligibles	
		DiD	DiDx	DiD	DiDx
Revenu du ménage	<i>coef.</i>	1522	-770	3470	-1192
	<i>é-t.</i>	(5223)	(4440)	(7635)	(7335)
Revenu de la mère	<i>coef.</i>	2667	2975	2528	2486
	<i>é-t.</i>	(2180)	(2372)	(3255)	(3248)
Revenu de prestations de la mère	<i>coef.</i>	4142***	3851***	3998**	3985**
	<i>é-t.</i>	(1226)	(1222)	(1912)	(1948)
Revenu du père	<i>coef.</i>	-916	-2033	1473	-2583
	<i>é-t.</i>	(4000)	(3844)	(5500)	(5790)
Âge de l'enfant au retour au travail	<i>coef.</i>	0,13	0,10	-0,32	-0,39
	<i>é-t.</i>	(0,30)	(0,30)	(0,33)	(0,33)
Durée de l'allaitement	<i>coef.</i>	-0,12	-0,10	0,14	-0,02
	<i>é-t.</i>	(0,33)	(0,33)	(0,47)	(0,48)
N minimum		1848	1848	568	568
Contrôles exogènes		non	oui	non	oui

Notes : Les écarts-types estimés à partir de 1000 poids ré-échantillonnés sont entre parenthèses.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

La durée maximale du congé de maternité payé est de 12 mois. Les valeurs supérieures sont recodées à 12 mois.

Les groupes de contrôle diffèrent selon l'indicateur. Les Prairies sont employées pour le revenu de la mère ainsi que pour l'âge de l'enfant au retour au travail de la mère. La province de l'Ontario est employée pour tous les autres indicateurs.

4.2 Développement cognitif et comportemental

Le tableau 4.2 présente les estimations réalisées sur sept mesures de développement cognitif et comportemental. Bien qu'il nous ait été impossible d'identifier un effet de la réforme sur la durée du congé de maternité et incidemment sur le temps maternel durant la première année de vie de l'enfant, nous avons identifié un effet

positif substantiel sur le revenu en prestations de la mère. Une augmentation du revenu disponible pourrait permettre aux parents d’investir dans un meilleur environnement ainsi que des meilleurs services susceptibles d’avoir un impact sur le développement de leur enfant. Les mesures de développement cognitif proviennent de tests administrés aux enfants à l’âge de 4 ou 5 ans. Les mesures de développement comportemental sont construites à partir de questions posées au répondant responsable de l’enfant. Les enfants de ce groupe d’âge nés après la réforme proviennent de l’EJC. Nous ne les observons donc qu’à cet âge et le statut d’emploi de la mère avant la réforme nous est inconnu. De ce fait, il nous est impossible de départager les mères éligibles de celles qui ne l’étaient pas. Par conséquent, les effets de traitement estimés se limitent à l’ATE. Le tableau 4.2 présente les estimations réalisées à partir de deux spécifications du modèle de différence en différence. La première (DiD) exclut les observations pour lesquelles des variables de contrôle sociodémographiques ne sont pas observées mais n’inclut pas celles-ci dans le modèle. La seconde spécification (DiD x) les inclut⁶. L’échantillon est composé des enfants nés entre 2004 et 2007⁷.

4.2.1 Développement cognitif

Les estimations de l’effet de la réforme sur le développement cognitif des enfants sont négatives peu importe la mesure ou la spécification employée. Le sens des résultats est contre-intuitif puisque l’effet de traitement mesuré constitue une augmentation des prestations versées aux mères. Il apparaît ainsi que l’augmentation

6. Le vecteur de variables de contrôle x contient : une tendance annuelle, le statut de monoparentalité, le sexe, la prématurité, le poids à la naissance en catégorie, s’il s’agit d’une naissance multiple, l’utilisation de soins postnéonataux, si l’enfant a été allaité, le nombre de frères et soeurs, la scolarité de la mère et du père, l’âge de la mère au premier enfant et l’âge de la mère à la naissance de l’enfant.

7. Seulement quelques enfants sont nés en 2007. La plupart des enfants formant le groupe *post* sont nés en 2006.

du revenu disponible de par l'augmentation des prestations en congé de maternité ne s'est pas traduit par une amélioration dans l'environnement de l'enfant susceptible d'avoir un effet sur son développement cognitif. De plus, l'estimation de l'ATET sur la mesure de congé de maternité est négative, mais relativement petite et imprécise. Conséquemment, il pourrait y avoir eu une diminution du temps maternel auprès de l'enfant durant la première année de vie.

L'effet de traitement estimé sur la mesure du test EVIP passe de -1,971 à -1,304 lorsque l'on ajoute des variables de contrôle. Si les individus sont distribués aléatoirement dans les différents groupes de telle sorte que les caractéristiques moyennes au sein de ceux-ci sont similaires, le coefficient estimé par le modèle DiD sera près de celui estimé par le modèle DiD x . Or, l'importante différence observée entre les deux coefficients nous permet de douter que les groupes sont similaires. Un tel changement entraîne une violation de l'hypothèse de tendance commune puisque la seule variation des caractéristiques individuelles corrélées avec la mesure d'intérêt entraîne une modification dans la moyenne de celle-ci qui diffère entre les deux groupes. L'hypothèse de base du modèle DiD est alors violée et son estimateur s'en trouve biaisé. L'inclusion du vecteur x dans le modèle de régression élimine ce biais si les variations dans les caractéristiques corrélées avec la mesure d'intérêt se limitent aux observables x . Les coefficients estimés sur la mesure de connaissance des nombres ont un comportement analogue à celui du test EVIP. L'inclusion de variables de contrôle fait passer le coefficient de -1,801 à -0,747 mais entraîne une réduction de la précision de l'estimation en n'ayant qu'un impact marginal sur l'écart-type des paramètres estimés. Compte tenu de cette imprécision et des questions soulevées par la variation des paramètres suivant l'introduction de variables de contrôle, nous ne sommes pas en mesure d'établir un lien clair entre la réforme et ces deux mesures.

Les estimations réalisées sur la mesure du test « Qui suis-je », quant à elles, sont précises et stables. Ainsi, l'introduction du vecteur x ne modifie que marginalement le coefficient mais entraîne toutefois une modeste diminution de l'écart-type ($\approx 13\%$). À -2,418, le coefficient représente une diminution de plus de $3/5$ écart-type de la moyenne québécoise de 2005, qui était de 28,2.

Les résultats présentés témoignent d'un effet négatif d'ampleur modérée quant à la mesure de développement cognitif relative aux compétences spatiales et d'abstraction. La réforme ne semble toutefois pas avoir affecté les compétences associées au langage et aux mathématiques.

4.2.2 Développement comportemental

Le sens des effets de traitement estimé sur les différentes mesures de développement comportemental varie selon la mesure⁸. De plus, à l'exception de la mesure d'agression indirecte, les coefficients varient beaucoup moins lorsque l'on inclut les variables de contrôle que dans le cas des mesures de développement cognitif. La seule mesure pour laquelle la réforme est associée à un coefficient positif, donc à une augmentation des problèmes liés au développement de la mesure en question, est l'hyperactivité. L'estimé s'avère toutefois imprécis. De plus, le coefficient ne correspond qu'à un peu plus de $1/20$ d'un écart-type de la distribution de l'échelle d'hyperactivité. Conséquemment, l'effet, même s'il était estimé avec précision, resterait de faible ampleur. L'estimé du coefficient de la mesure de développement émotif est le seul à être statistiquement significatif à un seuil

8. Un coefficient positif correspond à un effet de traitement négatif puisqu'un niveau plus élevé dans les diverses échelles correspond à plus de problèmes liés au développement comportemental.

de 10 %. L'introduction des variables de contrôle réduit le coefficient de façon plus marquée que l'écart-type, ce qui fait passer la valeur- p au dessus de 0,1⁹. Le coefficient estimé sur la mesure de conduite est négatif et varie peu lorsque les contrôles sont introduits. Cela signifie que les enfants québécois pourraient avoir une meilleure conduite suite à la réforme. L'effet reste petit à environ $1/8$ d'un écart-type. Toutefois, l'estimé du coefficient est trop imprécis pour affirmer une quelconque confiance en ce résultat. Finalement, les coefficients estimés pour la mesure d'agression indirecte sont marginalement négatifs, mais estimés avec peu de précision.

Telle que mesurée par nos indicateurs de développement comportemental, il semble que la réforme n'a eu que peu d'impact. Les effets mesurés sont négatifs, donc associés à moins de problèmes de développement comportemental pour trois des quatre mesures. Compte tenu de l'incertitude associée aux paramètres estimés, il apparaît que si la réforme a effectivement eu un effet positif, celui-ci est trop négligeable pour être détecté.

9. Même si la valeur- p était restée sous le seuil de 0,1, il n'aurait pas été raisonnable de rejeter l'hypothèse nulle en stipulant que la probabilité de commettre une erreur de type II est de 10 %. Les écarts-types des coefficients sont sous-estimés pour deux raisons.

1. Les écarts-types présentés ne sont pas ajustés pour tenir compte du nombre de mesures analysées. Or, à mesure que ce nombre augmente, la probabilité de commettre une erreur de type I augmente également. Il existe des techniques permettant de corriger les écarts-types de telle sorte que le nombre de mesures analysées est pris en compte. Toutefois, compte-tenu que des écarts-types sous-estimés mènent au non-rejet de l'hypothèse nulle pour toutes les estimations à l'exception d'une qui est rejetée massivement, il nous est apparu inutile de la réaliser.
2. Biais des écarts-types de l'estimateur de différence en différence : Voir Annexe B

Tableau 4.2 Estimations - Effets sur le développement des enfants - Observations entre 2004 et 2007

Indicateurs de développement cognitif		DiD	DiDx
Test EVIP	<i>coef.</i>	-1,971	-1,304
	<i>é-t.</i>	(2,516)	(2,426)
Test « Qui suis-je ? »	<i>coef.</i>	-2,405***	-2,418***
	<i>é-t.</i>	(0,817)	(0,707)
Connaissance des nombres	<i>coef.</i>	-1,801	-0,747
	<i>é-t.</i>	(1,958)	(1,966)
Indicateurs de développement comportemental			
Échelle hyperactivité	<i>coef.</i>	0,157	0,213
	<i>é-t.</i>	(0,347)	(0,338)
Échelle dév. émotif	<i>coef.</i>	-0,46*	-0,412
	<i>é-t.</i>	(0,278)	(0,273)
Échelle conduite	<i>coef.</i>	-0,191	-0,194
	<i>é-t.</i>	(0,262)	(0,249)
Échelle agression indirecte	<i>coef.</i>	-0,017	-0,042
	<i>é-t.</i>	(0,127)	(0,126)
Observations minimum		1039	1039
Contrôles exogènes		non	oui

Notes : Les écarts-types estimés à partir de 1000 poids ré-échantillonnés sont entre parenthèses.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Les groupes de contrôles diffèrent d'une mesure à l'autre et sont respectivement (de haut en bas) : l'Ontario, l'Ontario, les Prairies, le reste du Canada, l'Ontario et la Colombie-Britannique, les Prairies et l'Ontario.

4.3 Coût au système de santé

Le tableau 4.3 présente les estimations de l'effet de la réforme sur les coûts de santé cumulés à différents âges. Ce tableau présente les analyses réalisées sur les coûts ajustés avec l'indice des prix RAMQ¹⁰. Les estimations RDDx sont des régressions au point de discontinuité. Ces analyses ont été réalisées sur trois groupes,

10. Le tableau A.5 présente les mêmes analyses réalisées sur les coûts ajustés avec l'indice des prix des données.

soit l'ensemble des enfants, les enfants non assistés ainsi que les enfants assistés. Un modèle DiD¹¹ est ensuite estimé en employant les enfants assistés comme groupe contrôle. Le tableau 4.3 présente ces analyses sur les coûts totaux pour sept groupes d'âge différents. Plusieurs sous-échantillons ont été construits en censurant les cas extrêmes. Les analyses réalisées sur deux de ces sous-échantillons (point de censure au 97,5^e et 99^e percentile) sont présentées dans le tableau 4.3. Les coefficients estimés par le modèle RDD x sur l'échantillon complet révèlent une diminution des coûts durant les six premiers mois de vie chez les enfants nés après la réforme. Cette diminution est suivie d'une augmentation un peu plus marquée durant les six mois suivants. L'estimation du second effet est réalisée avec une bonne précision. Ces effets divergents s'annulent partiellement lorsque l'on jumelle les périodes. À mesure que le nombre d'années incluses augmente, l'effet devient négatif, mais demeure non significatif et est relativement petit. Sur une durée de sept ans, la différence de coût estimé est d'environ -14 \$ mais cet estimé est non significatif et ce même à 10 %. De plus, l'effet est relativement petit puisque les coûts moyens s'élèvent à 2111 \$ sur sept ans pour les enfants nés en 2005. En somme, ces résultats ne nous permettent pas d'affirmer que la réforme a eu un effet sur les coûts moyens de santé.

Les effets mesurés lorsque l'on considère l'échantillon composé des enfants nés de parents non assistés sont dans l'ensemble légèrement moins négatifs. Puisque le groupe des enfants non assistés représente près de 90 % de l'ensemble des enfants, la légère variation positive observée sur les coefficients lorsque l'on exclut les enfants assistés doit découler d'une plus forte variation négative observée pour ceux-ci. Les effets mesurés pour le groupe d'enfants nés de parents assistés sont

11. Le modèle DiD employé pour les analyses réalisées sur les données RAMQ diffère de celui présenté précédemment. Le modèle est présenté à l'annexe C.

beaucoup plus importants que ceux mesurés pour les autres enfants. Les coefficients restent, néanmoins, estimés avec peu de précision. Les coefficients mesurés pour ce groupe révèlent une variation des coûts négative pouvant être possiblement attribuable à des variations saisonnières. Il semble, dès lors, que la tendance ou les effets saisonniers dans les coûts de santé était négative chez les jeunes enfants.

L'estimateur DiD*x* jumelle les estimations RDD*x* réalisées sur les deux groupes afin d'obtenir une mesure de l'effet de traitement sur les non assistés, que l'on peut ensuite transformer en ATET moyennant l'hypothèse que les contrôles non observés se comportent de manière analogue à ceux que l'on observe. L'effet de traitement mesuré est positif pour l'ensemble des âges considérés. À un an, la différence s'élève à environ 77 \$, avec un modeste niveau de confiance envers l'estimé. Entre un an et trois ans, l'effet du traitement semble assez stable. Il augmente toutefois par la suite pour atteindre un niveau de près de 140 \$ sur sept années. L'estimation est toutefois imprécise. En transformant le coefficient avec la méthode présentée en Annexe C, on obtient un estimé de l'ATET, qui est de 158,24 \$. Une telle augmentation des coûts représente, annuellement, une hausse des dépenses en santé d'un peu plus de deux millions de dollars. En comparaison au coût de près de deux milliards de dollars du programme, la somme est relativement faible. L'imprécision de l'estimation nous limite toutefois quant à l'inférence que l'on peut réaliser. À la lumière de nos résultats, la réforme semble avoir eu au mieux un effet nul sur les coûts en soins à la RAMQ et peut-être même engendrer une hausse des coûts.

La distribution des individus en termes de coûts de santé prend une forme particulière, où un grand nombre d'individus se concentrent dans le bas de celle-ci

alors qu'un nombre restreint d'individus contribue significativement à la moyenne avec des coûts très élevés. Compte tenu du nombre restreint d'individus ayant des coûts de santé très élevés occasionnés par des conditions médicales complexes et souvent rares, nous jugeons pertinent de réaliser l'analyse sur une distribution tronquée¹². Le tableau 4.3 présente les estimations réalisées sur les distributions tronquées à deux niveaux, soit 99 % et 97,5 %¹³. La troncation des distributions modifie passablement les résultats. Dans l'ensemble, les coefficients conservent le même signe, mais diminuent en ampleur. Pour les périodes plus courtes, les écarts-types estimés sont souvent réduits de telle sorte qu'un bon nombre des estimations deviennent statistiquement significatives. Par exemple, avec 1 % des observations omises, l'effet estimé par $DiDx$ pour la première année de vie est de +65 \$ et est hautement significatif. L'effet semble persister dans le temps et atteint même $\approx +85$ \$. La précision est toutefois perdue de telle sorte que nous ne pouvons affirmer que l'effet positif estimé diffère de zéro. L'ajout d'un pour cent et demi d'observations supplémentaires au groupe omis produit une persistance encore plus remarquable. Les coefficients estimés conservent leur signe et diminuent en ampleur alors que les écarts-types diminuent également. À un an, l'effet $DiDx$ estimé passe à $\approx +55$ \$. À trois ans, l'effet estimé approche +70 \$ mais notre niveau de confiance dans l'estimé est réduit. À sept ans, l'effet est un peu en dessous de +80 \$, mais le coefficient n'est plus estimé avec précision. Ainsi, il apparaît qu'une bonne partie de l'effet estimé sur l'échantillon soit attribuable au petit

12. L'estimateur $RDDx$ repose sur l'hypothèse que la part de la moyenne orthogonale au traitement et contrôle est égale peu importe que l'on appartienne au groupe de traitement ou de contrôle ($E(y_0|T, X) = E(y_1|T, X)$). Compte tenu du faible nombre d'observations présentant des coûts élevés, nous ne sommes pas convaincus que l'assignation aléatoire au traitement engendrera des moyennes échantillonnales équivalentes. Cette différence sera alors capturée par l'estimateur. Or, puisque que ces moyennes sont très élevées par rapport à celles de l'échantillon, le biais introduit pourrait être non négligeable.

13. 1 % et 2,5 %, respectivement, des observations présentant les coûts les plus élevés sont omises.

nombre d'observations présentant des niveaux de coûts très élevés. L'importante diminution des effets estimés lorsque l'on tronque la distribution renforce notre conclusion précédente que l'effet de la réforme sur les coûts de santé a été nul ou très légèrement positif.

Tableau 4.3 Estimations - Coûts à la RAMQ à différents âges - Indice des prix RAMQ

		0-5 mois	6-11 mois	1 an	2 ans	3 ans	5 ans	7 ans
<u>Non censuré</u>								
Tous	RDDx	-21,58	28,17***	6,60	-9,21	-6,45	-13,61	-14,23
	(N=18000)	(15,53)	(7,05)	(18,63)	(22,95)	(25,47)	(30,62)	(35,14)
Non Assistés	RDDx	-17,88	31,01***	13,13	-4,40	-0,85	-3,92	-2,61
	(N=16348)	(16,81)	(7,59)	(20,09)	(24,61)	(27,14)	(32,27)	(36,97)
Assistés	RDDx	-64**	-0,78	-65,78*	-67,64	-70,59	-119,44	-138,37
	(N=1652)	(27,92)	(15,25)	(37,62)	(55,06)	(70,09)	(97,11)	(114,27)
	DiDx	43,98	32,78*	76,76*	62,70	71,49	116,97	138,93
	(N=18000)	(32,48)	(17,15)	(42,62)	(60,27)	(74,44)	(101,27)	(118,66)
<u>Tronqué à 99 %</u>								
Tous	RDDx	-14,76***	28,37***	16,03**	2,27	0,90	0,34	3,05
	(N=18000)	(4,22)	(3,03)	(6,43)	(10,40)	(12,95)	(17,07)	(20,51)
Non Assistés	RDDx	-11,21**	30,59***	21,75***	6,91	4,82	5,17	9,92
	(N=16348)	(4,40)	(3,17)	(6,72)	(10,88)	(13,59)	(17,96)	(21,58)
Assistés	RDDx	-53,14***	5,25	-45,02**	-52,12	-46,95	-56,51	-75,50
	(N=1652)	(14,76)	(10,30)	(21,93)	(34,73)	(42,21)	(53,95)	(65,42)
	DiDx	40,51***	25,16**	65,13***	56,68	49,50	61,90	84,84
	(N=18000)	(15,16)	(10,74)	(22,82)	(36,40)	(44,37)	(57,08)	(69,11)
<u>Tronqué à 97,5 %</u>								
Tous	RDDx	-11,95***	27,36***	17,74***	3,80	2,00	2,28	6,94
	(N=18000)	(3,18)	(2,57)	(5,20)	(8,85)	(11,23)	(14,92)	(18,02)
Non Assistés	RDDx	-9,11***	29,11***	22,53***	8,68	7,62	7,26	13,49
	(N=16348)	(3,32)	(2,70)	(5,43)	(9,28)	(11,78)	(15,65)	(18,90)
Assistés	RDDx	-42,69***	8,39	-33,63*	-52,1*	-62,48*	-54,74	-65,15
	(N=1652)	(11,08)	(8,39)	(18,01)	(28,71)	(36,80)	(49,12)	(59,62)
	DiDx	32,81***	20,32**	54,66***	59,72**	68,92*	62,58	78,52
	(N=18000)	(11,41)	(8,74)	(18,64)	(30,18)	(38,40)	(51,38)	(62,47)

Notes : Les écarts-types sont entre parenthèses.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Sont définis comme assistés les enfants à charge d'individus inscrits au programme d'assistance-emploi durant leur première année de vie.

4.4 Santé de l'enfant

Bien que nous ne trouvons aucun effet persistant de la réforme sur les coûts de santé, il apparaît judicieux de vérifier s'il y a des effets quantifiables sur certaines conditions médicales. L'analyse a été réalisée sur les 16 conditions présentées dans le tableau 2.5. Les modèles employés, $RDDx$ et $DiDx$ sont analogues à ceux employés afin d'analyser les coûts de santé. Le vecteur de variables de contrôle sociodémographiques contient les deux mêmes variables, soit le genre et la région où habite l'enfant. Par souci de cohérence, les âges pour lesquels l'analyse a été réalisée sont également les mêmes.

Le tableau 4.4 présente les estimations réalisées avec le modèle $RDDx$. Des différences statistiquement significatives sont mesurées pour quelques conditions. Certains des écarts mesurés durant les six premiers mois de vie peuvent être expliqués par la plus grande exposition des enfants nés avant la réforme aux mois hivernaux, soit la période de l'année où les infections des voies respiratoires sont plus fréquentes. Cette possibilité est renforcée par le fait que l'ensemble des conditions pour lesquelles un écart négatif statistiquement significatif est mesuré sont des conditions dont l'incidence est saisonnière (infection des voies respiratoires, otites et bronchiolites). Pour chacune de ces conditions, l'écart mesuré devient positif lorsque l'on considère les six mois de vie et reste statistiquement significatif. Entre 0 et 1 an, quatre écarts sont mesurés avec précisions. Celui des infections des voies respiratoires est de 0,08, ce qui ne représente guère plus que $1/50$ d'écart-type. Les otites sont plus présentes parmi les enfants nés après la réforme avec une moyenne de 0,136 otite de plus par enfant. L'amplitude de l'effet demeure petite puisque cela correspond à environ $1/30$ d'écart-type. Les effets mesurés pour la toux et les gastro entérites et colites représentent respectivement approximativement $1/50$ et

$1/40$ d'écart-type. À cinq et sept ans, les enfants post traitement présentent un nombre plus élevé de cas d'otites, mais un nombre plus faible de cas de bronchiolites. Les écarts sont toutefois toujours très petits.

Le tableau 4.5 présente les effets mesurés par le modèle $DiDx$. L'ajout d'un groupe contrôle résulte en une perte de précision qui rend l'ensemble des estimés incertains. Les coefficients estimés sont parfois modifiés de façon substantielle, ce qui indique que les groupes formés des enfants nés de parents assistés diffèrent substantiellement de ceux nés de parents non assistés. Pour les six premiers mois de vie, les écarts sont dans l'ensemble plus petits avec le modèle $DiDx$. Pour ce groupe d'âge, le modèle $RDDx$ semble mesurer principalement un effet saisonnier. Les effets plus prononcés sont ceux sur les infections des voies respiratoires, les otites, l'asthme et les bronchiolites. Ils demeurent toutefois non significatifs¹⁴. À sept ans, ces effets sont respectivement de 0,106, 0,117 et 0,196 pour les infections des voies respiratoires, les otites et les bronchiolites. Cela correspond à environ $1/35$ écart-type pour les otites et les infections des voies respiratoires. L'estimé sur les bronchiolites correspond, quant à lui, à environ $1/12$ écart-type. Dans le cas de l'asthme, l'effet mesuré est négatif, à -0,266 ($\approx 1/13$ écart-type). Ces résultats nous permettent de conclure que les effets de la réforme sur la fréquence des conditions médicales sélectionnées sont nuls ou très petits. Ce résultat n'est pas surprenant puisque nous n'avons pas identifié d'effet de traitement sur le temps et l'allaitement. Or, il s'agit des deux mécanismes identifiés à même d'affecter les conditions sélectionnées.

14. L'effet mesuré sur la leucémie lymphoïde est très important. L'effet est produit par un petit nombre d'enfants nés de parents assistés, donc non traités, qui ont été diagnostiqués de multiples fois. Le tableau A.9 présente une mesure plus pertinente pour des conditions chroniques (diabète) ou de longue durée comme le cancer. Il s'agit de l'incidence dans la population. Lorsque cette mesure est employée, aucun effet n'est mesuré.

Tableau 4.4 Fréquence de conditions médicales sélectionnées - (Échantillon complet, Modèle RDDx, $N = 18\ 000$)

Diagnostic	0-5 mois	6-11 mois	0-1 an	0-2 ans	0-3 ans	0-5 ans	0-7 ans
Infection des voies respiratoires	-0,088*** (0,010)	0,168*** (0,013)	0,08*** (0,018)	0,044 (0,030)	0,048 (0,037)	0,082* (0,047)	0,071 (0,054)
Otite moyenne	-0,008** (0,004)	0,145*** (0,013)	0,136*** (0,014)	0,096*** (0,032)	0,129*** (0,042)	0,168*** (0,054)	0,171*** (0,062)
Asthme	-0,007 (0,004)	0,013 (0,008)	0,006 (0,010)	0,015 (0,022)	0,024 (0,030)	-0,003 (0,043)	-0,021 (0,052)
Pyrexie d'origine inconnue	-0,005 (0,010)	-0,007 (0,009)	-0,012 (0,013)	0,000 (0,020)	0,000 (0,023)	0,005 (0,026)	-0,008 (0,028)
Phlegmons et abcès	0,003* (0,002)	-0,003 (0,003)	0,000 (0,003)	-0,005 (0,004)	-0,002 (0,006)	0,000 (0,008)	0,003 (0,009)
Perturbation simple	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,001 (0,000)	0,000 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,006 (0,009)	0,016 (0,018)
Toux	-0,005 (0,004)	0,029*** (0,005)	0,024*** (0,006)	0,018* (0,010)	0,028** (0,013)	0,022 (0,017)	0,029 (0,019)
Bronchiolite aiguë	-0,119*** (0,026)	0,1*** (0,014)	-0,019 (0,031)	-0,059* (0,035)	-0,073* (0,039)	-0,075* (0,039)	-0,076* (0,039)
Gastro entérites et colites	-0,007 (0,005)	0,037*** (0,007)	0,03*** (0,009)	0,016 (0,014)	0,027* (0,016)	0,016 (0,018)	0,015 (0,019)
Angine	0,001 (0,001)	0,001 (0,002)	0,002 (0,002)	0,006 (0,006)	0,009 (0,008)	0,010 (0,012)	-0,001 (0,015)
Diabète	0,001** (0,001)	-0,001 (0,001)	0,000 (0,002)	0,001 (0,005)	-0,003 (0,007)	-0,007 (0,012)	-0,005 (0,018)
Allergies	-0,003 (0,003)	-0,003 (0,004)	-0,006 (0,005)	-0,010 (0,008)	-0,007 (0,009)	0,001 (0,012)	-0,003 (0,015)
Rhinite allergique	0,000 (0,001)	-0,003** (0,001)	-0,003 (0,002)	-0,004 (0,003)	-0,003 (0,004)	-0,008 (0,006)	-0,002 (0,009)
Leucémie lymphoïde	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,002)	-0,029 (0,019)	-0,040 (0,028)
Leucémie myéloïde	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,001)	-0,002 (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,003 (0,003)
Tumeur au système nerveux et endocrinien	0,000 (0,000)	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	0,002 (0,002)	0,002 (0,003)

Notes : Les écarts-types sont entre parenthèses.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Tableau 4.5 Fréquence de conditions médicales sélectionnées - (Échantillon complet, Modèle DiDx, $N = 18\ 000$)

Diagnostic	0-5 mois	6-11 mois	0-1 an	0-2 ans	0-3 ans	0-5 ans	0-7 ans
Infection des voies respiratoires	0,027 (0,045)	0,051 (0,048)	0,078 (0,074)	0,047 (0,108)	0,086 (0,134)	0,078 (0,168)	0,106 (0,189)
Otite moyenne	0,005 (0,012)	0,030 (0,037)	0,034 (0,040)	-0,001 (0,089)	0,094 (0,117)	0,110 (0,147)	0,117 (0,166)
Asthme	-0,005 (0,010)	-0,013 (0,027)	-0,017 (0,031)	-0,051 (0,064)	-0,084 (0,091)	-0,180 (0,134)	-0,266 (0,169)
Pyrexie d'origine inconnue	0,019 (0,039)	0,007 (0,028)	0,025 (0,050)	0,008 (0,074)	0,013 (0,083)	0,046 (0,091)	0,063 (0,098)
Phlegmons et abcès	-0,014 (0,013)	-0,005 (0,004)	-0,018 (0,013)	-0,013 (0,017)	0,009 (0,038)	-0,012 (0,049)	-0,001 (0,053)
Perturbation simple	0,000 (0,000)	-0,001 (0,003)	-0,001 (0,003)	0,000 (0,003)	0,008 (0,007)	-0,052 (0,074)	0,041 (0,099)
Toux	-0,003 (0,025)	0,009 (0,017)	0,006 (0,031)	-0,005 (0,040)	0,005 (0,047)	-0,008 (0,056)	-0,025 (0,068)
Bronchiolite aiguë	0,063 (0,087)	0,062 (0,068)	0,125 (0,124)	0,193 (0,144)	0,192 (0,148)	0,193 (0,148)	0,196 (0,148)
Gastro entérites et colites	-0,008 (0,013)	-0,017 (0,025)	-0,025 (0,028)	-0,020 (0,053)	0,004 (0,059)	-0,007 (0,063)	-0,012 (0,065)
Angine	-0,004 (0,003)	-0,006 (0,006)	-0,010 (0,007)	0,005 (0,019)	-0,001 (0,026)	0,020 (0,039)	0,039 (0,050)
Diabète	0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	0,000 (0,002)	-0,003 (0,006)	-0,007 (0,008)	0,006 (0,019)	0,014 (0,029)
Allergies	0,008 (0,010)	-0,014 (0,009)	-0,005 (0,014)	-0,010 (0,019)	-0,003 (0,021)	0,008 (0,027)	-0,006 (0,034)
Rhinite allergique	-0,001 (0,008)	0,002 (0,006)	0,001 (0,011)	-0,006 (0,013)	0,007 (0,015)	0,034 (0,020)	0,050 (0,025)
Leucémie lymphoïde	0,001 (0,001)	0,000 (0,000)	0,001 (0,001)	0,000 (0,002)	-0,001 (0,002)	0,090 (0,110)	0,202 (0,222)
Leucémie myéloïde	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,002 (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,002 (0,004)	0,002 (0,007)
Tumeur au système nerveux et endocrinien	0,000 (0,000)	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	0,003 (0,014)	0,000 (0,017)

Notes : Les écarts-types sont entre parenthèses.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

CHAPITRE V

ANALYSE DE SENSIBILITÉ

Dans cette section, nous vérifions la robustesse des analyses réalisées. Les résultats alternatifs présentés ont été obtenus en réalisant diverses modifications aux spécifications des modèles et échantillons employés. Entre autres, les sous-échantillons ont été modifiés en faisant varier la période d'observation. Dans le cas des analyses réalisées par DiD, nous avons testé différents groupes contrôles. Pour les régressions au point de discontinuité, la fenêtre d'observation retenue autour du point a été modifiée. L'effet de l'exclusion des contrôles a également été testé. Nous vérifions également l'effet de l'introduction d'une mesure d'inflation alternative, obtenue des données, sur les analyses des coûts de santé.

5.1 Estimation du traitement

Le tableau A.3 présente des estimations alternatives à celles analysées à la section précédente. Le groupe contrôle a été modifié et inclut les individus de l'ensemble du Canada hors Québec. De plus, le nombre d'années de part et d'autre de l'introduction de la réforme varie entre un an et trois ans. Ces variations dans l'échantillon ne produisent pas de changements majeurs quant à la précision des estimations. La quasi-totalité des coefficients estimés sur les variables de revenus sont positifs. L'amplitude de ceux-ci varie toutefois en fonction du nombre d'années inclus dans l'échantillon et varie négativement à mesure que leur nombre augmente. Le revenu

en prestations de maternité de la mère varie toutefois beaucoup moins. Ainsi, l'effet estimé lorsque l'échantillon ne comporte que deux années est de +3296 \$ et diminue à +2967 \$ lorsque six années sont incluses. Lorsque quatre années sont considérées, il se situe à +3282 \$. L'estimé comparable réalisé avec un groupe de contrôle sélectionné sur la base de la tendance commune (Voir tableau 4.1) est de +3851 \$. Nous présentons également des estimations du modèle DiD en incluant les observations exclues lorsque des variables de contrôle sont manquantes. Dans le tableau A.3, il s'agit du modèle DiD. Le modèle DiDr, quant à lui, est analogue au modèle DiD du tableau 4.1. Il est estimé sur l'échantillon du modèle DiDx sans toutefois inclure le vecteur de variables x . L'exclusion des observations pour lesquelles des variables sont manquantes engendre parfois des variations importantes dans l'estimation des coefficients. Dans ces cas, les estimés de l'ATE risquent d'être biaisés. Dans le cas du revenu en prestations de maternité de la mère, la variation des coefficients est modeste.

Les estimations alternatives réalisées sur la durée du congé de maternité varient de façon plus marquée selon le groupe d'années choisi. Lorsque quatre années sont employées, les estimations sont de -0,10 et de -0,14 lorsque des contrôles sont ajoutés. La différence entre ces estimations et celles présentées dans le tableau 4.1 repose sur l'usage du reste du Canada comme groupe contrôle. Bien que les coefficients changent de signe, la variation absolue ne représente qu'au plus une semaine de congé, ce qui reste très modeste. Des variations plus importantes sont observées lorsque seulement deux années sont incluses dans l'échantillon servant à l'estimation. Les coefficients passent alors à -0,78 et -0,79 respectivement pour les modèles DiDr et DiDx. Ces coefficients représentent une diminution du congé moyen d'un peu plus de trois semaines ou environ $1/4$ écart-type. Ces coefficients sont toutefois estimés avec peu de précision. Ces estimations alternatives nous

permettent de conclure que la réforme pourrait avoir eu un effet négatif modeste et temporaire immédiatement après son introduction. Soulignons que l'ensemble des enfants nés après l'introduction de la réforme sont nés en 2006, soit durant la période où le congé moyen a potentiellement été écourté.

L'effet mesuré sur la durée de l'allaitement se comporte de manière inverse. Lorsque seulement deux années d'observation sont incluses, les coefficients sont positifs et de plus grande amplitude. Les estimés sont alors de 0,22 et 0,26 (DiD et DiD x , respectivement) en comparaison au -0,12 et -0,10 des estimations de base (tableau 4.1). Lorsque six années sont considérées, toutefois, les coefficients sont très près de zéro à 0,04 et -0,06. Lorsque quatre années sont incluses dans l'échantillon mais que seul le groupe de contrôle diffère, les estimations sont plus près à -0,13 et -0,15. L'ensemble de ces coefficients est estimé avec peu de précisions. Les effets les plus importants sont détectés pour le même groupe d'années associées à une diminution du temps maternel. Conséquemment, malgré les coefficients positifs estimés, nous ne sommes pas en mesure d'affirmer que la réforme a eu un effet sur la durée de l'allaitement.

En somme, nous pouvons conclure que l'effet de traitement trouvé sur le revenu en prestation de maternité de la mère est robuste. Il est systématiquement positif et ne varie pas de façon prononcée lorsque l'on modifie le groupe de contrôle, la période d'observation pré réforme ou les variables de contrôle incluses.

5.2 Développement cognitif et comportemental

Trois modifications ont été apportées aux modèles et spécifications présentés dans le tableau A.4. Premièrement, une année d'observation supplémentaire a été intro-

duite. Il s'agit des enfants nés en 2003. Le modèle DiD sans contrôle a été estimé sur l'échantillon complet afin de vérifier l'effet de l'exclusion des observations pour lesquelles une variable est manquante sur les estimations. Finalement, trois des cinq groupes contrôles testés sont présentés.

Ces spécifications et échantillons alternatifs ne modifient pas les variables pour lesquelles des résultats statistiquement significatifs sont trouvés. L'exclusion des observations pour lesquelles des variables sont manquantes peut modifier substantiellement les coefficients. Par exemple, leur exclusion fait passer le coefficient pour le test EVIP lorsque le groupe contrôle est l'Ontario de -3,489 à -1,577. Ce type de grande différence n'est toutefois pas observé lorsque les estimations sont précises. Dans le cas du test « Qui suis-je », lorsque le groupe contrôle est l'Ontario, l'exclusion de ces observations fait passer le coefficient de -2,028 à -1,937. L'omission de ces observations ne semble pas biaiser les effets estimés. L'impact de l'introduction d'une année d'observation supplémentaire sur les coefficients est similaire : la variation peut être importante lorsque les estimations sont imprécises mais est faible lorsqu'elles sont précises. Dans le cas du test « Qui suis-je », le coefficient estimé sur l'échantillon 2004-2007 avec le modèle DiD est de -2,418. L'ajout de l'année 2003 porte le coefficient à -2,486. Le choix du groupe contrôle à un effet plus marqué. Lorsque le groupe de contrôle passe au reste du Canada, l'estimé pour le test « Qui suis-je » passe de -2,486 à -1,890. Il est donc réduit d'environ $\frac{1}{4}$ en valeur absolue, mais reste estimé avec un niveau de précision similaire. Lorsque le groupe contrôle est formé par les provinces des Prairies, le coefficient passe à -1,2. Au niveau de l'échelle de développement émotif, l'usage des Prairies comme groupe de contrôle augmente la précision des estimations. Toutefois, l'hypothèse de tendance commune est violée particulièrement sévèrement pour cette mesure entre le Québec et les Prairies (pour le test « Qui suis-je » également).

On en conclut que ces analyses supplémentaires confirment la robustesse de l'effet trouvé sur le coefficient du test « Qui suis-je ? » mais ne nous permettent pas de trouver des effets supplémentaires de la réforme quant au développement cognitif et comportemental des enfants.

5.3 Coûts à la RAMQ

Le tableau A.5 présente le même ensemble d'analyses que le tableau 4.3. Les coûts ont toutefois été ajustés avec une mesure d'inflation alternative à celle publiée par la RAMQ. L'usage de cette mesure alternative génère des écarts de plus grande amplitude. L'effet sur les écarts-types étant toutefois similaire, les estimations sont de précisions similaires. L'estimé sur le total des coûts de la naissance jusqu'à l'âge de sept ans se situe à environ +98 \$ lorsque la distribution est tronquée à 99 %. Il s'agit d'une différence d'approximativement +13 \$ avec l'estimation réalisée sur les données ajustées avec l'indice des prix RAMQ.

L'usage d'un indice d'inflation alternatif ne modifie pas la conclusion émise précédemment c'est-à-dire que la réforme n'a pas eu d'effet sur les coûts en santé ou que celui-ci est trop petit pour que l'on soit en mesure de l'estimer avec précision.

5.4 Indicateur de santé

Les estimations présentées à la section précédente ont été réalisées avec le modèle RDD x . Le tableau A.6 présente les estimations réalisées avec le modèle RDD. Compte tenu du grand échantillon d'enfants disponible ainsi que du fait que la probabilité d'être présent dans l'échantillon est la même pour tous les enfants québécois, l'absence du vecteur x ne devrait pas modifier l'estimation substantiel-

lement. Les estimés présentés dans les tableaux 4.4 et A.6 sont très similaires. Le fait que $E(y_1) - E(y_0) \simeq E(y_1|x) - E(y_0|x)$ aide à démontrer que l'hypothèse que les individus de part et d'autre du point de discontinuité sont similaires est respectée.

Les analyses ont également été réalisées sur des sous-groupes formés en excluant les enfants nés durant certains mois autour du point de discontinuité. Le tableau A.8 présente les analyses réalisées sur l'un de ces sous-groupes. Les enfants nés durant les mois immédiatement autour du point de discontinuité, c'est à dire décembre et janvier ont été exclus. Les coefficients estimés diffèrent parfois considérablement. Sur sept ans de vie, l'effet est presque systématiquement une diminution de l'amplitude des coefficients. Cela signifie que l'écart entre les enfants nés entre décembre et janvier était suffisamment différent de celui entre les enfants nés en octobre-novembre et février-mars. La variation dans les coefficients estimés ne modifie toutefois pas la précision des estimations de manière marquée. D'autres groupes de mois ont été testés sans qu'un effet persistant sur la santé ne soit détecté. Ces résultats nous indiquent que si la réforme a eu des effets sur la fréquence de certaines des conditions médicales que nous avons sélectionnées, ils sont suffisamment petits pour être indissociables des variations observées normalement d'un mois à l'autre.

CONCLUSION

L'objectif de ce mémoire était d'évaluer l'effet de la réforme du régime d'assurance parentale québécoise de 2006 sur une série d'indicateurs de développement cognitif et comportemental ainsi que sur les coûts et le niveau de santé des enfants. La question a été abordée en employant des modèles de différence en différence ainsi que de régression au point de discontinuité sur des données d'enquête de statistique Canada ainsi que sur des données administratives de la RAMQ.

À la différence de la réforme canadienne de 2001 qui augmentait la durée du congé payé, la réforme québécoise de 2006 augmentait principalement le taux de remplacement du revenu. Nous retrouvons dans les données cette hausse de la générosité du programme et estimons que le revenu en prestation de maternité et parental des mères a augmenté de 3000 à 4000 \$. Cette hausse des prestations ne semble toutefois pas associée à une augmentation de la durée du congé. Puisque la durée de celui-ci semble en fait remarquablement stable, nous ne détectons pas d'effet de substitution entre le congé de maternité et celui de paternité introduit par la réforme, ce qui contraste avec Pylkkänen et Smith (2003).

Le résultat principal de ce mémoire est que l'augmentation significative de la générosité des prestations versées aux mères ne semble pas avoir eu d'effet positif sur le développement ou la santé des enfants. Un seul effet significatif est identifié. Il s'agit de l'effet sur l'un des trois indicateurs de développement cognitif. Fait surprenant, l'effet mesuré est négatif. Ces résultats diffèrent de ceux présentés

dans la littérature. Cette divergence n'est toutefois pas surprenante puisque l'effet de traitement de la réforme québécoise était en argent et non en temps. Or, la littérature identifie typiquement la durée du temps maternel durant la première année de vie comme étant le mécanisme par lequel le développement des enfants est affecté.

L'absence d'effet détectable sur le développement et la santé des enfants attribuable à cette réforme pourrait découler de la générosité antérieure du régime. Ainsi, si le régime fédéral était suffisamment généreux pour susciter les comportements à même d'influencer positivement le développement des enfants, il est possible que l'effet marginal de l'augmentation de la générosité du programme n'ait pas été suffisant pour occasionner des changements de comportements nous permettant de détecter des effets sur les variables de développement et de santé.

La méthodologie employée comporte certaines limitations. Notamment, une seule année d'enfants est observée après la réforme. À mesure que des données supplémentaires seront disponibles, il serait intéressant de vérifier si l'absence d'effet persiste. Enfin, un plus grand nombre d'observations permettrait d'employer un modèle en triple différence, qui nécessite des hypothèses plus faibles que le modèle de différence en différence que nous avons employé.

APPENDICE A

TABLEAUX DE RÉSULTATS

Tableau A.1 Moyenne des coûts en soins de santé assurés par la RAMQ à divers âges - 1% d'observations censurées

	Indice des prix RAMQ						Indice des prix des données														
	Tous			Non assistés			Assistés			Tous			Non assistés			Assistés					
	2005	2006	(2006)	2005	2006	(2006)	2005	2006	(2006)	2005	2006	(2006)	2005	2006	(2006)	2005	2006	(2006)			
0-5 mois	<i>moy.</i> 284 (294)	270 (273)	275 (274)	286 (290)	275 (274)	267 (330)	215 (259)	215 (259)	267 (330)	328 (339)	312 (315)	330 (334)	318 (316)	308 (381)	249 (299)	328 (339)	312 (315)	330 (334)	318 (316)	308 (381)	249 (299)
6-11 mois	<i>moy.</i> 207 (193)	235 (216)	239 (215)	208 (192)	239 (215)	190 (205)	195 (215)	195 (215)	190 (205)	238 (223)	271 (249)	241 (222)	276 (249)	219 (236)	226 (248)	238 (223)	271 (249)	241 (222)	276 (249)	219 (236)	226 (248)
1 an	<i>moy.</i> 502 (434)	519 (434)	528 (434)	505 (430)	528 (434)	470 (474)	427 (421)	427 (421)	470 (474)	579 (501)	599 (501)	583 (496)	609 (501)	492 (547)	486 (486)	579 (501)	599 (501)	583 (496)	609 (501)	492 (547)	486 (486)
2 ans	<i>moy.</i> 918 (709)	922 (702)	937 (699)	928 (707)	937 (699)	819 (720)	771 (715)	771 (715)	819 (720)	1059 (818)	1064 (810)	1071 (816)	1081 (807)	946 (831)	890 (825)	1059 (818)	1064 (810)	1071 (816)	1081 (807)	946 (831)	890 (825)
3 ans	<i>moy.</i> 1181 (881)	1184 (878)	1202 (875)	1195 (881)	1202 (875)	1045 (863)	1001 (884)	1001 (884)	1045 (863)	1363 (1016)	1366 (1013)	1379 (1017)	1387 (1010)	1206 (996)	1155 (1021)	1363 (1016)	1366 (1013)	1379 (1017)	1387 (1010)	1206 (996)	1155 (1021)
5 ans	<i>moy.</i> 1593 (1163)	1596 (1153)	1618 (1155)	1611 (1165)	1618 (1155)	1422 (1126)	1366 (1112)	1366 (1112)	1422 (1126)	1838 (1341)	1842 (1331)	1859 (1344)	1867 (1332)	1640 (1299)	1576 (1283)	1838 (1341)	1842 (1331)	1859 (1344)	1867 (1332)	1640 (1299)	1576 (1283)
7 ans	<i>moy.</i> 1948 (1396)	1954 (1384)	1978 (1387)	1965 (1397)	1978 (1387)	1780 (1380)	1706 (1328)	1706 (1328)	1780 (1380)	2248 (1611)	2252 (1595)	2268 (1612)	2280 (1599)	2054 (1592)	1966 (1531)	2248 (1611)	2252 (1595)	2268 (1612)	2280 (1599)	2054 (1592)	1966 (1531)
Observations	8599	9220	8400	7785	8400	814	820	820	814	8599	9220	7785	8400	814	820	8599	9220	7785	8400	814	820

Notes : Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

Tableau A.2 Fréquence moyenne de divers diagnostics à 7 ans - Enfants nés en octobre et mars exclus

Diagnostic	Tous		Non assistés		Assistés	
	2005	2006	2005	2006	2005	2006
Infection - voies respiratoires	3,101 (3,603)	3,178 (3,677)	3,111 (3,596)	3,172 (3,640)	3,013 (3,673)	3,242 (4,039)
Otite moyenne	2,708 (4,045)	2,874 (4,474)	2,795 (4,124)	2,968 (4,580)	1,856 (3,051)	1,917 (3,037)
Asthme	0,977 (3,643)	0,953 (3,500)	0,995 (3,733)	0,945 (3,504)	0,801 (2,600)	1,029 (3,458)
Pyrexie d'origine inconnue	0,977 (1,957)	0,938 (1,864)	0,971 (1,942)	0,945 (1,880)	1,036 (2,099)	0,868 (1,696)
Phlegmons et abcès	0,077 (0,539)	0,078 (0,583)	0,074 (0,531)	0,075 (0,519)	0,103 (0,608)	0,108 (1,033)
Perturbation simple	0,141 (1,267)	0,139 (0,968)	0,127 (1,170)	0,139 (0,976)	0,274 (1,973)	0,143 (0,884)
Toux	0,504 (1,302)	0,533 (1,352)	0,510 (1,284)	0,536 (1,370)	0,450 (1,467)	0,503 (1,149)
Bronchiolite aiguë	0,615 (3,311)	0,494 (1,940)	0,595 (3,362)	0,484 (1,948)	0,816 (2,756)	0,593 (1,860)
Gastro entérites et colites	0,492 (1,300)	0,504 (1,281)	0,486 (1,306)	0,498 (1,280)	0,544 (1,242)	0,558 (1,291)
Angine	0,361 (1,035)	0,349 (0,930)	0,360 (1,039)	0,356 (0,927)	0,372 (0,993)	0,284 (0,960)
Diabète	0,032 (0,937)	0,037 (1,098)	0,035 (0,983)	0,040 (1,150)	0,006 (0,131)	0,007 (0,105)
Allergies	0,248 (1,130)	0,255 (0,979)	0,257 (1,169)	0,260 (1,004)	0,165 (0,629)	0,198 (0,662)
Rhénite allergique	0,144 (0,598)	0,147 (0,602)	0,143 (0,603)	0,153 (0,620)	0,151 (0,538)	0,086 (0,361)
Leucémie lymphoïde	0,064 (3,136)	0,003 (0,123)	0,035 (2,067)	0,003 (0,128)	0,352 (8,010)	0,002 (0,043)
Leucémie myéloïde	0,001 (0,068)	0,000 (0,000)	0,000 (0,014)	0,000 (0,000)	0,010 (0,219)	0,000 (0,000)
Tumeur au système nerveux et endocrinien	0,006 (0,204)	0,006 (0,212)	0,005 (0,177)	0,004 (0,166)	0,023 (0,376)	0,020 (0,471)
Observations	5616	6088	5094	5543	522	545

Notes : Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

Tableau A.3 Estimations - Revenus, durée du congé de maternité et allaitement - Fenêtres, groupes contrôles et échantillons alternatifs

Indicateur	2005-2006			2004-2007			2003-2008		
	DiD	DiDr	DiDx	DiD	DiDr	DiDx	DiD	DiDr	DiDx
Revenu du ménage	6757 (5553)	8067 (5570)	2381 (5178)	3103 (3994)	4354 (4118)	927 (3618)	1626 (3254)	3097 (3360)	-262 (2965)
Revenu de la mère	1611 (2936)	2294 (2887)	995 (2747)	2779 (1967)	3210 (1971)	2680 (1864)	1172 (1582)	1679 (1604)	969 (1537)
Revenus ajustés de prestation de la mère	3332** (1601)	3472** (1617)	3296** (1587)	2790** (1113)	3388** (1146)	3282** (1130)	2557*** (848)	3034*** (876)	2967*** (872)
Revenu du père	4586 (4187)	4586 (4187)	1067 (4018)	2194 (3119)	2194 (3119)	488 (3055)	1592 (2473)	1592 (2473)	477 (2444)
Âge de l'enfant au retour au travail	-0,65 (0,55)	-0,78 (0,58)	-0,79 (0,57)	0,06 (0,26)	-0,10 (0,27)	-0,14 (0,27)	0,20 (0,18)	0,07 (0,20)	0,08 (0,20)
Durée de l'allaitement	0,15 (0,33)	0,22 (0,34)	0,26 (0,34)	-0,10 (0,25)	-0,13 (0,27)	-0,15 (0,27)	0,05 (0,21)	0,04 (0,23)	-0,06 (0,22)
N minimum	2178 non	2178 non	1067 oui	3103 non	4297 non	4297 oui	6669 non	6669 non	6669 oui

Notes : Les écarts-types estimés à partir de 1000 poids ré-échantillonnés sont entre parenthèses.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

La durée maximale du congé de maternité payé est de 12 mois. Les valeurs supérieures sont recodées à 12 mois.

Le modèle DiD comporte les observations pour lesquelles certains contrôles sont manquants. Le modèle DiDr exclut ces observations mais n'inclut pas les contrôles.

Tableau A.4 Estimations - Effets sur le développement des enfants - Observations entre 2003 et 2007 - groupes contrôles et échantillons alternatifs

Mesures Cognitives	ROC			Ontario			Prairies		
	DiD	DiDr	DiDx	DiD	DiDr	DiDx	DiD	DiDr	DiDx
Test EVIP	-2,581 (1,807)	-1,271 (1,885)	-0,740 (1,837)	-3,489 (2,160)	-1,577 (2,317)	-0,982 (2,241)	-1,828 (1,939)	-1,169 (2,023)	-0,159 (1,982)
Test « Qui suis-je ? »	-1,433*** (0,537)	-1,279** (0,586)	-1,890** (0,519)	-2,028** (0,669)	-1,937** (0,736)	-2,486** (0,642)	-0,529 (0,574)	-0,455 (0,610)	-1,2** (0,545)
Connaissance des nombres	-1,636 (1,514)	-0,722 (1,658)	-0,116 (1,614)	-1,673 (1,905)	-0,398 (2,120)	0,181 (2,052)	-1,341 (1,647)	-1,056 (1,789)	-0,422 (1,762)
Comportementales									
Échelle hyperactivité	0,077 (0,293)	-0,052 (0,310)	0,034 (0,304)	0,231 (0,348)	0,125 (0,374)	0,265 (0,381)	-0,156 (0,319)	-0,377 (0,337)	-0,311 (0,319)
Échelle dév. émotif	-0,384* (0,215)	-0,429* (0,221)	-0,416* (0,218)	-0,383 (0,262)	-0,436 (0,278)	-0,425 (0,271)	-0,416* (0,223)	-0,541** (0,230)	-0,543** (0,232)
Échelle conduite	0,098 (0,211)	0,063 (0,227)	0,042 (0,221)	0,197 (0,257)	0,201 (0,283)	0,179 (0,279)	-0,074 (0,228)	-0,149 (0,242)	-0,188 (0,230)
Échelle agression indirecte	0,020 (0,105)	-0,007 (0,113)	-0,022 (0,113)	0,058 (0,129)	0,056 (0,137)	0,046 (0,134)	-0,050 (0,116)	-0,125 (0,125)	-0,118 (0,125)
N minimum	6492 non	5750 non	5750 oui	1891 non	1704 non	1704 oui	2578 non	2334 non	2334 oui

Notes : Les écarts-types estimés à partir de 1000 poids ré-échantillonnés sont entre parenthèses.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

La durée maximale du congé de maternité payé est de 12 mois. Les valeurs supérieures sont recodées à 12 mois.

Le modèle DiD comporte les observations pour lesquelles certains contrôles sont manquants. Le modèle DiDr exclut ces observations mais n'inclut pas les contrôles.

Tableau A.5 Estimations - Coûts à la RAMQ à différents âges - Indice des prix RAMQ

		0-5 mois	6-11 mois	1 an	2 ans	3 ans	5 ans	7 ans
<u>Non censuré</u>								
Tous	RDDx	-24,90	32,51***	7,61	-10,63	-7,45	-15,70	-18,47
	(N=18000)	(17,92)	(8,13)	(21,49)	(26,48)	(29,39)	(35,34)	(40,53)
Non assistés	RDDx	-20,64	35,79***	15,15	-5,07	-0,98	-4,53	-5,04
	(N=16348)	(19,40)	(8,75)	(23,18)	(28,39)	(31,32)	(37,23)	(42,64)
Assistés	RDDx	-7,4**	-0,90	-75,9*	-78,05	-81,45	-137,82	-161,98
	(N=1652)	(32,21)	(17,59)	(43,41)	(63,54)	(80,88)	(112,06)	(131,83)
	DiDx	50,75	37,82*	88,57*	72,35	82,50	134,97	160,56
	(N=18000)	(37,47)	(19,79)	(49,18)	(69,55)	(85,89)	(116,85)	(136,88)
<u>1% censuré</u>								
Tous	RDDx	-17,03***	32,74***	18,5**	2,62	1,04	0,40	1,54
	(N=17819)	(4,87)	(3,49)	(7,42)	(12,00)	(14,95)	(19,70)	(23,66)
Non assistés	RDDx	-12,94**	35,30***	25,1***	7,98	5,56	5,97	9,49
	(N=16185)	(5,07)	(3,65)	(7,75)	(12,56)	(15,68)	(20,73)	(24,89)
Assistés	RDDx	-61,31***	6,06	-51,95**	-60,14	-54,17	-65,21	-89,34
	(N=1634)	(17,04)	(11,89)	(25,30)	(40,07)	(48,71)	(62,26)	(75,46)
	DiDx	46,74***	29,03**	75,16***	65,41	57,12	71,43	98,12
	(N=17819)	(17,50)	(12,39)	(26,33)	(42,01)	(51,20)	(65,86)	(79,72)
<u>2,5% censuré</u>								
Tous	RDDx	-13,79***	31,57***	20,47***	4,39	2,31	2,64	6,10
	(N=17549)	(3,67)	(2,97)	(6,01)	(10,21)	(12,96)	(17,22)	(20,79)
Non assistés	RDDx	-10,51***	33,59***	25***	10,01	8,80	8,38	13,68
	(N=15930)	(3,83)	(3,11)	(6,27)	(10,71)	(13,59)	(18,06)	(21,79)
Assistés	RDDx	-49,26***	9,68	-38,8*	-60,12*	-72,09*	-63,16	-77,40
	(N=1619)	(12,79)	(9,68)	(20,78)	(33,13)	(42,46)	(56,68)	(68,76)
	DiDx	37,86***	23,45**	63,08***	68,90**	79,53*	72,21	90,91
	(N=17549)	(13,17)	(10,08)	(21,51)	(34,82)	(44,31)	(59,28)	(72,05)

Notes : Les écarts-types sont entre parenthèses.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Sont définis comme assistés les enfants à charge d'individus inscrits au programme d'assistance-emploi durant leur première année de vie.

Tableau A.6 Fréquence de conditions médicales sélectionnées - (Échantillon complet, Modèle RDD, $N = 18\ 000$)

Diagnostic	0-5 mois	6-11 mois	1 an	2 ans	3 ans	5 ans	7 ans
Infection des voies respiratoires	-0,086*** (0,011)	0,172*** (0,014)	0,086*** (0,019)	0,055* (0,030)	0,062 (0,038)	0,098** (0,048)	0,09* (0,055)
Otite moyenne	-0,008* (0,004)	0,146*** (0,013)	0,138*** (0,014)	0,1*** (0,032)	0,134*** (0,042)	0,171*** (0,054)	0,175*** (0,062)
Asthme	-0,007* (0,004)	0,013 (0,008)	0,005 (0,010)	0,012 (0,021)	0,020 (0,030)	-0,007 (0,043)	-0,024 (0,052)
Pyrexie d'origine inconnue	-0,004 (0,010)	-0,006 (0,009)	-0,010 (0,013)	0,005 (0,020)	0,006 (0,023)	0,013 (0,026)	0,000 (0,028)
Phlegmons et abcès	0,003* (0,002)	-0,003 (0,003)	0,001 (0,003)	-0,005 (0,004)	-0,001 (0,006)	0,000 (0,008)	0,003 (0,009)
Perturbation simple	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,001 (0,000)	0,000 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,006 (0,009)	0,018 (0,018)
Toux	-0,005 (0,004)	0,03*** (0,005)	0,024*** (0,006)	0,018* (0,010)	0,028** (0,013)	0,022 (0,017)	0,030 (0,020)
Bronchiolite aiguë	-0,121*** (0,026)	0,101*** (0,014)	-0,020 (0,032)	-0,059* (0,035)	-0,073* (0,039)	-0,075* (0,039)	-0,076* (0,039)
Gastro entérites et colites	-0,007 (0,005)	0,038*** (0,007)	0,03*** (0,009)	0,018 (0,014)	0,029* (0,016)	0,017 (0,018)	0,017 (0,019)
Angine	0,001 (0,001)	0,001 (0,002)	0,002 (0,002)	0,006 (0,006)	0,008 (0,008)	0,009 (0,012)	-0,003 (0,015)
Diabète	0,001** (0,001)	-0,001 (0,001)	0,000 (0,002)	0,001 (0,005)	-0,003 (0,007)	-0,007 (0,012)	-0,005 (0,018)
Allergies	-0,002 (0,003)	-0,003 (0,004)	-0,005 (0,005)	-0,009 (0,008)	-0,005 (0,009)	0,003 (0,012)	0,000 (0,015)
Rhinite allergique	0,000 (0,001)	-0,003** (0,001)	-0,003 (0,002)	-0,003 (0,003)	-0,003 (0,004)	-0,007 (0,006)	0,000 (0,009)
Leucémie lymphoïde	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,001)	-0,027 (0,018)	-0,039 (0,027)
Leucémie myéloïde	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,001)	-0,002 (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,003 (0,002)
Tumeur au système nerveux et endocrinien	0,000 (0,000)	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	0,002 (0,002)	0,002 (0,003)

Notes : Les écarts-types sont entre parenthèses.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Tableau A.7 Fréquence de conditions médicales sélectionnées - (Enfants dont les parents ne bénéficient pas d'assistance-emploi, Modèle RDDx, $N = 16\ 185$)

Diagnostic	0-5 mois	6-11 mois	1 an	2 ans	3 ans	5 ans	7 ans
Infection des voies respiratoires	-0,085*** (0,011)	0,173*** (0,014)	0,088*** (0,019)	0,048 (0,031)	0,056 (0,039)	0,089*** (0,049)	0,081 (0,056)
Otite moyenne	-0,008* (0,004)	0,147*** (0,014)	0,139*** (0,015)	0,094*** (0,034)	0,135*** (0,045)	0,174*** (0,057)	0,178*** (0,066)
Asthme	-0,007 (0,005)	0,012 (0,009)	0,005 (0,011)	0,011 (0,023)	0,017 (0,032)	-0,020 (0,045)	-0,045 (0,055)
Pyrexie d'origine inconnue	-0,003 (0,010)	-0,006 (0,009)	-0,010 (0,014)	0,001 (0,021)	0,002 (0,024)	0,010 (0,027)	-0,002 (0,029)
Phlegmons et abcès	0,002 (0,001)	-0,003 (0,003)	-0,001 (0,003)	-0,006 (0,005)	-0,001 (0,006)	-0,001 (0,007)	0,003 (0,008)
Perturbation simple	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,011 (0,007)	0,021 (0,017)
Toux	-0,005 (0,004)	0,03*** (0,005)	0,025*** (0,006)	0,018* (0,010)	0,028** (0,013)	0,020 (0,017)	0,026 (0,020)
Bronchiolite aiguë	-0,112*** (0,027)	0,106*** (0,014)	-0,006 (0,032)	-0,040 (0,036)	-0,054 (0,041)	-0,056 (0,041)	-0,057 (0,041)
Gastro entérites et colites	-0,008 (0,005)	0,036*** (0,007)	0,028*** (0,009)	0,015 (0,015)	0,028* (0,016)	0,016 (0,019)	0,015 (0,019)
Angine	0,000 (0,001)	0,000 (0,002)	0,001 (0,002)	0,007 (0,006)	0,009 (0,009)	0,012 (0,013)	0,002 (0,016)
Diabète	0,001** (0,001)	-0,001 (0,002)	0,000 (0,002)	0,000 (0,005)	-0,004 (0,008)	-0,006 (0,013)	-0,004 (0,020)
Allergies	-0,002 (0,003)	-0,004 (0,004)	-0,006 (0,006)	-0,012 (0,008)	-0,007 (0,010)	0,001 (0,013)	-0,004 (0,017)
Rhinite allergique	0,000 (0,001)	-0,003* (0,001)	-0,003 (0,002)	-0,004 (0,003)	-0,003 (0,004)	-0,005 (0,007)	0,003 (0,009)
Leucémie lymphoïde	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,002)	-0,020 (0,018)	-0,021 (0,020)
Leucémie myéloïde	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,001)	-0,002 (0,002)	-0,003 (0,003)	-0,003 (0,003)
Tumeur au système nerveux et endocrinien	0,000 (0,000)	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	0,002 (0,002)	0,002 (0,003)

Notes : Les écarts-types sont entre parenthèses.
 *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Tableau A.8 Fréquence de conditions médicales sélectionnées - (Enfants nés en décembre et janvier exclus, Modèle RDDx, $N = 12\ 196$)

Diagnostic	0-5 mois	6-11 mois	1 an	2 ans	3 ans	5 ans	7 ans
Infection des voies respiratoires	-0,108*** (0,013)	0,208*** (0,016)	0,01*** (0,022)	0,042 (0,036)	0,035 (0,045)	0,063 (0,057)	0,049 (0,065)
Otite moyenne	-0,012*** (0,005)	0,153*** (0,016)	0,14*** (0,017)	0,043 (0,040)	0,066 (0,051)	0,104 (0,065)	0,119 (0,074)
Asthme	-0,013*** (0,005)	0,017* (0,010)	0,003 (0,011)	0,004 (0,023)	0,000 (0,033)	-0,040 (0,048)	-0,061 (0,059)
Pyrexie d'origine inconnue	-0,003 (0,012)	-0,010 (0,011)	-0,013 (0,016)	0,010 (0,024)	0,007 (0,027)	0,014 (0,030)	0,003 (0,033)
Phlegmons et abcès	0,001 (0,001)	-0,003 (0,004)	-0,002 (0,004)	-0,006 (0,006)	-0,003 (0,008)	-0,006 (0,010)	-0,003 (0,011)
Perturbation simple	0,001 (0,000)	0,000 (0,000)	0,001 (0,000)	0,000 (0,001)	-0,002 (0,002)	0,000 (0,012)	0,047** (0,021)
Toux	-0,003 (0,004)	0,03*** (0,006)	0,028*** (0,007)	0,022* (0,012)	0,035** (0,015)	0,029 (0,020)	0,036 (0,023)
Bronchiolite aiguë	-0,137*** (0,028)	0,139*** (0,016)	0,003 (0,035)	-0,035 (0,040)	-0,059 (0,048)	-0,063 (0,048)	-0,064 (0,048)
Gastro entérites et colites	-0,009 (0,006)	0,0445*** (0,008)	0,037*** (0,010)	0,017 (0,017)	0,027 (0,019)	0,009 (0,021)	0,006 (0,022)
Angine	0,001 (0,001)	0,002 (0,003)	0,003 (0,003)	0,009 (0,007)	0,008 (0,011)	0,017 (0,015)	-0,001 (0,018)
Diabète	0,001* (0,001)	-0,001 (0,002)	0,000 (0,002)	0,001 (0,007)	0,000 (0,010)	0,001 (0,016)	0,006 (0,023)
Allergies	-0,008** (0,004)	-0,005 (0,005)	-0,012* (0,007)	-0,016* (0,010)	-0,011 (0,011)	-0,002 (0,014)	-0,012 (0,019)
Rhinite allergique	0,000 (0,001)	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,002)	0,000 (0,004)	0,002 (0,005)	-0,002 (0,008)	-0,001 (0,011)
Leucémie lymphoïde	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,002 (0,002)	-0,028 (0,024)	-0,029 (0,027)
Leucémie myéloïde	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,001)	-0,003 (0,003)	-0,003 (0,004)	-0,003 (0,004)
Tumeur au système nerveux et endocrinien	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	0,002 (0,002)	0,002 (0,003)

Notes : Les écarts-types sont entre parenthèses.
 *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Tableau A.9 Incidence de conditions médicales sélectionnées - (Échantillon complet, Modèle RDDx, $N = 18\ 000$)

Diagnostic	0-5 mois	6-11 mois	1 an	2 ans	3 ans	5 ans	7 ans
Infection des voies respiratoires	-0,049*** (0,006)	0,071*** (0,007)	0,024*** (0,007)	0,000 (0,007)	-0,003 (0,007)	-0,005 (0,007)	-0,005 (0,006)
Otite moyenne	-0,007*** (0,002)	0,059*** (0,006)	0,052*** (0,006)	0,013* (0,007)	0,012* (0,007)	0,008 (0,007)	0,003 (0,007)
Asthme	-0,004*** (0,001)	0,007*** (0,003)	0,003 (0,003)	0,005 (0,004)	0,005 (0,005)	0,001 (0,006)	0,005 (0,006)
Pyrexie d'origine inconnue	-0,004 (0,003)	-0,007 (0,004)	-0,007 (0,005)	0,002 (0,006)	0,000 (0,007)	0,008 (0,007)	0,005 (0,007)
Phlegmons et abcès	0,001* (0,001)	0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	0,000 (0,002)	0,001 (0,002)	0,001 (0,003)	0,002 (0,003)
Perturbation simple	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,002 (0,001)	0,006** (0,003)
Toux	-0,002 (0,002)	0,018*** (0,003)	0,016*** (0,004)	0,01** (0,005)	0,011** (0,005)	0,01* (0,006)	0,009 (0,006)
Bronchiolite aiguë	-0,035*** (0,003)	0,043*** (0,004)	0,011** (0,005)	-0,001 (0,005)	-0,001 (0,005)	-0,001 (0,005)	-0,002 (0,005)
Gastro entérites et colites	-0,004* (0,002)	0,021*** (0,003)	0,017*** (0,004)	0,001 (0,005)	0,002 (0,006)	0,000 (0,006)	-0,001 (0,006)
Angine	0,001 (0,001)	0,000 (0,002)	0,001 (0,002)	0,000 (0,003)	0,005 (0,004)	0,005 (0,005)	0,001 (0,006)
Diabète	0,001*** (0,000)	0,000 (0,000)	0,001** (0,000)	0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)
Allergies	-0,001 (0,002)	0,000 (0,002)	-0,002 (0,003)	-0,005 (0,004)	-0,003 (0,004)	0,002 (0,005)	0,003 (0,005)
Rhinite allergique	0,001 (0,001)	-0,002** (0,001)	-0,002 (0,001)	-0,003* (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,005 (0,003)	0,000 (0,004)
Leucémie lymphoïde	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Leucémie myéloïde	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Tumeur au système nerveux et endocrinien	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)

Notes : Les écarts-types sont entre parenthèses.
 *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

APPENDICE B

VECTEURS DE VARIABLES DE CONTRÔLE SÉLECTIONNÉES

Le tableau B.1 présente les variables de contrôle incluses dans le vecteur x de l'équation 3.2 pour les variables d'intérêt mesurées à l'âge de 0 ou 1 an.

Tableau B.1 Vecteurs de variables de contrôle sélectionnées

Contrôles	Variable d'intérêt					
	Revenu du ménage	Revenu de la mère	Revenu de prestations de la mère	Revenu du père	Âge de l'enfant au retour au travail la mère	Durée de l'allaitement
Tendance annuelle	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Famille monoparental	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Genre					Oui	Oui
Indicateur de prématurité					Oui	Oui
Poids à la naissance (catégorie)					Oui	Oui
Naissance multiple					Oui	Oui
Utilisation de soins postnéonataux					Oui	Oui
Indicateur que l'enfant a été allaité					Oui	Oui
Nombre de frères et sœurs	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Scolarité de la mère	Oui	Oui	Oui		Oui	Oui
Scolarité du père	Oui			Oui	Oui	Oui
Âge de la mère au premier enfant	Oui	Oui	Oui		Oui	Oui
Âge de la mère à la naissance	Oui	Oui	Oui		Oui	Oui
Indicateur d'immigration récente de la mère	Oui	Oui	Oui			

APPENDICE C

BIAIS DES ÉCARTS-TYPES DE L'ESTIMATEUR DID

L'autocorrélation temporelle des indicateurs d'intérêt est un problème potentiellement grave qui peut entraîner une sous-estimation importante des écarts-types, ce qui augmente la probabilité effective de commettre une erreur de type I pour un test de niveau donné. Bertrand *et al.* (2004) ont réalisé une expérience afin de démontrer l'impact que peut avoir l'autocorrélation temporelle sur l'estimateur DiD. Ils imposent un traitement placebo sur des séries de données fréquemment employées dans l'évaluation de changement de politique. Leur méthodologie consiste à sélectionner au hasard des années de traitement. Alors que seulement 5 % des estimations auraient dû trouver un traitement statistiquement significatif au seuil de 5 %, ils trouvent plutôt que 45 % des estimations le sont. Plus la période d'observation est longue, plus ce problème aura tendance à biaiser les résultats. Les analyses présentées dans ce mémoire emploient des données sur des périodes allant de 6 mois à 6 ans. La présence d'autocorrélation devrait conséquemment être limitée par la courte durée des séries.

Conley et Taber (2011) présentent toutefois un problème supplémentaire qui affecte directement la méthodologie employée dans ce mémoire. Ils démontrent qu'en présence d'un petit nombre de groupes traités, l'hypothèse selon laquelle les chocs

aléatoires s'annulent sera violée. De plus, augmenter le nombre de groupes de contrôle ne change en rien ce problème puisque le nombre de traités reste trop petit pour assumer que les effets aléatoires suivent une distribution similaire aux contrôles. L'analyse réalisée dans le cadre de ce mémoire repose sur un seul groupe traité et quelques groupes contrôles, souvent employés seuls.

Bertrand *et al.* (2004) et Conley et Taber (2011) proposent des techniques permettant de corriger les écarts-types des estimations DiD. Celles-ci ne seront toutefois pas introduites puisque la quasi-totalité des estimations ne trouvent aucun effet de traitement.

APPENDICE D

MODÈLE DID POUR LES INDICATEURS DE SANTÉ ET DE COÛTS

Bien que les données administratives de la RAMQ se prêtent bien à l'analyse au point de discontinuité, l'emploi d'un modèle de différence en différence s'avère nécessaire à l'identification de l'ATE. En effet, le modèle RDD nous limite à l'identification de l'ATE. De plus, l'usage d'un modèle DiD permet d'éliminer un potentiel effet saisonnier. Deux des groupes d'âge pour lesquels les coûts et les indicateurs de santé font l'objet d'une analyse correspondent à des périodes de vie dont la durée est inférieure à un an. Pour ces périodes, il s'avère souhaitable de désaisonnaliser les données. Les enfants nés à l'automne vivent plus de leurs premiers mois de vie durant une période de l'année où les infections sont plus présentes. Conséquemment, si l'effet saisonnier n'est pas éliminé, l'estimation du paramètre d'intérêt sera biaisé positivement pour les groupes d'âge inférieur à 12 mois. Pour un traitement T et la période 1 post-traitement, l'estimateur de différence en différence est donné par :

$$\hat{\beta}_{DD} = [E(y_1|T = 1) - E(y_0|T = 1)] - [E(y_1|T = 0) - E(y_0|T = 0)] \quad (D.1)$$

Nos données ne nous permettent toutefois pas d'observer T car nous ne sommes pas en mesure de dissocier certains des individus non traités des traités. Le modèle suivant correspond à la représentation mathématique de notre situation.

Supposons une proportion τ d'individus traités ($T = 1$). Parmi les individus non traités, une proportion θ est indissociable des individus traités. Les proportions suivantes décrivent les trois situations :

1. Traités : τ
2. Non traités indissociable des traités : $(1 - \tau)\theta = \theta - \tau\theta$
3. Non traités identifiable : $(1 - \tau)(1 - \theta) = 1 - \tau - \theta + \tau\theta$

L'estimateur de différence en différence ne calcule alors pas l'ATET. Il estime plutôt l'effet de traitement sur le groupe comprenant les traités et non traités que l'on ne peut pas identifier :

$$\begin{aligned}\tilde{\beta}_{DD} &= \frac{\tau}{\tau + \theta - \tau\theta} \text{E}(y_1|T = 1) - \text{E}(y_0|T = 1)] \\ &+ \frac{\theta - \tau\theta}{\tau + \theta - \tau\theta} [\text{E}(y_1|T = 0) - \text{E}(y_0|T = 0)] \\ &- [\text{E}(y_1|T = 0) - \text{E}(y_0|T = 0)]\end{aligned}\tag{D.2}$$

Il est possible de corriger l'estimateur $\tilde{\beta}_{DD}$ en le multipliant par la proportion $\frac{\tau + \theta - \tau\theta}{\tau}$. On obtient alors $\hat{\beta}_{DD}$. La preuve est présentée à la fin de l'appendice. La validité de la correction repose sur l'hypothèse que la tendance du groupe contrôle identifiable correspond à la tendance des autres groupes. On peut dès lors assumer que la variation dans la moyenne du groupe contrôle confondu au groupe traitement est égale à celle du groupe contrôle identifiable.

Tel que décrit précédemment, nous avons utilisé les données du fichier administratif de l'assurance médicament afin de construire un groupe de contrôle composé des enfants nés de parents bénéficiant d'assistance-emploi. Ce groupe contrôle ne représente toutefois qu'une partie des enfants nés de mères non éligibles au régime

d'assurance parentale. On peut penser, par exemple, aux enfants nés de mères qui ne travaillaient pas avant la naissance mais dont le revenu du père couvre les dépenses de la famille. Environ 80 % des nouvelles mères sont éligibles au RQAP. Avec 8,9 % des enfants nés post-réforme dans le groupe contrôle, nous identifions un peu moins de la moitié des enfants nés de mères non éligibles. L'équation suivante est estimée par MCO :

$$\begin{aligned}
 y_{i,n} = & \alpha + \gamma I(i = \text{non assisté}) + \theta I(n = 2006) \\
 & + \beta I(n = 2006)I(i = \text{non assisté}) + \Phi X_i + \epsilon_{i,n}
 \end{aligned}
 \tag{D.3}$$

L'effet de traitement est β . Le vecteur X contient les deux variables de contrôle à notre disposition, soit le genre et la région de résidence. Puisque nous connaissons les proportions τ et θ , nous sommes en mesure de corriger le paramètre β afin de retrouver l'ATET. Puisque $\tau = 0,8$ et $\theta = 0,555$, $\frac{\tau + \theta - \tau\theta}{\tau} = \frac{0,8 + 0,555 - 0,444}{0,8} = 1,139$. Ainsi, $\beta_{\text{ATET}} = 1,139\beta$.

Preuve que $\tilde{\beta}_{DD} \left(\frac{\tau + \theta - \tau\theta}{\tau} \right) = \hat{\beta}_{DD}$

$$\begin{aligned}
\tilde{\beta}_{DD} \left(\frac{\tau + \theta - \tau\theta}{\tau} \right) &= \left(\frac{\tau + \theta - \tau\theta}{\tau} \right) \frac{\tau}{\tau + \theta - \tau\theta} [\mathbf{E}(y_1|T = 1) - \mathbf{E}(y_0|T = 1)] \\
&\quad + \left(\frac{\tau + \theta - \tau\theta}{\tau} \right) \frac{\theta - \tau\theta}{\tau + \theta - \tau\theta} [\mathbf{E}(y_1|T = 0) - \mathbf{E}(y_0|T = 0)] \\
&\quad - \left(\frac{\tau + \theta - \tau\theta}{\tau} \right) [\mathbf{E}(y_1|T = 0) - \mathbf{E}(y_0|T = 0)] \\
&= \mathbf{E}(y_1|T = 1) - \mathbf{E}(y_0|T = 1)] \\
&\quad + \left(\frac{\theta - \tau\theta}{\tau} \right) [\mathbf{E}(y_1|T = 0) - \mathbf{E}(y_0|T = 0)] \\
&\quad - \left(\frac{\tau + \theta - \tau\theta}{\tau} \right) [\mathbf{E}(y_1|T = 0) - \mathbf{E}(y_0|T = 0)] \\
&= \mathbf{E}(y_1|T = 1) - \mathbf{E}(y_0|T = 1)] \\
&\quad + \left[\left(\frac{\theta - \tau\theta}{\tau} \right) - \left(\frac{\tau + \theta - \tau\theta}{\tau} \right) \right] [\mathbf{E}(y_1|T = 0) - \mathbf{E}(y_0|T = 0)] \\
&= \mathbf{E}(y_1|T = 1) - \mathbf{E}(y_0|T = 1)] \\
&\quad + \left(\frac{\theta - \tau\theta - \tau + \theta + \tau\theta}{\tau} \right) [\mathbf{E}(y_1|T = 0) - \mathbf{E}(y_0|T = 0)] \\
&= \mathbf{E}(y_1|T = 1) - \mathbf{E}(y_0|T = 1)] \\
&\quad - [\mathbf{E}(y_1|T = 0) - \mathbf{E}(y_0|T = 0)] \\
&= \hat{\beta}_{DD}
\end{aligned}$$

BIBLIOGRAPHIE

- Almond, D. et Currie, J. (2010). Human capital development before age five , nber working papers 15827.
- Baker, M. et Milligan, K. (2008a). How Does Job-Protected Maternity Leave Affect Mothers Employment ? *Journal of Labor Economics*, 26, 655–691.
- Baker, M. et Milligan, K. (2008b). Maternal employment, breastfeeding, and health : Evidence from maternity leave mandates. *Journal of health Economics*, 27, 871–887.
- Baker, M. et Milligan, K. (2010). Evidence from Maternity Leave Expansions of the Impact of Maternal Care on Early Child Development. *Journal of Human Resources*, 45(1), 1–32.
- Bertrand, M., Duflo, E. et Mullainathan, S. (2004). How much should we trust difference-in-difference estimates ? *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1), 249–275.
- Blau, F.D. et Grossberg, A. (1992). Maternal Labor Supply and Children’s Cognitive Development. *The Review of Economics and Statistics*, 73(3), 474–481.
- Blundell, R. et Costa Dias, M. (2009). Alternative approaches to evaluation in empirical microeconomics. *Journal of Human Resources*, 44(3), 565–640.
- Cameron, J. L., Heckman, J. J., L., K. E. et Shonkoff, J. P. (2006). Economic, neurobiological, and behavioral perspectives on building america’s workforce. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 103(27), 10155–10162.
- Carneiro, P., Løken, K. V. et Salvanes, K. G. (2015). A flying start ? long term consequences of maternal time investments in children during their first year of life. *Journal of political Economy*. À venir.
- Conley, T. G. et Taber, C. R. (2011). Inference with "difference in differences" with a small number of policy changes. *The Review of Economics and Statistics*, 93(1), 113–125.
- Cools, S., Fiva, J. H. et Kirkebøen, L. J. (2011). Causal effects of paternity leave on children and parents, cesifo working paper : Labour markets, no. 3513.

- Côté, S. M., Petitclerc, A., Raynault, M.-F., Xu, Q., Falissard, B., Boivin, M. et Tremblay, R. E. (2010). Short- and long-term risk of infections as a function of group child care attendance. *Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine*, 164(12), 1132–1137.
- Dahl, G. B. et Lochner, L. (2012). The impact of family income on child achievement : Evidence from the earned income tax credit. *American Economic Review*, 102(5), 1927–56.
- Danzer, L. et Lavy, V. (2013). Parental leave and children’s schooling outcomes : Quasi-experimental evidence from a large parental leave reform, national bureau of economic research.
- Gruber, J. (1994). The incidence of mandated maternity benefits. *The American Economic Review*, 84(3), 622–641.
- Haeck, C. (2011). Increased paid maternity leave and children’s development measured at age four to five : An empirical analysis. center for economic studies - Katholieke universiteit leuven, centrum voor economische studiën, discussion paper.
- Hamlyn, B. M., Brooker, S., Oleinikova, K. et Wands, S. (2002). *Infant Feeding 2000*. Rapport technique, Stationery Office, Norwich.
- Liu, Q. et Nordström Skans, O. (2002). The duration of paid parental leave and children’s scholastic performance. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 10, 1–33.
- Marshall, K. (2003). L’avantage du congé parental prolongé. *Perspective - Statistique Canada*, 75(1), 5–13.
- Ortega-García, J. A., Ferrís-Tortajada, J., Torres-Cantero, A. M., Soldin, O. P., Pastor Torres, E., Fuster-Soler, J. L., Lopez-Ibor, B. et Madero-López, L. (2008). Full breastfeeding and paediatric cancer. *Journal of Paediatrics and Child Health*, 44, 10–13.
- Phipps, S. A. (2000). Maternity and parental benefits in canada : Are there behavioural implications ? *Canadian Public Policy*, 26(4), 416–436.
- Pylkkänen, E. et Smith, N. (2003). Career interruptions due to parental leave : A comparative study of denmark and sweden - oecd social, employment and migration working papers.
- Rasmussen, A. W. (2010). Increasing the length of birth related leave : The effect on children’s long-term educational outcomes. *Labour Economics*, 10, 91–100.

- Ruhm, C. (1998). The Economic Consequences of Parental Leave Mandates : Lessons From Europe. *The Quarterly Journal of Economics*, 113(1), 285–317.
- Ruhm, C. (2000). Parental leave and child health. *Journal of Health Economics*, 19(6), 931–960.
- Schwartz, K., D’Arcy, H., Gillespie, B., Bobo, J., Longeway, M. et Foxman, B. (2002). Factors associated with weaning in the first 3 months postpartum. *Journal of Family Practice*, 51(5), 439–444.
- Turck, D. (2005). Allaitement maternel : les bénéfices pour la santé de l’enfant et de sa mère. *Archives de pédiatrie*, 12, S145–S165.
- Waldfogel, J., Han, W.-J. et Brooks-Gunn, J. (2002). The effects of early maternal employment on child cognitive development. *Demography*, 39(2), 369–392.