UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

ÉTUDE DU LIEN PROBABLE ENTRE LE PETIT POIDS DU NOUVEAU-NÉ ET LES FÉCONDATIONS IN VITRO : UNE ANALYSE EMPIRIQUE

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
ANNE-CHARLOTTE LATOUR

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.07-2011). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

AVANT-PROPOS

© La présente recherche a été menée grâce à un soutien financier accordé au Réseau canadien des Centres de données de recherche (RCCDR) par le Conseil de recherches en sciences humaines (CRSH), les Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC), la Fondation canadienne pour l'innovation (FCI) et Statistique Canada. Bien que les recherches et les analyses aient été faites à partir des données de Statistique Canada, les opinions exprimées ne représentent pas celles de Statistique Canada.

REMERCIEMENTS

J'adresse mes remerciements aux personnes qui m'ont aidé dans la réalisation de ce mémoire.

En premier lieu, je remercie mes directrices de mémoire Catherine Haeck et Marie-Louise Leroux, professeures à l'Université du Québec à Montréal, qui m'ont donné la passion de la recherche et permis une liberté dans ce projet en étant toujours disponibles pour résoudre les problèmes que j'ai rencontrés pendant la durée du projet.

Je remercie aussi mes collègues et amis, Simon, Tessa, Marc-André, Sarah, Anaïs, et Manon, pour m'avoir aidé à trouver des solutions pour avancer, pour leur précieuse aide à la relecture et correction de mon mémoire, ainsi que pour leur soutien dans les moments difficiles.

Enfin, je souhaite particulièrement remercier mes parents, Pierre-Yves et Isabelle, ainsi que les autres membres de ma famille pour leur aide financière, mais surtout pour leur soutien exemplaire sans quoi je n'aurai pu terminer ce mémoire et obtenir ma maitrîse.

TABLE DES MATIÈRES

3.2	Naissar	nces uniqu	ues					•	•	•	•		•	٠	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	51
3.3	Naissar	nces mult	iples .					٠		•	•				•					•		•	•				56
3.4	Tests de	e sensibil	ité								•	• 1	 •		•					•		•		•	•		60
	3.4.1	Naissand	es uniq	ues						•												•					61
	3.4.2	Naissand	es mult	iples	s .											•				•							64
3.5	Conclu	sion des 1	résultats					•		•	•	•	 •	•	•			•	•	•		•	•		•	•	67
	PITRE LYSE (IV COÛT-BÉ	NÉFIC	E SC	DΜ	MA	λII	RE	ļ	•			 •										•		•		69
CON	CLUSI	ON																•		•	•	•	•				72
	EXE A	A MODÈLE											 •							.)					•		75
A.1	Test d'	hétéroscé	dasticité							į												•	•				75
A.2	Test d'	effets fixe	s									•		٠		•			•		•	•	•		•	•	75
BIBI	JOGRA	PHIE .																									76

LISTE DES FIGURES

Fig	ure		Pa	ige
	1.1	Zone du lieu de résidence de la mère entrainant la naissance dans le groupe traité		22
	2.1	Nombre de naissances totales au Canada de 2006 à 2012		26
	2.2	Pourcentage de naissances uniques de 2006 à 2012	•	27
	2.3	Distribution du poids à la naissance au Canada de 2006 à 2012		30
	2.4	Poids moyen mensuel désaisonnalisé des naissances au Canada de 2000 à 2012		31
	2.5	Poids moyen mensuel désaisonnalisé des naissances au Canada de 2006 à 2012		32
	2.6	Poids moyen mensuel désaisonnalisé des naissances au Québec de 2006 à 2012		33
	2.7	Distribution de la gestation des naissances canadiennes de 2006 à 2012		35
	2.8	Gestation moyenne en semaine des naissances canadiennes de 2006 à 2012		35
	2.9	Poids moyen par semaine de gestation des naissances canadiennes de 2006 à 2012		37
	2.10	Poids moyen mensuel désaisonnalisé des naissances au Canada de 2006 à 2012		46
	2.11	Poids moyen mensuel désaisonnalisé des naissances au Québec de 2006 à 2012		48

LISTE DES TABLEAUX

Tal	bleau	Pa	age
	0.1	Nombre de naissances dues à la PMA au Québec de 2009 à 2013	7
	0.2	Coûts annuels des hospitalisations en soins intensifs néonataux de tous les nouveau-nés, proportion du coût global encouru par les enfants issus de la procréation assistée, différence coûts moyens.	8
	2.1	Répartition du lieu de naissance par province et territoire	28
	2.2	Lieu de naissance au Québec	29
	2.3	Variation des naissances en 2012 par rapport à avant avril 2011 au Québec	29
	2.4	Répartition par catégories de poids en pourcentage avant et après avril 2011 au Québec	34
	2.5	tableau des catégories gestationnelles	38
,	2.6	Proportion en pourcentage de la date de naissance par an	39
	2.7	Pourcentage des naissances par sexe au Canada de 2006 à 2012	40
	2.8	tableau du statut matrimonial de la mère	41
	2.9	Lieu de naissance des parents	42
	2.10	Statistiques descriptives des variables de contrôle	43
	2.11	Âge de la mère de plus ou moins 35 ans	43
	3.1	Effets de l'intention de traitement (ITT) sur la probabilité de naissances multiples	51
	3.2	Effets moyens de l'intention de traitement (ITT) sur le poids pour les naissances uniques entre le Québec et le reste du Canada	52
	3.3	Effets de l'intention de traitement (ITT) sur le poids et la probabilité de petit-poids pour les naissances uniques	54

3.4	Effets de l'intention de traitement (ITT) sur le poids et la probabilité de petit-poids pour les naissances multiples	5	57
3.5	Tests de sensibilité des effets de l'intention de traitement (ITT) sur le poids pour les naissances uniques	6	51
3.6	Tests de sensibilité des effets de l'intention de traitement (ITT) sur la probabilité de petit-poids pour les naissances uniques	6	52
3.7	Tests de sensibilité des effets de l'intention de traitement (ITT) sur le poids pour les naissances multiples	6	54
3.8	Tests de sensibilité des effets de l'intention de traitement (ITT) sur la probabilité de petit-poids pour les naissances multiples	6	55
4.1	Analyse coût-bénéfice sommaire du mandat de l'embryon unique des naissances FIV en 2012	7	11

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

ATT Effet sur les traités

CIQSS Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales

CIRANO Centre interuniversitaire de recherche en analyse des organisations

CFAS Société canadienne de fertilité et d'andrologie

DD Différence en différences

FIV Fécondation in vitro

IA Insémination artificielle

ITT Effet de l'intention de traitement

MSSS Ministère de la Santé et des Services sociaux

PMA Procréation médicalement assistée

P.p. Point de pourcentage

RÉSUMÉ

La présente étude cherche dans un premier temps à savoir s'il existe un lien direct entre la fécondation in vitro et le faible poids du nouveau-né, en dehors de l'effet lié à une grossesse multiple, tout en contrôlant pour l'âge de la mère. En effet, un bébé de faible poids occasionne des coûts indirects potentiellement importants, non pris en compte dans le calcul des coûts de la fécondation in vitro (FIV). Dans un deuxième temps, elle cherche à mesurer les économies liées au mandat du transfert unique d'embryons pour le gouvernement.

Pour ce faire, nous utilisons un modèle économétrique de différence en différences entre les naissances du reste du Canada et du Québec. Nous utilisons le Québec comme groupe traité suite à l'application de la loi sur la procréation médicalement assistée (PMA) au Québec établi de 2010 à 2015. Après 2015, les couples ayant recours aux FIV ne sont plus remboursables sauf s'ils ont fait la demande avant novembre 2015. Seul le crédit d'impôt est toujours offert comme service à la PMA. Le but de cette réforme est d'augmenter les naissances et de réduire le nombre de grossesses multiples dans le cas de FIV. Il nous sera alors possible de comparer l'évolution du poids des nouveau-nés avant et après l'entrée en vigueur de la loi au Québec.

À la vue des résultats, nous arrivons à la conclusion que les FIV n'ont pas d'effet (positif ou négatif) sur le poids à la naissance. Le poids à la naissance des nouveaunés issus des cliniques FIV québécoises est inférieur, mais non significatif au poids à la naissance des nouveau-nés issus des autres cliniques québécoises. Il n'y a donc pas de coûts additionnels liés aux bébés de petits poids pour la société. Ces résultats ont d'ailleurs été soumis à des tests de sensibilité qui corroborent ces conclusions. Enfin, nous avons fait une analyse de coût-bénéfice sommaire dû aux transferts des naissances multiples de FIV aux naissances uniques. Nous arrivons au résultat que le mandat a permis d'économiser près de 2 M \$, soit 4,6 % du budget de la PMA en 2012.

Mots-clefs: DD, PMA, FIV, coût-bénéfice, petit poids.

INTRODUCTION

Au cours des vingt dernières années, l'infertilité au Canada a doublé pour atteindre 16 % des couples canadiens en 2010. ¹ L'infertilité désigne généralement l'absence de conception après avoir eu des relations sexuelles sans utiliser de moyen de contraception pendant une période raisonnable (un an pour les femmes de moins de trente-cinq ans et six mois sinon). ² Plusieurs moyens sont à disposition pour ces couples et ces femmes afin de concevoir un bébé en cas d'infertilité.

Une des solutions est la procréation médicalement assistée (PMA) dont la Fécondation in vitro (FIV) est l'une des options. L'utilisation de cette méthode pour concevoir un enfant n'a fait qu'augmenter au Canada, passant de 4 292 nouveau-nés conçus par FIV en 1999 à 14 861 en 2013, soit une augmentation de près de 346 %. ³ Bien que la FIV ait entraîné de nouvelles naissances, elle représente un coût onéreux pour les couples d'environ 11 000 \$ par cycle (ceci comprend le coût de la FIV et le traitement médical pré et post FIV). Cet investissement ne garantit pas sa réussite puisqu'un premier cycle a, généralement, 30 % de chance de fonctionner. ⁴ Elle représente également un coût important pour la société puisqu'une partie du processus de la FIV, en fonction de la province canadienne, peut être remboursée. En 2010, seul le Québec offrait la couverture universelle jusqu'à trois procédures de FIV en plus du crédit d'impôt pour la procédure de la FIV. Le Manitoba proposait un crédit d'impôt applicable au traitement

^{1.} Gouvernement du Canada (2013).

À ne pas confondre avec l'infécondité qui signifie que l'ovule n'est pas fécondé par le spermatozoïde.

^{3.} CFAS (2001) et CFAS (2014).

^{4.} Cousineau (2016).

de l'infertilité par voie de FIV. Le régime d'assurance maladie ontarien couvrait le coût de la FIV, à l'exception des médicaments, seulement en cas de blocage des trompes de Fallope. ⁵

Une des possibilités pour baisser les coûts individuels et sociétaux liés à la FIV consiste à diminuer le nombre de cycles de processus de FIV par couple. Pour ce faire, il suffit d'implanter plusieurs embryons lors de la FIV, mais cette solution augmente le risque de grossesses multiples. Par rapport aux grossesses simples, les grossesses multiples sont associées, d'une part, à des risques de morbidité et de mortalité plus élevés pour les embryons et les nourrissons et, d'autre part, à des risques liés à la santé des femmes Kreyenfeld et Konietzka (2017). ⁶ Cette pratique est de moins en moins utilisée pour des raisons de santé publique. Au Canada, en 2013, les FIV recensaient 17,2 % de grossesses multiples tandis que les naissances multiples représentent 3,2 % de l'ensemble des naissances. ^{7,8}

De plus, la FIV entraînerait une augmentation du nombre de bébés dont le poids est inférieur à 2 500 g. En 2013, 6 % des nouveau-nés sur toutes les naissances canadiennes pesaient moins de 2 500 g comparativement à plus de 30 % pour les nouveau-nés canadiens nés de procréation assistée. 9, 10 Castonguay et al. (2014), du Centre interuniversitaire de recherche en analyse des organisations (CIRANO), ont publié une analyse économique de la PMA. Dans la section « Les naissances de faible poids », il est expliqué que les bébés issus de FIV sont plus susceptibles d'être de faible poids que les bébés issus de conception naturelle. Cela pourrait être lié à l'âge de la mère et aux

^{5.} Agence canadienne des médicaments et des technologies de la santé (ACMTS) (2010).

^{6.} Morbidité : caractéristique qui laisse apparaître des signes de maladie.

^{7.} CFAS (2016)

^{8.} Statistique Canada (a). Récupéré le 4 mai 2017.

^{9.} Statistique Canada (b). Récupéré le 4 mai 2017.

^{10.} Gunby et al. (2011)

grossesses gémellaires qui sont plus fréquentes avec la FIV. Cela induirait pour la procédure de FIV, des coûts supplémentaires pour la société. En réponse à ces résultats, Janet Currie, dans sa présentation du 9 juin 2012 Why does health in early life matter? à l'Association canadienne d'Économique, conclut que : « from the perspective of child health it is very dubious to be subsidizing in vitro fertilization. It will lead to much lower child health. ». ¹¹ À ce jour, il n'y a aucune recherche économétrique qui traite l'effet direct de la FIV donc avec naissance unique sur le risque de faible poids du bébé (< 2 500 g).

Ainsi, l'objectif de notre étude est de savoir s'il existe un lien direct entre la FIV et le faible poids du nouveau-né, en dehors de l'effet lié aux grossesses multiples, tout en neutralisant l'effet de l'âge de la mère. Nous mesurerons cet effet (s'il existe) et calculerons les coûts qu'il implique pour le gouvernement puisque la loi a permis de diminuer les naissances multiples de FIV en les remplaçant par des naissances uniques de FIV.

Pour mesurer l'impact de la FIV, nous utilisons le règlement modifiant le règlement d'application de la loi sur l'assurance maladie au Québec établi de 2010 à 2015. ¹² Ce règlement annonce la gratuité de toutes les activités médicales liées à l'insémination artificielle (IA) ainsi que la gratuité de trois cycles de FIV, permettant ainsi de lutter contre la démographie vieillissante de la population québécoise. Le but de cette réforme est aussi de réduire le nombre de grossesses multiples, plus fréquentes lors d'IA et de la FIV puisqu'on y privilégie le transfert d'un seul embryon à la fois, l'implantation de deux ou trois embryons ne se faisant que pour des cas exceptionnels et justifiés. L'augmentation notable des FIV au Québec pendant la mise en œuvre du programme nous permettra d'évaluer l'impact de ce programme sur le poids des enfants à la naissance.

^{11.} Du point de vue de la santé des enfants, la subvention de la Fécondation in vitro est discutable. Cela entraînera davantage de problèmes de santé infantile. [Notre traduction]

^{12.} Québec (2010), Règlement modifiant le règlement d'application de la loi sur l'assurance maladie : R.R.Q., chapitre A-29, r.5, [Québec], éditeur officiel du Québec.

La méthode économétrique utilisée est un modèle de différence en différences (DD), en comparant dans un premier temps le poids à la naissance au Québec avec le poids à la naissance des autres provinces canadiennes, puisque le reste du Canada n'a pas mis en place de mesures équivalentes pendant la période de subvention des cycles de FIV québécoise. Puis dans un second temps, nous comparerons au sein du Québec si le poids à la naissance des bébés nés d'une clinique effectuant le processus de FIV diffère du poids des bébés nés dans les autres cliniques. Pour ce faire, nous utilisons la base de données des statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances hébergée par le Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS).

À la vue des résultats préliminaires, nous arrivons à la conclusion que le poids à la naissance au Québec par rapport au reste du Canada est supérieur, de manière statistiquement non significative. Tandis que le poids à la naissance issu des cliniques effectuant le processus de FIV québécoises est inférieur, mais non significatif au poids à la naissance issu des autres cliniques québécoises. Ainsi, on ne trouve pas de lien direct entre la FIV et le faible poids du nouveau-né. Il n'y a donc pas de coûts additionnels pour la société. Concernant l'analyse de coût-bénéfice sommaire dû au remplacement des naissances multiples de FIV aux naissances uniques, nous arrivons au résultat que ce mandat a permis d'économiser près de 2 M \$, soit 4,6 % du budget de la PMA en 2012.

Le programme québécois en chiffres

L'article 6 de la loi sur les activités cliniques et de recherche en matière de procréation assistée prévoit que les activités de procréation assistée ne doivent être exercées que dans un « centre de procréation assistée » qui détient un permis délivré par le ministère. Cela signifie que ce centre est autorisé à fournir l'éventail complet des traitements de fertilité, ce qui inclut la FIV. Pour ce faire, un tel centre doit disposer d'un laboratoire d'embryologie et d'andrologie.

Au Québec, le MSSS (Ministère de la Santé et des Services sociaux) n'a donné l'autorisation qu'à certains centres d'offrir tous les traitements relatifs à la procréation assistée. Ces centres sont le Centre universitaire de santé McGill (CUSM), les cliniques Procréa de Montréal et Québec, la clinique OVO (Montréal), le centre de Fertilité de Montréal, le centre de reproduction de Montréal, le centre hospitalier de l'Université de Montréal (CHUM), et le centre hospitalier universitaire Sainte-Justine (Montréal).

Le MSSS a aussi autorisé certains centres régionaux à offrir une partie des services de procréation assistée plus près des citoyens qui habitent à l'extérieur des grands centres. Ces centres régionaux sont le Centre de Santé et de Services sociaux (CSSS) de Chicoutimi, le centre hospitalier régional de Trois-Rivières, le centre hospitalier universitaire de Sherbrooke (CHUS) et le centre hospitalier universitaire de Québec (CHUQ). ¹³ Ils offrent tous les traitements relatifs à la procréation assistée, à l'exception des étapes de la FIV qui requièrent la proximité d'un laboratoire d'embryologie c'est-à-dire le prélèvement des ovules et le transfert des embryons. Dans le cadre d'une FIV, le suivi de l'évolution des follicules ovariens par échographie peut s'effectuer dans ces centres régionaux, tout comme le suivi nécessaire après le transfert des embryons.

Notre recherche se base essentiellement sur l'augmentation des processus de FIV suite à la mise en vigueur de la loi du financement de la PMA au Québec. L'article de Bissonnette et al. (2011) montre l'augmentation notable des FIV au Québec à la suite de l'introduction de la loi. Il est observé que du 5 août au 5 novembre 2010, 1 353 cycles de FIV ont été initiés au Québec, alors que seuls 517 cycles de FIV avaient été réalisés pour la même période en 2009. ¹⁴ C'est grâce à l'augmentation du nombre de bébés nés par FIV que nous pouvons utiliser le modèle économétrique de DD. Puisque nous savons que la loi a fait augmenter le nombre de naissances uniques par FIV, il nous

^{13.} La clinique Fertylis à Laval, en 2013, a reçu l'autorisation de fournir toutes les procédures de procréation assistée, mais elle ne sera pas prise en compte dans notre étude puisque nous n'avons les naissances que jusqu'en 2012.

^{14.} À noter qu'un cycle de FIV n'aboutit pas forcément à une naissance.

faudra constater s'il existe une augmentation du nombre de bébés de faibles poids suite à l'application de ce programme.

L'avis détaillé sur les activités de PMA au Québec (2013) émis par le commissaire à la santé et au bien-être a pour but d'établir un compte-rendu sur la pertinence d'offrir certaines activités de procréation assistée au Québec. Plus précisément, elle fait l'analyse descriptive de la politique de financement de la PMA mise en place le 5 août 2010 au Québec. La partie qui nous intéresse pour notre étude est « Le Programme québécois de procréation assistée en chiffres ». Cette partie énumère les statistiques descriptives obtenues de janvier 2009 à mars 2013 au Québec concernant la PMA. Dans ce rapport sont déjà présentés les coûts pendant les deux ans et demi du programme. Cela concerne les coûts en amont et en aval de la FIV. Cependant, il n'est pas fait état du coût individuel, mais seulement des coûts publics.

Le tableau 0.1 présente le nombre de naissances dû à une PMA sur la période 2009 à 2013. Ces données proviennent du rapport du Commissaire à la santé et au Bienêtre (2013), nous n'avons pas pu obtenir les données de naissances PMA pour la durée complète de notre analyse, car celles-ci sont confidentielles. Ces données ont été rendues disponibles suite à la demande du ministre de la Santé et des Services sociaux demandant un mandat au commissaire concernant l'avis sur les activités de procréation assistée au Québec, en 2013. De plus, nous voulons voir si l'introduction de la loi a permis de modifier le nombre de PMA au Québec. Ainsi l'introduction de la loi, en 2010, entraîne une hausse des naissances uniques de FIV, mais aussi plus particulièrement une baisse des naissances multiples de FIV par le mandat de transfert unique d'embryons. De plus, on remarque une forte augmentation des naissances issues de FIV. Ainsi la proportion de naissances uniques de FIV suite à l'introduction de la loi a augmenté ainsi que la proportion des naissances issues de FIV par rapport aux naissances totales au Québec.

Tableau 0.1 Nombre de naissances dues à la PMA au Québec de 2009 à 2013

		Nombre de naissances totales PMA	Nombre de naissances multiples PMA	Nombre de naissances uniques PMA
Avant	2009-2010	1 057	407	650
l'introduction			(39 %)	(61 %)
de la loi	2010-2011	1 021	393	628
			(38 %)	(62 %)
Après	2011-2012	1 243	287	956
l'introduction			(23 %)	(77 %)
de la loi	2012-2013	1 723	297	1 426
			(17 %)	(83 %)
	Total	5 044	1 384	3 660

Source : Données tirées de MED-Écho — fourni de l'Avis détaillé sur les activités de procréation de procréation assistée au Québec.

Les données de l'avis détaillé sur les activités de PMA au Québec de 2009 à 2013 ont montré que les naissances multiples ont diminué ainsi que la proportion des naissances FIV prématurées (30 % à 19 %) et la proportion des naissances FIV qui sont hospitalisées en soins intensifs néonataux (19 % à 12 %). Néanmoins, le coût global des hospitalisations en soins intensifs néonataux des nouveau-nés issus de la FIV tend à augmenter plutôt qu'à diminuer. Le nombre absolu d'enfants issus de la procréation assistée et hospitalisés en soins intensifs néonataux n'a pas diminué et les coûts moyens d'hospitalisation ont augmenté pour tous, mais plus rapidement pour les enfants issus de la procréation assistée. Les données de 2012/2013 ne sont pas disponibles, mais le tableau 0.2 présente le coût global annuel des hospitalisations en soins intensifs néonataux de tous les nouveau-nés (issus de la procréation assistée et issue de conceptions spontanées), la proportion du coût global encouru par les enfants issus de la procréation assistée et la différence des coûts moyens annuels des hospitalisations en soins intensifs néonataux entre les nouveau-nés issus de la procréation assistée et de conceptions spontanées.

Tableau 0.2 Coûts annuels des hospitalisations en soins intensifs néonataux de tous les nouveau-nés, proportion du coût global encouru par les enfants issus de la procréation assistée, différence coûts moyens.

	Coût global (\$)	Proportion du coût global lié à la procréation assistée	Différence des coûts moyens (bébé conception naturel vs bébé de PMA) (\$)
2009-2012	70 301 549	0,0566	5 427
2010-2011	75 013 446	0,0478	7 438
2011-2012	80 901 537	0,0594	11 263

Source : Données tirées de MED-Écho et APR-DRG — fourni de l'Avis détaillé sur les activités de procréation de procréation assistée au Québec.

Revue de littérature

États des connaissances sur la FIV et le faible poids

Concernant les naissances de faible poids, la littérature sur l'effet direct entre faible poids et FIV, en isolant le cas du bébé unique, est quasi-inexistante au Canada. L'article qui se rapproche le plus de notre recherche est Bergh *et al.* (1999). Ils étudient des bébés nés de FIV par un modèle de DD avec pour échantillon de contrôle les bébés conçus de manière naturelle pendant la période de 1982 à 1995 en Suède. Ils obtiennent les résultats suivants : 27,4 % des enfants nés de FIV sont de faible poids contre 4,6 % pour l'ensemble des nouveau-nés. Ils estiment d'ailleurs que le ratio de risque pour un enfant issu de FIV par rapport à un enfant issu de conception naturelle d'atteindre à la naissance un très faible poids (< 1 500 g) est de 4,39. Cependant, les auteurs arrivent à la conclusion que le taux élevé de naissances multiples et les caractéristiques maternelles ont été les principaux facteurs expliquant le faible poids et non aux méthodes de FIV.

Plus récemment, Helmerhorst *et al.* (2004) rapportent les caractéristiques des naissances uniques de FIV versus les conceptions naturelles. Il s'agit d'une meta-analyse regroupant plusieurs études réalisées de 1985 à 2002. Dans leur article, les études retenues ont été séparées en deux catégories : la première s'il y avait un groupe de contrôle pour les naissances issues de FIV et la deuxième s'il n'y avait pas de groupe de contrôle pour les naissances issues de FIV. Dans notre cas, nous nous intéressons à la caractéristique de faible poids ou de très faible poids pour l'échantillon de naissances uniques. Ils arrivent à la conclusion pour la catégorie avec groupe de contrôle qu'il y a un risque de 1,70 d'être de faible poids pour les naissances FIV et un risque de 3 pour les naissances de très faible poids par rapport aux naissances conçues de manière naturelle. Ces résultats sont similaires pour la deuxième catégorie.

Contrairement à la littérature existante, l'objectif principal de notre étude est d'isoler les grossesses gémellaires et de regarder ce qui se passe pour les grossesses uniques issues de FIV. Nous introduisons un modèle économétrique plus complet avec effets fixes pour contrôler les caractéristiques socioéconomiques non observables de la mère. En effets, la plus grande faiblesse de la littérature existante concerne la méthodologie puisque les résultats sont des descriptions statistiques, très peu utilise de modèle économétrique ou de variable de contrôle. De plus, grâce à notre base de données administrative, il nous sera possible de mesurer l'effet enfant unique né de FIV et enfant faible poids. Le faible poids de naissance est un déterminant important de la survie, de l'état de santé et du développement (Institut national de santé publique du Québec). C'est un indicateur relié à la naissance et un indicateur de santé publique.

Selon l'Institut national de santé public au Québec (2013) (INSPQ), le faible poids associé aux naissances prématurées est relié à divers risques pour la santé postnatale : croissance inférieure à la moyenne, problème respiratoire, problème neurologique (cécité, surdité, problème de comportement et d'apprentissage). Lemons *et al.* (2001) déterminent la mortalité et morbidité pour des enfants nés avec un poids à la naissance

très faible (< 1 500 g) contrôlé par la gestation, le sexe et le poids de naissance sur la période janvier 1995 à décembre 1996. Ils ont suivi les bébés jusqu'à leur 120^{ieme} jour. Ainsi, ils déterminent que 84 % des naissances ayant un poids compris entre 500 et 1 500 g à la naissance ont survécu jusqu'à ce qu'ils se rendent à leur domicile ou dans un centre de santé de long-terme. Mais ce taux de survie est différent suivant le sousgroupe de poids auquel l'enfant appartient. Ainsi, pour un poids compris entre 501 et 750 g, le taux de survie est de 54 %, il est de 86 % si le poids à la naissance est entre 751 et 1 000 g, 94 % pour 1 001 à 1 250 g, et enfin 97 % pour un faible poids de 1 251 à 1 500 g.

La littérature démontre que des facteurs non modifiables venant du bébé influent sur le poids à la naissance. Pour un âge gestationnel égal, les filles pèsent moins que les garçons. Les premiers nés sont plus légers que les enfants subséquents. Deux de ces facteurs principaux peuvent venir biaiser les résultats : le type de naissance et l'âge de la mère.

Nous savons par la littérature que les naissances multiples ont un impact sur le faible poids. Blondel et al. (2002) étudie l'impact du nombre croissant de naissances multiples sur les taux de naissance prématurée et de faible poids de 1980 à 1990 au Canada, en Angleterre, au Pays de Galles, en France, et aux États-Unis. Plus précisément, l'étude présente l'impact global dû à l'augmentation des fréquences de naissances multiples et quelle part parmi les naissances multiples est due à l'augmentation des accouchements prématurés et de bébé de faible poids à la naissance. Les auteurs arrivent au résultat que les naissances multiples ont eu un impact sur les tendances de faible poids à la naissance principalement due à l'augmentation des naissances multiples. Ainsi la part de bébé de faible poids est plus importante pour les naissances multiples qu'uniques. Par ailleurs, leurs résultats montrent que les jumeaux ont contribué à une proportion beaucoup plus grande d'accouchements prématurés et de nouveau-nés de faible poids à la naissance que les triplés.

Enfin, le second facteur non modifiable entraînant le faible poids à la naissance concerne l'âge de la mère. L'article de Hoffman *et al.* (2007) étudie les naissances uniques de l'hôpital universitaire Mémorial Jackson de Miami sur la période 1989-2004. Ils arrivent à la conclusion que plus la mère est d'un âge avancé, peu importe son ethnie, plus il y a une augmentation de complications pour la santé de la mère, de risque de mort fœtale, de prématurité et de faible poids pour le nouveau-né. Ainsi, pour une femme de 35 à 39 ans, il y a 1,19 fois plus de chance par rapport à une femme de moins de 35 ans d'avoir un bébé de faible poids (< 2 500 g). Et c'est de 1,40 si la femme a plus de 40 ans. Cette différence de bébés de faible poids est d'autant plus importante pour les bébés de très faible poids (< 1 500 g), puisque c'est 1,4 fois plus pour les femmes de 35 à 39 ans et c'est 1,5 fois plus pour les femmes de plus de 40 ans ceci toujours en comparaison à une femme de moins de 35 ans. De plus, ces données ne sont pas descriptives puisqu'elles ont été corrigées en fonction de paramètres de contrôle telles que l'ethnie, l'âge de la mère, la parité (soit le nombre d'enfants par femme mis au monde vivants), ou encore la gestation.

L'introduction de la loi de FIV au Québec privilégie l'implantation d'un seul embryon. Ainsi, il nous est possible d'éviter le biais dû aux naissances multiples. De plus, comme l'âge de la mère est connu nous pouvons adéquatement corriger pour ce facteur déterminant du poids à la naissance.

Une autre connaissance que nous avons sur le poids à la naissance est l'effet qu'il peut avoir pour le développement cognitif de l'enfant. Bharadwaj et al. (2018) étudient la relation entre la santé à la naissance, les investissements parentaux ultérieurs et les résultats scolaires de l'enfant en début de l'adolescence sur toute la population étudiante du Chili via les données administratives du panel chilien. Leur étude permet d'éclairer les mécanismes par lesquels la santé initiale (poids à la naissance) affecte les résultats du marché du travail plus tard dans la vie. Leurs populations cibles sont les naissances chiliennes de 1992 à 2002 qui sont étudiants entre 2002 et 2012. Ils trouvent

que le poids à la naissance affecte de manière significative les résultats scolaires tout au long de l'année de scolarité. Ils arrivent à la conclusion qu'une augmentation du poids à la naissance de 10 % augmente les résultats en mathématique et en langue de 0,04 à 0,06 point d'écart-type en première année. Et que l'effet d'être de faible poids (< 2 500 g) ou de très faible poids (< 1 500 g) est plus important avec une diminution d'environ 0,1 à 0,2 point d'écart-type. Néanmoins, ils trouvent que les investissements parentaux sont plus importants pour les enfants de faible poids à la naissance dans des familles présentant des caractéristiques observables similaires, suggérant une relation compensatoire entre la santé initiale et les investissements. Cependant, étant donné que les preuves présentées montrent que les investissements parentaux sont compensatoires dans ce contexte, cela suggère que les investissements parentaux différentiels semblent atténuer dans une certaine mesure les différences initiales des dotations. Comme les parents ont plus de temps pour s'adapter. Ce résultat souligne que certaines des inégalités à la naissance peuvent être annulées par les efforts déployés par les parents et éventuellement par des politiques publiques visant à investir dans la santé et le capital humain des enfants.

Analyse des coûts

Dans la littérature, il a été montré que le faible poids du nouveau-né engendre des coûts directs et indirects très importants indépendamment du type de naissance (simple ou multiple) ou la méthode de conception. L'introduction du programme a entraîné un transfert de naissances multiples vers des naissances uniques et probablement un transfert dans les catégories de poids. C'est pour cela que nous aborderons dans une dernière section la question des coûts réels de la politique pour le gouvernement québécois.

La littérature révèle une grande variété d'articles relatant les coûts directs pour la société des naissances par FIV et des naissances spontanées. Koivurova et al. (2004) font une analyse des coûts des naissances par FIV et celui des naissances naturelles. Leur conclusion est que les coûts (prénatal et néonatal) totaux pour les naissances uniques par FIV sont de trente pourcents plus importants que les coûts totaux des naissances uniques naturelles. Les coûts totaux des naissances multiples par FIV sont équivalents à celui des naissances multiples naturelles. Néanmoins, leurs résultats sont fortement discutables, car aucun test de significativité n'a été fait. Toutefois, ils appuient les conclusions de Ledger *et al.* (2006) selon lesquelles les coûts sont plus importants pour les bébés issus de naissances multiples de PMA par rapport aux naissances uniques par PMA.

En effet, Ledger et al. (2006) comparent les coûts des naissances multiples par PMA avec les coûts des naissances uniques par PMA. Ils arrivent à la conclusion que les coûts directs totaux pour le système de santé publique par famille en cas de naissance multiple de FIV (coût maternel + coût infantile) sont nettement plus élevés que ceux de la famille en cas de naissance unique de FIV (coûts supplémentaires dus à la FIV au total pour un bébé unique : 3 313 £; jumeaux : 9 122 £; et triplés : 32 354 £). Les grossesses multiples suite à une procédure FIV sont associées à 56 % du coût direct des grossesses non-FIV, alors que les naissances multiples de FIV représentent moins du tiers du nombre annuel total de maternités au Royaume-Uni. Leur conclusion est que les grossesses multiples dues à la FIV sont associées à des coûts directs élevés pour la santé publique. La mise en œuvre d'un politique obligatoire de « transfert de deux embryons » dans le traitement permet d'économiser de l'argent qui pourrait être redistribué pour doubler le nombre de cycles de traitement de FIV financés par le service public sans frais supplémentaires. Des économies supplémentaires pourraient être réalisées si une politique sélective de « transfert d'embryon unique » était adoptée.

Dans la littérature, très peu d'études abordent la notion de coût privé. Les articles, pour ce qui est de l'infertilité, abordent plus les questions du lien entre l'assurance maladie et le risque de grossesse multiple. Zaresani et al. (2016) montrent l'incidence que peut avoir une assurance maladie couvrant les frais de FIV aux États-Unis. Plus préci-

sément, les auteures observent le risque de grossesses multiples en réponse aux choix des couples sur le nombre de transferts d'embryon en fonction de leur assurance maladie. Les auteures arrivent à la conclusion que plus l'assurance est avantageuse (plus de cycle de FIV remboursés sans restriction d'implantation d'embryon), plus le risque de grossesse multiple augmente. Leur solution pour éviter ce risque est que la politique publique doit imposer une réglementation dans le cadre de la santé publique pour éviter les grossesses multiples. Cet article montre donc qu'il est important pour notre analyse de coûts de prendre en compte à la fois les coûts individuels et collectifs. C'est-à-dire que concernant la PMA, l'analyse du coût pour la société ne peut dissocier le bien-être individuel et collectif, car les choix de l'un peuvent avoir une incidence pour l'autre. Par exemple, en cherchant à minimiser leurs coûts, donc le nombre de cycles de FIV, les couples augmentent les coûts sociaux en augmentant le risque de grossesse multiple. Schmidt et al. (2017) étudient l'utilisation à coûts élevés du traitement de la fécondation in vitro. Aux États-Unis, une intervention politique impose que les assurances maladie privées aient une couverture obligatoire pour la fécondation in vitro. Elles se questionnent si la couverture d'assurance des traitements médicaux avec des coûts élevés de dépenses a un effet sur le comportement d'utilisation des patients. Elles arrivent à la conclusion que les effets varient de 0,31 point de pourcentage de diminution de naissances multiples dans les états ayant un seul cycle couvert à plus de 35 points de pourcentage dans les états ayant une couverture illimitée. De plus, elles montrent que les femmes plus âgées vivant dans les états avec plus de cycles couverts utilisent de préférence un traitement FIV à l'adoption pour avoir un enfant. Cet article montre donc l'importance des interventions politiques visant à accroitre l'accessibilité des FIV tout en réduisant leur coût d'utilisation.

La littérature concernant l'analyse des coûts de la FIV est abondante, mais très peu étudient le cas du Canada. De plus, il est très difficile de pouvoir les comparer. D'abord, il y a une différence dans les bases de données, c'est-à-dire que les bases de données utilisées pour ces études ne disposent pas des mêmes informations pour calculer les coûts. Ensuite, comme le soulignent Castonguay *et al.* (2014), ces articles ont une définition du coût différente. Dans leurs estimations de coûts, les coûts indirects de la PMA ne sont pas pris en compte. On peut donc s'attendre à ce que leurs résultats sous-estiment le coût total.

Études d'impact des mandats et politiques sur la PMA

L'État peut également établir des politiques sur la PMA pour en diminuer les coûts. La littérature concernant la PMA montre que les coûts les plus importants sont ceux liés aux naissances multiples. En général, la mise en place de politiques de réglementation de la PMA vise à limiter le nombre de grossesses multiples. Au Canada, les professionnels travaillant dans le domaine de la procréation assistée se rencontrent au travers de la Société canadienne de fertilité et d'andrologie (CFAS). Dans leur publication CFAS (2015), ils expliquent, en ce qui concerne les données publiées de 2005, qu'il est clair que l'Amérique du Nord rencontre le plus grand problème avec les naissances multiples issues du traitement de la reproduction assistée. L'une des solutions pour remédier à ce problème est une politique sur les transferts d'embryons. Au Canada, les soins de santé relèvent des provinces; ainsi, chaque province détermine la couverture de soins de santé. Au Québec, le gouvernement provincial a décidé d'inclure un traitement de reproduction assistée pour la stérilité dans le cadre du régime de santé provincial à partir du 5 août 2010 et d'y inclure la restriction du transfert unique d'embryon.

Des études ont d'ailleurs été faites pour mesurer l'impact d'une telle politique. Wølner-Hanssen et Rydhstroem (1998) analysent les coûts par cycle d'un transfert sélectif unique et arrivent aux résultats qu'ils sont moins importants s'il n'y pas de grossesses gémellaires. Par ailleurs, ils prouvent que les économies faites par l'absence de naissances de jumeaux permettraient de financer plus de cycles, tout en ayant le même nombre de naissances. Gerris et al. (2004) montrent que pour les femmes de moins de

ans, le taux de naissances vivantes d'une politique de transfert d'embryon unique est équivalent au taux de naissances vivantes d'une politique de transfert d'embryon double, mais que le coût est plus faible lorsque l'on transfère un seul embryon, car les coûts néonataux de jumeaux sont beaucoup plus élevés dans le cas d'un transfert de deux embryons. En plus, le Comité d'experts en matière d'infertilité et d'adoption (2009) estime que si le nombre de naissances multiples pour les FIV était remplacé par le même nombre de naissances uniques de FIV cela pourrait générer des économies sur 10 ans (2010 à 2019) d'environ 402,5 M\$ CAN. C'est d'ailleurs ce que nous allons chercher à montrer dans la section d'analyse coût-bénéfice. Nous allons déterminer si le mandat du transfert unique d'embryon a permis pour la PMA au Québec de faire des économies.

Dans toute la littérature parcourue, nous arrivons toujours à la conclusion que si le « coût indirect de la FIV entraîne d'importantes dépenses », ceci semble venir du fait que certaines caractéristiques de la mère sont non observables et que les PMA ont des taux de naissances multiples plus importants. Ainsi, il semblerait que les préjugés concernant le coût important qu'entraînent les FIV et l'argument selon lequel les politiques publiques ne devraient pas y investir n'ont pas vraiment de justification fondée si on ne contrôle pas les caractéristiques non observables de la mère et pas les grossesses gémellaires. De plus, aucune littérature n'a à ce jour établi un lien direct (si celui-ci existe) entre enfant unique né de FIV et son faible poids. Notre étude souhaite pallier ce manque et quantifier le lien direct entre FIV et faible poids du nourrisson. Nous mènerons ensuite une analyse coût-bénéfice pour savoir si le mandat du transfert unique d'embryons a permis de faire des économies concernant les coûts moyens hospitaliers néonataux par catégorie de poids à la naissance.

CHAPITRE I

PRÉSENTATION DU MODÈLE

1.1 Modèle général

L'objectif de notre étude est de mesurer l'effet causal du programme québécois de PMA. Le problème est que nous n'avons pas les moyens de mesurer l'effet causal pour un individu particulier. L'application du programme crée un contexte d'expérience naturelle. En comparant le Québec aux autres provinces canadiennes dans un modèle de DD, nous serons en mesure d'identifier l'impact moyen du programme pour l'ensemble de la population.

On souhaite mesurer l'impact du programme de PMA sur le nombre de naissances de naissances uniques et multiples ou sur le poids à la naissance. Prenons le cas du poids à la naissance de l'enfant i dénoté y_i . Deux scénarii sont possibles : l'enfant i est issu de PMA (y_i^1) ou il ne l'est pas (y_i^0) . Plus précisément :

$$\begin{cases} y_i^1 = \beta_i + \lambda_i + \varepsilon_i \\ y_i^0 = \beta_i + \varepsilon_i \end{cases}$$
 (1.1)

où β_i est un effet fixe individuel et λ_i capture l'effet du traitement sur l'enfant i. ε_i est le terme d'erreur.

Bien entendu le poids observé est donc :

$$y_i = T_i y_i^1 + (1 - T_i) y_i^0 (1.2)$$

où T_i marque le statut de traitement égal à 1 si l'enfant est issu de la PMA et 0 sinon. Ainsi :

$$y_i = \beta_i + \lambda_i T_i + \varepsilon_i. \tag{1.3}$$

Dans notre contexte d'expérience naturelle, l'assignement au traitement dépend de la province de résidence. Après la mise en place du programme, $T_i = 1$ si l'enfant est né au Québec, et 0 si ailleurs au Canada. Par contre comme ce n'est pas une assignation aléatoire au traitement, on doit aussi contrôler pour les différences entre les deux groupes AVANT la mise en place du programme.

Ainsi,

$$Q_i = \begin{cases} 1 & \text{si la naissance à lieu au Québec} \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$
 (1.4)

où t=1 après la mise en place et 0 avant. Q_i identifie donc le groupe d'appartenance ou de traitement, égal à 1 pour les enfants du Québec et 0 pour les autres. Ainsi,

$$\lambda^{DD} = E[\lambda_i | T_i = 1] \tag{1.5}$$

$$\lambda^{DD} = (E[y_{it}|Q_i = 1, t = 1] - E[y_{it}|Q_i = 1, t = 0])$$
$$-(E[y_{it}|Q_i = 0, t = 1] - E[y_{it}|Q_i = 0, t = 0])$$
(1.6)

Dans notre population, l'estimateur DD est donc :

$$\widehat{\lambda}^{DD} = (\overline{y}_1^Q - \overline{y}_0^Q) - (\overline{y}_1^c - \overline{y}_0^c) \tag{1.7}$$

où \overline{y}_1^Q est le poids moyen au Québec à t=1 et \overline{y}_1^c ailleurs au Canada à t=1.

Cet estimateur implique que les chocs macro sont communs (tendances communes) et que la composition des groupes n'est pas affectée par un choc transitoire. Puisque la proportion d'enfants réellement traitée au Québec n'est pas 100 %, on mesure ici l'effet de l'intention de traitement (ITT) et non pas l'effet sur les traités (ATT).

De plus, il est possible de contrôler les catégories de variables omises même en l'absence d'observations directes portant sur ces variables. Il faut donc associer notre modèle DD à un modèle à effets fixes. Les données panels peuvent avoir de la corrélation dans les termes d'erreur au sein de chaque entité à travers le temps (ceci n'affecte pas l'estimateur des coefficients, mais leur variance). La présence d'autocorrélation doit être corrigée par l'utilisation d'erreurs types robustes à l'autocorrélation et à l'hétéroscédasticité (RAH).

1.2 Modèle Québec comparée au reste du Canada

L'estimation du modèle s'effectue à partir des données administratives de la base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances hébergée par le Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS).

Avec les micro données mises à notre disposition, il nous est alors possible de déterminer dans un premier temps si les naissances multiples ont bien diminué suite à l'introduction de la loi via l'implantation d'un seul embryon, et dans un second temps de comparer l'évolution du poids des nouveau-nés avant et après l'entrée en vigueur de la loi au Québec. En raison de la gratuité de ce programme, la composition des mères utilisant la procréation assistée peut avoir évolué dans le temps. De ce fait, l'hypothèse des tendances communes du modèle DD n'est probablement plus respectée. Pour y remédier, nous avons besoin de variables permettant de contrôler les caractéristiques socioéconomiques. Étant donné le nombre de variables de contrôle limité dans les Statistiques de l'état civil sur les naissances, nous utilisons comme effet fixe le code postal

de résidence à trois caractères de la mère. Ce code nous permet de contrôler les caractéristiques fixes, mais inobservables des mères vivant à un code postal donné durant la période. Au Canada, nous avons en moyenne 19 ménages par code postal. Ainsi, l'effet sur un groupe si petit permet de contrôler pour les caractéristiques socioéconomiques fixes dans le temps pour une zone géographique très restreinte. Ainsi, il nous permet d'être un proxy sur le revenu ou encore sur l'éducation des parents. Afin d'estimer le poids à la naissance de l'enfant i, né dans la province j au temps t, nous utilisons le modèle de régression linéaire (1.3) suivant :

$$poids_{ijt} = \alpha + \sum_{i=1}^{10} \beta_j prov_j + \delta_i post_t + \lambda_i post_t Q_i + \gamma \mathbf{X}_{it} + \beta_i + \varepsilon_{ijt}$$
 (DD1_a)

où $\beta_{j=\{1...10\}}$ permet de capter la différence préexistante entre les provinces $(prov_j)$, où $post_t=1$ si t supérieur à avril 2011 (soit 9 mois après la mise en place du programme) ou 0 le cas contraire. Ensuite λ est le coefficient de différence en différences soit celui de l'interaction entre l'indicateur provincial du Québec Q_i et $post_t$. X_{ijt} est le vecteur des contrôles socioéconomiques, β_i est l'effet fixe, soit le code postal à trois caractères des mères, la parité (soit le nombre d'enfants par femme mis au monde vivants), le type de naissance (simple ou multiple), l'âge, l'état matrimonial, le lieu de naissance des parents, le sexe, l'âge gestationnel de l'enfant, la date et le lieu de la naissance. Pour finir α est la constante et ε_{ijt} est notre terme d'erreur.

Il serait aussi possible d'introduire un effet progressif sur l'incidence des naissances multiples ou du poids à la naissance en permettant à l'effet de varier selon les années. Ainsi, l'amélioration du modèle prendrait donc la forme suivante :

$$poids_{ijt} = \alpha + \sum_{j=1}^{10} \beta_j prov_j + \sum_{t=2011}^{2012} \delta_t post_t + \sum_{t=2011}^{2012} \lambda_t post_t Q_i + \gamma \mathbf{X}_{it} + \beta_i + \varepsilon_{ijt}$$

$$(DD1_b)$$

où $post_{2011} = 1$ si t compris entre avril et décembre 2011 (soit 9 mois après la mise en place du programme) ou 0 le cas contraire et λ_{2011} est le coefficient de différence en différences soit celui de l'interaction entre l'indicateur provincial du Québec Q_i et $post_{2011}$. Ensuite $post_{2012} = 1$ si t est l'année 2012 (soit la dernière année que nous possédons dans notre base de données) ou 0 le cas contraire et λ_{2012} est le coefficient de différence en différences soit celui de l'interaction entre l'indicateur provincial du Québec Q_i et $post_{2012}$.

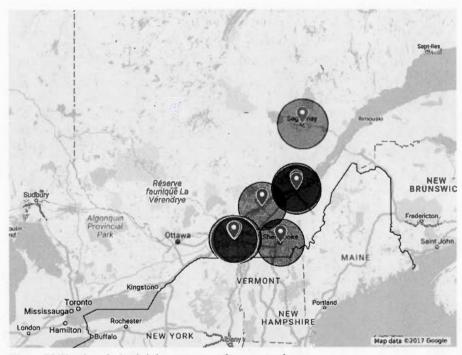
Nous estimons successivement les modèles $DD1_a$ et $DD1_b$.

1.3 Modèle zone clinique FIV comparée au reste du Québec

Pour mesurer l'intention de traitement (ITT) au Québec et ainsi nous rapprocher de l'effet de traitement sur les traités (ATT), nous utilisons une autre approche. Dans la base de données de naissances au Canada, nous n'avons aucune information sur le fait que ce soit une naissance due à une procédure FIV ou non. Pour ce faire, nous avons dû émettre des hypothèses pour affiner le plus possible l'échantillon du groupe traité.

En ayant la liste des hôpitaux pouvant effectuer en totalité ou en partie la procédure de la FIV, nous avons émis l'hypothèse que pour avoir accès à une naissance FIV la mère réside dans un périmètre de 70km à vol d'oiseau autour d'une de ces cliniques. Ce choix de 70km a été établi, car la procédure pour effectuer une FIV demande un engagement sur le long terme. La procédure de FIV pour les quinze premiers jours du cycle menstruel de la femme est contraignante en termes de temps puisqu'elle doit se déplacer deux à trois fois au centre de procréation assistée la première semaine et pratiquement tous les jours pour la deuxième afin de vérifier l'évolution des follicules. Ainsi, un périmètre de 70km à vol d'oiseau correspond en moyenne, en voiture, à un trajet d'une heure.

Ainsi, avec la longitude et latitude du lieu de résidence de la mère disponible dans la base de données (en plus du code postal) et en obtenant celles des cliniques FIV, nous avons pu calculer les distances entre le lieu de résidence de la mère et chacune des cliniques. La figure 1.1 ci-dessous nous montre alors, les zones où les mères vivent dans un rayon de 70km des cliniques.



Note: Utilisation du logiciel mymaps et freemaptools.

Source: Maps Google (2017)

Figure 1.1 Zone du lieu de résidence de la mère entrainant la naissance dans le groupe traité

Avec ces informations, nous avons subdivisé le Québec en deux groupes. En faisant les hypothèses que les bébés issus de FIV au Québec sont issus des centres spécialisés dans les services de procréation assistée et que la mère est prête à procéder à une FIV si un de ces centres se situe à moins de 70km de son lieu de résidence, nous pouvons alors redéfinir le groupe contrôle en créant la variable dichotomique $Zone_FIV_i$ qui prend la valeur de 1 si la mère réside dans un rayon de 70km de la clinique FIV la plus proche ou 0 sinon. Ainsi, le nouveau modèle DD aura comme variable de traitement « la mère

réside dans un rayon de 70km de la clinique FIV » et comme variable de contrôle « la mère réside dans le reste du Québec ». Notre modèle prendrait donc la forme suivante :

$$poids_{it} = \alpha + \beta Zone_FIV_i + \delta post_t + \lambda post_t Zone_FIV_i + \gamma \mathbf{X}_{it} + \varepsilon_{it}$$
 (DD2_a)

où $post_t = 1$ si t supérieur à avril 2011 (soit 9 mois après la mise en place du programme) ou 0 le cas contraire. λ est le coefficient de différence en différences soit celui de l'interaction entre l'indicateur résider dans la zone clinique FIV $Zone_FIV_i$ et $post_t$. Ensuite, \mathbf{X}_{it} est le vecteur des contrôles socioéconomiques où apparaissent l'effet fixe, soit le code postal à trois caractères des mères, la parité, le type de naissance (simple ou multiple), l'âge, l'état matrimonial, le lieu de naissance des parents, le sexe, l'âge gestationnel de l'enfant, la date et le lieu de la naissance. Pour finir α est la constante et ε_{it} est notre terme d'erreur.

Comme avec le modèle DD1, en plus de l'effet moyen, nous allons introduire un effet progressif sur la mise en place de la loi sur l'incidence des naissances multiples ou du poids à la naissance. Ainsi, l'amélioration du modèle prendrait donc la forme suivante :

$$poids_{it} = \alpha + \beta Zone_FIV_i + \sum_{t=2011}^{2012} \delta_t post_t + \sum_{t=2011}^{2012} \lambda_t post_t Zone_FIV_i + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it}$$
(DD2_b)

où $post_{2011} = 1$ si t compris entre avril et décembre 2011 (soit 9 mois après la mise en place du programme) ou 0 le cas contraire et λ_{2011} est le coefficient de différence en différences soit celui de l'interaction entre l'indicateur résider dans la zone clinique FIV $Zone_FIV_i$ et $post_{2011}$. Ensuite $post_{2012} = 1$ si t est l'année 2012 (soit la dernière année que nous possédons dans notre base de données) ou 0 le cas contraire et λ_{2012} est le coefficient de différence en différences soit celui de l'interaction entre l'indicateur résider dans la zone clinique FIV $Zone_FIV_i$ et $post_{2012}$.

L'intérêt de faire les régressions DD2 est premièrement que la base de données n'indique pas si les naissances sont issues de FIV donc même si la loi a entrainé une augmentation de la proportion de naissances FIV au Québec, celle-ci reste faible. Créer un nouveau groupe traité permet alors d'augmenter la proportion de naissances FIV et ainsi de mieux capter la variation de poids s'il y a lieu. Et deuxièmement, DD1 permet de calculer si la mise en vigueur de la loi implique une variation du poids entre le Québec et le reste du Canada, alors que DD2 permet de voir s'il y a eu une variation du poids à la naissance au sein du Québec dans les zones FIV par rapport aux autres.

1.4 Test de modèle

Pour nous assurer de la qualité des résultats, nous avons préalablement procédé à quelques tests. Ces tests ont été faits pour le DD1 et nous prenons pour acquis qu'ils donneront les mêmes interprétations pour le DD2 puisque ce dernier n'est qu'une souscatégorie de population du premier modèle (DD1 a pour population le Canada tandis que DD2 a celle du Québec). ¹

Pour éviter un problème de spécification de notre modèle, plusieurs solutions seront apportées pour permettre d'avoir une meilleure prédiction à nos deux modèles. La première est d'ajouter des effets fixes. Et la seconde est d'introduire une relation polynomiale avec l'ajout de la variable âge de la mère au carré. Nous décidons d'ajouter cette variable dans notre modèle puisque la littérature la détermine comme étant primordiale pour la fertilité de la femme et les complications de santé pouvant survenir pour le nouveau-né lorsque la mère est plus âgée. Ainsi, toutes ces corrections ont été effectuées sur nos régressions.

^{1.} Les tests d'hétéroscédasticité et d'effets fixes se trouvent en annexe A.

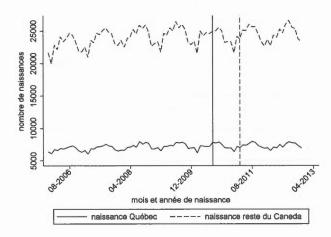
CHAPITRE II

PRÉSENTATION DES DONNÉES

On se base sur les données de Statistique Canada, Statistique de l'état civil — Base de données sur les naissances qui est conçue à partir d'une enquête administrative qui recueille annuellement, auprès de tous les bureaux provinciaux et territoriaux de l'état civil, des renseignements démographiques sur toutes les naissances vivantes survenues au Canada. Les données les plus récentes disponibles pour notre étude sont de décembre 2012. Les variables centrales sont le poids à la naissance, la gestation et le nombre de naissances.

2.1 Nombre d'observations

La figure 2.1 correspond au nombre total de naissances au Canada pour la période 2006 à 2012. On remarque que sur les six années d'étude, l'évolution du nombre de naissances, que ce soit pour le Québec ou le reste du Canada, est cyclique à tendance saisonnière, mais autrement extrêmement stable.

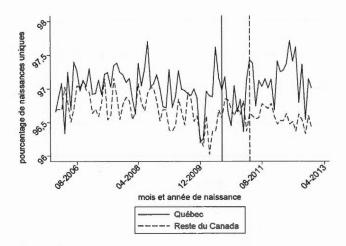


Note : La ligne verticale pleine est la date d'introduction de la loi tandis que la ligne verticale hachurée est la date de traitement.

Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

Figure 2.1 Nombre de naissances totales au Canada de 2006 à 2012

Néanmoins dans notre analyse, nous nous intéressons également aux naissances uniques nées de FIV. La figure 2.2, indique le pourcentage de naissances uniques sur toutes les naissances pour la période 2006 à 2012, pour le Québec et le reste du Canada. Pour les deux groupes, le pourcentage mensuel de naissances uniques est grand, car il est supérieur à 96 %. Toutefois, on observe que le Québec connait une proportion plus grande de naissances uniques que le reste du Canada.



Note : La ligne verticale pleine est la date d'introduction de la loi tandis que la ligne verticale hachurée est la date de traitement.

Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

Figure 2.2 Pourcentage de naissances uniques de 2006 à 2012

Après avoir regardé le nombre d'observations dans l'échantillon, il nous faut vérifier, pour les modèles utilisés, si nous avons assez d'observations dans les groupes.

Le tableau 2.1 indique la répartition des naissances par province et par territoire parmi nos observations. On peut donc voir que le Québec (groupe de traitement de DD1) représente 22,87 % de notre échantillon. Ainsi, nous avons un groupe de traitement assez grand pour nous permettre d'utiliser le modèle. Nous observons aussi que le pourcentage de naissances dans les territoires est négligeable.

Tableau 2.1 Répartition du lieu de naissance par province et territoire

Observations	2 620 250
Nunavut	0,12
Territoires du Nord-Ouest	0,20
Yukon	0,10
Colombie-Britannique	11,72
Alberta	13,35
Saskatchewan	3,76
Manitoba	4,28
Ontario	37,63
Québec	22,87
Nouveau Brunswick	1,95
Nouvelle-Écosse	2,38
Île-du-Prince Édouard	0,37
Terre-Neuve et Labrador	1,25
	Province ou territoire du lieu de naissance

Note: Répartition en pourcentage.

Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

Pour notre deuxième approche, soit celle par zone FIV, le tableau 2.2 nous indique que la proportion du groupe traité est de 79,9 %. Ainsi, près de 80 % des naissances au Québec sont dans le groupe traité (c'est-à-dire que le lieu de résidence de la mère se situe à moins de 70km d'une des cliniques autorisées à effectuer les procédures de FIV).

Tableau 2.2 Lieu de naissance au Québec

Ouábec por zone
Québec par zone
20,10
79,90
599 350

Note: Répartition en pourcentage.

Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

Après avoir regardé le nombre d'observations, il nous faut vérifier si la politique a eu un impact sur les naissances au Québec. Le tableau 2.3 présente les résultats des variations des naissances par type suivant la catégorie de poids du bébé obtenus par une régression de type OLS pour l'année 2012. On observe que pour chacune des catégories de poids le nombre de naissances multiples a baissé tandis que le nombre de naissances uniques augmente (sauf pour la catégorie 1 000-1 499 grammes). Au final, en 2012, il y a eu plus de naissances uniques que de diminution de naissances multiples. Ainsi, la politique n'a pas d'impact négatif sur le nombre de naissances au Québec.

Tableau 2.3 Variation des naissances en 2012 par rapport à avant avril 2011 au Québec

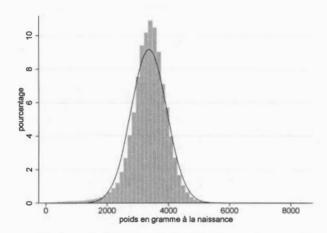
Intervalle du	Variation	Variation
poids à la	naissances	naissances
naissance	uniques	multiples
< 750	25	-18
750 - 999	6	-9
1000 - 1499	-15	-17
1500 - 1999	34	-68
2000 - 2499	9	-131
≥ 2 500	344	-77
Total	403	-320

Note: Le chiffre représente le nombre de nouveau-nés par type.

Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

2.2 Le poids à la naissance

La figure 2.3 montre la distribution du poids à la naissance au Canada. Elle semble suivre une distribution normale (ligne noire).

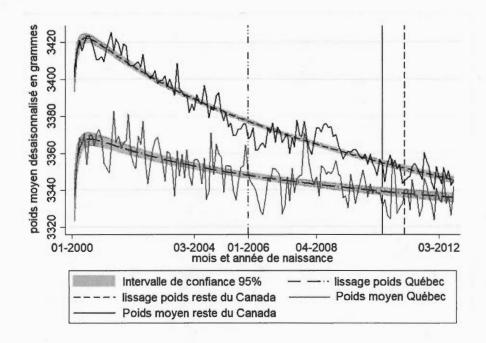


Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

Figure 2.3 Distribution du poids à la naissance au Canada de 2006 à 2012

En ce qui concerne la période d'analyse, nous avions dans un premier temps décidé d'analyser la période 2000 à décembre 2012. Mais nous avons vu que les tendances communes pour nos échantillons (naissances multiples pour les deux modèles et naissances uniques pour DD2) n'étaient qu'observables qu'à partir de 2006 ainsi la période d'analyse finale de nos modèles est de 2006 à 2012. Sachant que la loi entre en vigueur en août 2010 et donc l'année de traitement correspond aux naissances de FIV suite à cette loi soit avril 2011, la période d'analyse retenue possède alors les années qui nous intéressent. Il est probable que des naissances FIV se fassent avant avril 2011 alors que la procédure a commencé en août 2010, mais dans ce cas cela correspondrait à des naissances prématurées (ils sont alors exclus du groupe traité). Notre étude cherche à étudier le poids à la naissance de bébés issus de FIV à gestation complète puisque même pour une naissance prématurée naturelle, le poids du nouveau-né est inférieur au poids normal de naissance.

La figure 2.4 présente le poids moyen mensuel désaisonnalisé des naissances totales de nos deux groupes : (1) reste du Canada et (2) Québec, de 2000 à 2012. Comme indiqué plus haut la tendance commune pour les deux groupes n'a pas été respectée puisqu'on remarque que de janvier 2000 à environ décembre 2005 le poids moyen dans le reste du Canada a tendance à diminuer fortement tandis qu'au Québec il semble diminuer faiblement. Nous concentrons notre analyse sur la période 2006-2012, sachant que l'ajout de tendance provinciale ne change pas nos résultats.



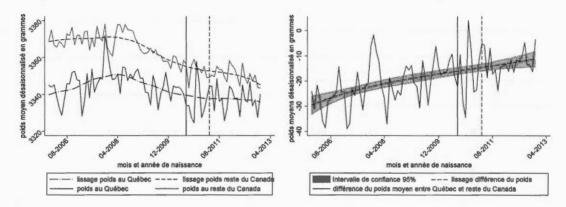
Note : La ligne verticale pleine est la date d'introduction de la loi tandis que la ligne verticale hachurée est la date de traitement.

Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

Figure 2.4 Poids moyen mensuel désaisonnalisé des naissances au Canada de 2000 à 2012

La figure 2.5a présente le poids moyen mensuel désaisonnalisé du reste du Canada et du Québec pour la période d'analyse 2006 à 2012. Graphiquement, nous observons que pendant toute la période le poids moyen à la naissance dans le reste du Canada est supérieur au poids moyen mensuel au Québec. Cette variation est de 30 grammes en 2006

et converge pour atteindre en décembre 2012 une valeur proche de dix grammes (cette variation de poids est notamment observée sur la figure 2.5b). Sur toute la période, le poids moyen à la naissance est de 3367,9 grammes pour le reste du Canada contre 3349,0 grammes pour le Québec.



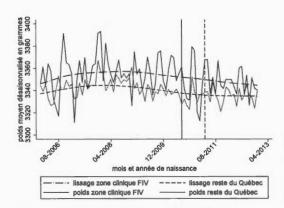
- movens (naissances totales)
- (a) Québec comparé au reste du Canada poids (b) Différence poids moyens Québec moins reste du Canada (naissances totales)

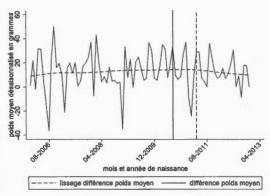
Note : La ligne verticale pleine est la date d'introduction de la loi tandis que la ligne verticale hachurée est la date de traitement.

Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

Figure 2.5 Poids moyen mensuel désaisonnalisé des naissances au Canada de 2006 à 2012

La différence de poids des naissances dans la zone FIV et des naissances au reste du Ouébec n'est pas très élevée pour la population totale (figure 2.6b) puisqu'elle oscille autour de dix grammes. Mais même si le poids dans les zones de cliniques FIV est supérieur au reste du Québec, nous remarquons avec la figure 2.6b que cette différence est sur toute la période d'environ dix grammes.





- (a) Zone clinique FIV comparée au reste du Québec poids moyens (naissances totales)
- (b) Différence poids moyens zone clinique FIV et reste du Québec (naissances totales)

Note : La ligne verticale pleine est la date d'introduction de la loi tandis que la ligne verticale hachurée est la date de traitement.

Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

Figure 2.6 Poids moyen mensuel désaisonnalisé des naissances au Québec de 2006 à 2012

Par ailleurs, nous avons regardé si au Québec de part et d'autre de la mise en œuvre du traitement (soit neuf mois après l'application de la loi) si les proportions de catégories de poids de naissances ont changé. Le tableau 2.4 indique qu'après le traitement, au Québec, la proportion des nouveau-nées ayant un faible poids extrême (< 750 g) a légèrement augmenté (0,461 % à 0,474 %). Par contre, la proportion des bébés poids normaux (≥2 500 g) a aussi augmenté (92,92 % à 93,07 %). Puis si nous regardons la proportion des naissances de plus de 2 500 g, avant l'introduction du traitement, elle était de 94,278 % contre 94,39 % après. La proportion de nouveau-nés avec un poids supérieur à 2 500 g a donc augmenté de 0,112 point de pourcentage. Donc d'après les statistiques, comme graphiquement, au Québec, après la politique, nous observons une augmentation des naissances uniques ainsi qu'une augmentation du poids normal.

Tableau 2.4 Répartition par catégories de poids en pourcentage avant et après avril 2011 au Québec

	Avant avril 2011	Après avril 2011
Extrêmement petit poids $(< 750 g)$	0,461	0,474
Très faible petit poids $(750 g - 1 499 g)$	0,478	0,471
Petit poids (1 500 g – 2 499 g)	4,779	4,662
Poids normal (2 500 g – 4 499 g)	92,92	93,07
Poids élevé (≥ 4 500 g)	1,358	1,320
Observations	445 030	152 740

Note: Répartition en pourcentage.

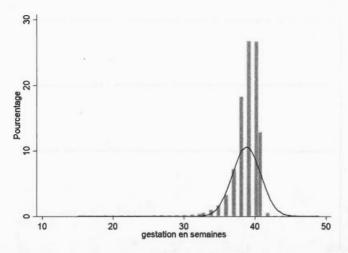
Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

2.3 Statistiques descriptives

Pour des raisons de confidentialité, les statistiques descriptives ne seront présentées que pour la population des naissances totales qui est en partie semblable à celle des naissances uniques, car pour la base de données de naissances multiples, le nombre d'observations pour certaines variables peut permettre l'identification de certains individus.

2.3.1 Gestation

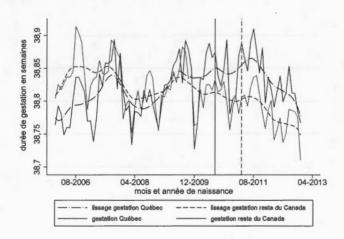
Sachant que le poids à la naissance est fortement corrélé avec la durée de gestation, nous nous intéressons à la distribution de la gestation (figure 2.7). La variable mise à notre disposition indique la gestation en nombre de semaines. On peut voir qu'au Canada, la gestation se répartit principalement entre 36 et 40 semaines. Néanmoins, on s'aperçoit qu'il y a asymétrie dans la distribution à partir de 42 semaines. Ceci s'explique par le déclenchement « forcé » de l'accouchement.



Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

Figure 2.7 Distribution de la gestation des naissances canadiennes de 2006 à 2012

Ensuite, la figure 2.8 indique la durée de gestation moyenne en semaines des naissances au cours de notre période. Cette durée semble stable à environ 38,8 semaines sur toute la période pour le Québec et le reste du Canada.



Note : La ligne verticale pleine est la date d'introduction de la loi tandis que la ligne verticale hachurée est la date de traitement.

Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

Figure 2.8 Gestation moyenne en semaine des naissances canadiennes de 2006 à 2012

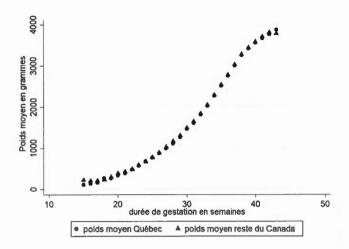
Afin d'expliquer pourquoi le reste du Canada a un poids moyen supérieur au Québec pendant toute notre période, nous avons émis l'hypothèse que cela pourrait être dû au fait qu'il y a plus de naissances à gestation plus courte au Québec qu'au reste du Canada. La figure 2.9 indique que la durée de gestation est corrélée avec le poids à la naissance et que cette relation est non linéaire. Le poids moyen par semaine de gestation pour le Québec et le reste du Canada semble identique sur la figure 2.9a. La seule différence est que nous observons des poids moyens après 42 semaines dans le reste du Canada. De nombreux hôpitaux ont une politique de déclenchement du travail avant 42 semaines, mais ce n'est pas une obligation. 1 La non-observation après 42 semaines de gestation pour le Québec s'explique, car c'est à cette date que la procédure de déclenchement obligatoire est opérée pour l'accouchement de la mère. ² De plus, on voit de grandes variations de poids moyens après 42 semaines dans le reste du Canada. Ceci s'explique par le fait que le nombre de naissances après cette date est faible, donc nous observons très peu de nouveau-nés atteignant ces semaines de gestation. En effet, il n'y a pas plus de 10 observations pour le poids moyen par semaine pour les cinq semaines suivant la 42e. 3 Lorsqu'on regarde de plus près, la figure 2.9b, qui est la différence de poids moyen pour le reste du Canada et le Québec, indique que quelque soit la durée en semaine de gestation, le reste du Canada a un poids par la durée de la gestation moyen supérieur par rapport au Québec. Ainsi, on voit qu'il existe une différence entre les provinces qui n'est pas expliquée par la gestation et que nous devons contrôler. 4

^{1.} Baby Center Canada (2016).

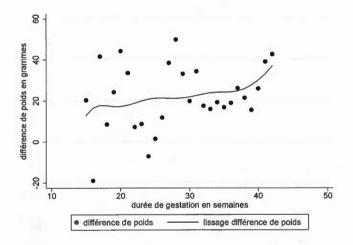
^{2.} Institut national de santé public au Québec (2014).

^{3.} Le poids moyen du reste du Canada après 43 semaines n'est pas observable sur le graphique.

^{4.} Ceci explique que cette différence ne sera pas abordée pour la suite de notre recherche.



(a) Reste du Canada comparé au Québec du poids moyen par gestation



(b) Différence du poids moyen entre le reste du Canada et le Québec

Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

Figure 2.9 Poids moyen par semaine de gestation des naissances canadiennes de 2006 à 2012

Afin de mieux capter la non-linéarité dans la durée de gestation, nous avons dû créer une variable catégorielle, car l'augmentation du poids du fœtus n'est pas linéaire avec l'augmentation de la durée de gestation. ⁵ Les catégories ont été effectuées à partir de

^{5.} Au lieu de considérer la variable « durée de gestation » comme une « quantité », nous l'avons considéré comme un « état ».

la norme de l'Organisation mondiale de la santé (OMS). Suite à cette transformation de variable, on aperçoit au tableau 2.5 que les proportions sont sensiblement identiques entre le Québec et le reste du Canada. On remarque que les proportions pour la zone de clinique FIV sont légèrement plus élevées dans toutes les catégories sauf pour les prématurités moyennes (12,88 % contre 14,19 % pour le reste du Québec).

Tableau 2.5 tableau des catégories gestationnelles

	Canada	Reste du Canada	Québec	Zone clinique FIV	Reste du Québec (hors zone FIV)
Extrêmement prématuré (< 28 semaines)	0,45	0,45	0,45	0,460	0,395
Grande prématurité (28-31 semaines)	1,06	1,11	0,90 0,905		0,858
Prématurité moyenne, voir tardive (32-37 semaines)	13,49	13,58	13,19	12,88	14,19
Non prématuré (≥ 38 semaines)	85,00	84,87	85,46	85,76	84,56
Observations	2 615 850	2 018 840	597 010	478 895	120 455

Note: Répartition en pourcentage.

Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

Pour assurer la comparabilité de nos groupes à travers le temps, il nous faut maintenant vérifier si les variables que nous utiliserons comme contrôle (en plus de la variable durée de gestation) sont sensiblement les mêmes pour le groupe de traitement (naissance au Québec ou zone de clinique FIV) et le groupe de contrôle (naissance dans le reste du Canada ou reste du Québec).

2.3.2 Caractéristiques du nouveau-né

Le tableau 2.1 (dans la section « Nombre d'observations ») présente le lieu de naissance par province et par territoire des nouveau-nés, et montre que ce sont l'Ontario (37,63 %) et le Québec (22,87 %) qui sont les provinces avec le plus grand nombre de naissances sur la période d'analyse janvier 2006 à décembre 2012. Le tableau montre aussi que les territoires canadiens représentent uniquement 0,42 % de l'échantillon des naissances totales.

Le tableau 2.6 présente la proportion par année des naissances totales sur toute la période d'analyse pour les zones FIV et le reste du Québec. La figure 2.1 présente aussi cette information pour le QC et RDC (reste du Canada). On observe que chaque année, la proportion est pratiquement identique, quel que soit le groupe (zone FIV comparée aux autres).

Tableau 2.6 Proportion en pourcentage de la date de naissance par an

	Zone clinique FIV	Reste du Québec
Proportion sur		
l'année :		
2006	13,45	13,65
2007	13,80	14,14
2008	14,40	14,59
2009	14,54	14,78
2010	14,58	14,28
2011	14,56	14,40
2012	14,67	14,18
Observations	478 895	120 455

Note: Répartition en pourcentage.

Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

Le tableau 2.7 nous montre que pour les naissances par sexe, la proportion pour chacun des groupes est comparable.

Tableau 2.7 Pourcentage des naissances par sexe au Canada de 2006 à 2012

-	Canada	Reste du Canada	Québec	Zone clinique FIV	Reste du Québec
Masculin	51,31	51,31	51,31	51,32	51,27
Féminin	48,69	48,69	48,69	48,68	48,73
Observations	2 620 260	2 021 050	599 210	478 780	120 430

Note: Répartition en pourcentage.

Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

2.3.3 Caractéristiques des parents

Concernant la variable du statut matrimonial, on peut voir au tableau 2.8 que le Québec connaît une grande proportion de mères célibataires. Cela s'explique par le fait que les unions libres « conjoints de fait » sont classées dans la catégorie « mère célibataire » et que ces unions sont plus courantes au Québec. De plus, les mères mariées québécoises représentent la deuxième catégorie en termes de proportion tandis que les autres catégories (veuves, séparées, divorcées) sont sensiblement égales à celles du reste du Canada. Ces disparités entre ces deux catégories se trouvent aussi entre le groupe zone de clinique FIV et reste du Québec. Donc cette variable pourra tout de même être utilisée dans notre modèle.

Tableau 2.8 tableau du statut matrimonial de la mère

	Canada	Reste du Canada	Québec	Zone clinique FIV	Reste du Québec
Célibataire	30,55	20,37	60,84	56,94	76,37
Mariée	67,90	78,16	37,36	41,23	21,93
Veuve	0,07	0,06	0,11	0,11	0,09
Divorcée	1,07	0,97	1,39	1,40	1,33
Séparée	0,41	0,44	0,31	0,31	0,27
Observations	2 344 495	1 754 525	589 970	471 700	118 270

Note: Répartition en pourcentage.

Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

Dans notre modèle, nous avons remplacé le pays de naissance des parents par une nouvelle variable catégorique qui comprend les provinces et territoire du Canada et les régions du monde. Cela nous a permis de diminuer le nombre de catégories qui étaient de 256. Nous nous retrouvons donc avec 32 catégories (en plus de la catégorie inconnue) pour le lieu de naissance des parents qui sont : Canada (province et territoire Inconnu), Terre-Neuve et Labrador, Île-du-Prince Édouard, Nouvelle-Écosse, Nouveau-Brunswick, Québec, Ontario, Manitoba, Saskatchewan, Alberta, Colombie-Britannique, Yukon, Territoires du Nord-Ouest, Nunavut, Afrique, Asie, Europe, Amérique du Sud, Amérique Centrale, Caraïbes et Antilles, Océanie, Amérique du Nord, Afrique Centrale, Afrique Australe, Afrique du Nord, Afrique du Sud, Afrique de l'Ouest, Afrique de l'Est, Moyen-Orient et Asie Centrale, Asie du Sud, Asie de l'Est. Le tableau 2.9 présente les variables dichotomiques du lieu de naissance des parents. On voit que pour les naissances québécoises et celles du reste du Canada, les lieux de naissance des parents semblent identiques. La seule grande disparité reste le groupe « reste du Québec » où la proportion du lieu de naissance « reste du monde » reste la plus basse (5,436 % pour la mère et 9,048 % pour le père) comparée aux autres groupes. Cela s'explique par le fait que les villes d'immigration au Québec sont Montréal et Québec et qu'elles sont toutes deux dans le groupe de traitement. Ainsi, pour chacun des groupes que ce soit pour la mère ou le père, le lieu de naissance des parents se situe majoritairement au Canada.

Tableau 2.9 Lieu de naissance des parents

	Canada	Reste du Canada	Québec	Zone clinique FIV	Reste du Québec
Lieu de naissance de la mère					
Reste du Monde	27,80	29,38	22,45	26,73	5,44
Canada	72,20	70,62	77,55	73,27	94,56
Lieu de naissance du père					
Reste du Monde	34,66	37,21	26,05	30,32	9,05
Canada	65,34 62,79		73,95	69,68	90,95
Observations	2 620 415	2 021 060	599 355	478 895	120 455

Note: Répartition en pourcentage.

Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

Le tableau 2.10 représente toutes les autres variables de contrôle utilisées dans nos modèles. Les caractéristiques pour chacun des groupes semblent aussi identiques à part pour l'âge des parents où pour le groupe reste du Québec, les parents semblent légèrement plus jeunes, de deux ans en moyenne.

Tableau 2.10 Statistiques descriptives des variables de contrôle

	Canada	Reste du Canada	Québec	Zone clinique FIV	Reste du Québec
Parité de la mère : nombre total de naissances vivantes	1,9 (1,106)	1,9 (1,130)	1,8 (1,015)	1,8 (0,994)	1,9 (1,092)
Type de naissance	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
(nbr de bébé à l'accouchement)	(0,185)	(0,188)	(0,176)	(0,180)	(0,160)
Âge du père	32,5 (6,339)	32,5 (6,402)	32,4 (6,128)	32,8 (6,096)	30,9 (6,021)
Âge de la mère	29,5 (5,510)	29,5 (5,619)	29,4 (5,125)	29,76 (5,068)	27,9 (5,090)
Observations	2 620 330	2 020 980	599 355	478 895	120 455

Note: Coefficients de moyenne; écart-type entre parenthèses.

Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

Enfin, le tableau 2.11 nous indique la proportion de mères âgées de plus de 35 ans. On voit qu'au Québec les mères sont plus jeunes et c'est encore plus vrai dans les zones non FIV avec 89,79 % alors que la proportion provinciale est de 83,88 %.

Tableau 2.11 Âge de la mère de plus ou moins 35 ans

	Canada	Reste du Canada	Québec	Zone clinique FIV	Reste du Québec	
Moins de 35 ans	81,36	80,61	80,61 83,88		89,79	
Plus de 35 ans	18,64	19,39	16,12	17,60	10,21	
Observations	2 620 410	2 021 060	599 350	478 895	120 455	

Note: Répartition en pourcentage.

Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

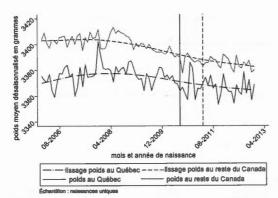
2.4 Choix de l'échantillon

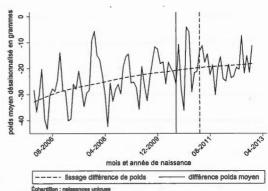
Nous avons travaillé sur deux échantillons pour chacun des modèles (DD1 et DD2): les naissances uniques et les naissances multiples. Par contre, pour le modèle concernant le poids à la naissance, nous nous sommes restreints à utiliser dans un premier temps les naissances uniques et dans un second temps les naissances multiples. Nous faisons donc une analyse conditionnelle au type de naissance sachant que le pourcentage de naissance multiple étant faible, les résultats pour l'ensemble des naissances sont pratiquement identiques à ceux des naissances uniques. Bien entendu, pour le modèle de la section d'analyse coût-bénéfice, pour déterminer les variations de naissances par catégorie, il a fallu utiliser comme échantillon toutes les naissances au Canada.

Avant d'estimer nos modèles, nous devons vérifier laquelle de ces populations respectent les hypothèses pour le modèle de différence en différences. Comme expliqué précédemment, il faut que les tendances avant l'introduction du traitement soient identiques pour le groupe contrôle et traité.

Nous estimons deux modèles de différence en différences. Le premier cas est lorsque le groupe contrôle est le reste du Canada tandis que le groupe de traitement est le Québec (soit DD1). Les graphiques 2.10a et 2.10c présentent le poids moyen désaisonnalisé des naissances au Québec et reste du Canada en fonction de l'échantillon choisi et les graphiques 2.10b et 2.10d présentent la différence du poids moyen des naissances au Québec et du poids moyen des naissances du reste du Canada durant la période d'analyse. Même en désaisonnalisant le poids à la naissance au Canada, il est quand même difficile de regarder directement les tendances du poids moyen. Pour cela, nous avons utilisé la méthode de lissage qui effectue une régression pondérée localement du poids sur le mois et année de naissance, et affiche la variable lissée sur le graphique par une courbe hachurée. Nous remarquons que seul l'échantillon naissances multiples (figure 2.10c) respecte la tendance commune puisque la variation de poids avant et

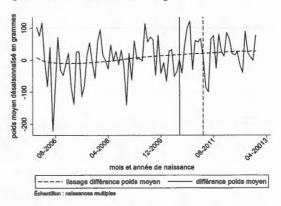
après l'introduction de la loi (figure 2.10d) n'a pas changé. Par contre la population des naissances uniques (figure 2.5a) ne possède pas une tendance commune puisque la variation de poids (figure 2.10b) entre le groupe traité et contrôle ne fait qu'augmenter durant toute la période d'analyse. Néanmoins pour les deux graphiques, on ne voit pas de choc de différence de poids au niveau de la droite hachurée qui correspond à la date du choc. Ainsi, on ne peut pas graphiquement émettre l'hypothèse que l'introduction de la loi (droite verticale pleine) a entraîné neuf mois plus tard une baisse de la moyenne du poids à la naissance au Québec. Au contraire, la différence semble se stabiliser post réforme.





- (a) Québec comparé au reste du Canada poids moyens des naissances uniques

(b) Différence poids moyens reste du Canada Québec des naissances uniques



- (c) Québec comparé au reste du Canada poids moyens des naissances multiples
- (d) Différence poids moyens reste du Canada Québec des naissances multiples

Note : La ligne verticale pleine est la date d'introduction de la loi tandis que la ligne verticale hachurée est la date de traitement.

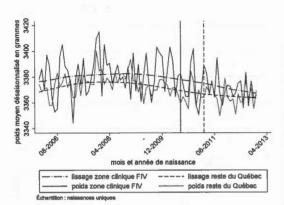
Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

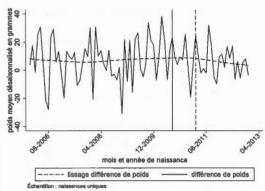
Figure 2.10 Poids moyen mensuel désaisonnalisé des naissances au Canada de 2006 à 2012

Le deuxième modèle de différences en différences que nous exécutons, soit DD2, est lorsque le groupe traité est la zone où la résidence de la mère se situe à 70km de la clinique autorisée à faire une FIV. Ici, nous nous intéressons seulement aux naissances au Québec et comme pour le premier modèle de DD, nous devons déterminer quel échantillon respecte les hypothèses pour exécuter le modèle correctement.

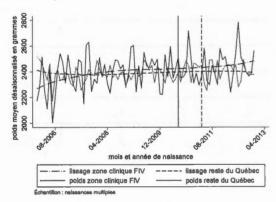
Nous avons également dans le cas présent utilisé la méthode de lissage pour mieux observer la tendance de poids mensuel. Nous observons que l'hypothèse de tendance commune est observable pour les échantillons de sous population de naissances uniques (figure 2.11a) et sous population de naissances multiples (figure 2.11d).

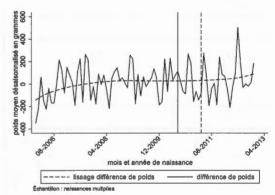
Nous remarquons aussi que la différence de poids à la naissance dans la zone FIV et dans le reste du Québec n'est pas très grande pour la sous-population de naissances uniques (figure 2.11b) puisqu'elle oscille autour de dix grammes. Pour la sous-population de naissances multiples (figure 2.11d), le groupe de naissances multiples dans la zone de cliniques FIV avait un poids moyen désaisonnalisé mensuel plus faible de près de 200 grammes avant d'avoir un poids légèrement supérieur autour d'avril 2008 jusqu'à la fin de période d'analyse en décembre 2012. La figure 2.11 montre que, après l'introduction de la politique, la hausse du nombre de naissances uniques de FIV (la droite verticale hachurée), il n'y a pas de choc de poids pour les naissances se situant dans la zone de clinique FIV. Ainsi, on ne peut pas graphiquement émettre l'hypothèse que l'introduction de la loi (droite verticale pleine) a entraîné neuf mois plus tard une baisse de la moyenne du poids à la naissance par rapport au reste du Québec.





- (a) Zone clinique FIV comparée au reste du Québec poids moyens des naissances uniques
- (b) Différence poids moyens zone clinique FIV et reste du Québec des naissances uniques





(c) Zone clinique FIV comparée au reste du (d) Différence poids moyens zone clinique FIV Québec poids moyens des naissances multiples et reste du Québec des naissances multiples

Note : La ligne verticale pleine est la date d'introduction de la loi tandis que la ligne verticale hachurée est la date de traitement.

Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

Figure 2.11 Poids moyen mensuel désaisonnalisé des naissances au Québec de 2006 à 2012

CHAPITRE III

RÉSULTATS

Trois objectifs seront analysés dans cette section. Premièrement, nous allons observer si la politique a permis de diminuer le nombre de naissances multiples au Québec à la suite du mandat du transfert unique d'embryon pour les procédures de FIV. Deuxièmement, sachant que la gratuité de la politique a augmenté le nombre de naissances uniques de FIV au Québec, nous allons observer si cette augmentation au niveau des naissances uniques a eu un impact sur le poids à la naissance des naissances uniques au Québec après l'introduction de la loi. Troisièmement, puisque la politique a diminué le nombre de naissances multiples dû à une procédure FIV via le mandat du transfert unique d'embryon, nous allons observer si la diminution de ces naissances multiples a eu un impact sur le poids à la naissance des naissances multiples au Québec après l'introduction de la loi.

3.1 Naissances uniques comparées aux naissances multiples

Le tableau 3.1 présente les résultats du coefficient de différence en différences de l'effet moyen et progressif des modèles DD1 et DD2 de l'intention de traitement sur la probabilité de naissances multiples. Les colonnes 1, 3, et 5 présentent les résultats du modèle DD1 et DD2 sans variables de contrôle (X_{it}). Les colonnes 2, 4, et 6 présentent les résultats avec contrôles socioéconomiques. Différents groupes contrôle et traité sont utilisés. Québec (traité) comparé au du reste du Canada (contrôle) dans les colonnes 1

et 2, zone FIV (traité) comparée au reste du Québec (contrôle) dans les colonnes 3 et 4, Québec (traité) comparé à l'Ontario (contrôle) dans les colonnes 5 et 6. Ces dernières régressions sont des tests de sensibilité sur le groupe de contrôle du modèle DD1. En effet, au lieu de garder le reste du Canada comme groupe de contrôle, nous n'avons gardé que la province Ontario puisque c'est cette dernière qui a le plus de caractéristiques communes avec le Québec. Enfin, toutes les régressions, présentent dans le tableau, ont un effet fixe qui est les trois premiers caractères du code postal du lieu de résidence de la mère.

Ces régressions nous permettent d'observer si le mandat de transfert unique d'embryon pour la politique de PMA a eu un impact au Québec. Que ce soit avec ou sans contrôle, nous observons que l'effet moyen est généralement négatif pour le modèle DD1. Ainsi la probabilité de naissances multiples au Québec après l'introduction de la loi a diminué de 0,2 % comparativement au reste du Canada ou à l'Ontario. Lorsque nous regardons l'effet progressif, on observe que l'effet sur la probabilité de naissances multiples en 2011 est nul (colonnes 1 et 2) et négatif (colonne 5 et 6). Cependant, en 2012, il est négatif dans tous les cas et statistiquement significatif lorsqu'on compare le Québec et l'Ontario. Ainsi, en 2012, la probabilité de naissances multiples au Québec a diminué de 0,4 % comparativement à l'Ontario et cette probabilité est significative à 99,9 %. Enfin lorsqu'on regarde au sein du Québec, pour l'effet moyen nous avons un effet positif proche de zéro et fortement non significatif, et pour l'effet progressif un effet positif en 2011 et un effet négatif en 2012 proche de zéro non significatif que ce soit pour les régressions avec ou sans variables de contrôle socioéconomiques.

Tableau 3.1 Effets de l'intention de traitement (ITT) sur la probabilité de naissances multiples

	Québec vs Reste du Canada		Zone FIV vs Reste du	Québec	Québec vs Onta	ario
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Effet moyen \(\lambda \)	-0,001	-0,002	0,001	0,001	-0,001	-0,002
	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,002)
	[0,266]	[0,184]	[0,359]	[0,442]	[0,358]	[0,280]
Effet progressif						
λ_{2011}	0,001	0,000	0,003	0,002	-0,001	-0,001
	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)
	[0,553]	[0,864]	[0,044]	[0,127]	[0,583]	[0,312]
λ ₂₀₁₂	-0,002	-0,002	-0,000	-0,001	-0,003	-0,004
	(0,002)	(0,002)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)
	[0,289]	[0,154]	[0,899]	[0,662]	[0,001]	[0,000]
Effets Fixes	3 carac	3 carac	3 carac	3 сагас	3 carac	3 carac
Contrôle	Non socioéconomique	Tous	Non socioéconomique	Tous	Non socioéconomique	Tous
Observations	2 616 765	2 616 615	599 145	599 005	1 583 555	1 583 415

Note: Écart-type groupé et robuste entre parenthèses et valeur p entre crochets.

Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

Ainsi, le mandat du transfert unique d'embryon semble avoir mené à une réduction des naissances multiples au Québec comparativement à l'Ontario.

Nous nous tournons maintenant vers l'effet de la politique sur le poids à la naissance : premièrement pour les naissances uniques, puis pour les naissances multiples.

3.2 Naissances uniques

Le tableau 3.2 présente les résultats du coefficient de différence en différences obtenus de $\hat{\lambda}$ de $DD1_a$ pour différentes régressions. Nous avons effectué quatre régressions différentes pour l'échantillon naissances uniques au Canada. La colonne 1 est la régression qui ne contient pas de variables de contrôle socioéconomiques, mais inclut les effets fixes au niveau du code postal à trois caractères. Les colonnes 2, 3 et 4 sont les régressions qui contiennent toutes les variables de contrôle disponibles dans la base de données (l'année de naissance, le mois de naissance, la province de naissance, le sexe, la gestation, le type de naissance, la parité, l'âge de la mère et du père, l'âge au carré de la mère, et lieu de naissance des parents). Seul le regroupement des effets fixes est

différent. Les effets fixes sont respectivement soit le premier caractère du code postal du lieu de résidence de la mère, soit les trois premiers caractères, soit les six. Néanmoins, il ne faut pas choisir un regroupement trop petit ou trop grand pour obtenir un regroupement qui permette de bien capter les caractéristiques fixes, mais non observables. Par année, le nombre de naissances par lieu de résidence de la mère pour les six caractères du code postal est de deux tandis qu'il est de 231 lorsqu'on choisit les trois premiers caractères du code postal. Il semble donc souhaitable d'élargir le regroupement à au moins 3 caractères. De plus, le graphique du poids moyen désaisonnalisé sur l'échantillon naissances uniques avec comme groupe de contrôle le reste du Canada et pour le groupe traité le Québec a montré qu'il n'y avait pas de tendance commune pour toutes les régressions. Pour ce faire nous avons introduit l'interaction entre l'année et la variable dichotomique « être dans le groupe contrôle » ou « être dans le groupe traité », pour capter cette différence de tendance. Ensuite, nous avons ajouté à nos régressions l'âge de la mère au carré puisque la littérature nous indique l'importance de cette variable sur l'impact du poids à la naissance du bébé. Enfin, les écarts-types robustes groupés au niveau du code postal sont présentés entre crochets.

Tableau 3.2 Effets moyens de l'intention de traitement (ITT) sur le poids pour les naissances uniques entre le Québec et le reste du Canada

	(1)	(2)	(3)	(4)
λ Entre avril	-0,659	0,330	0,330	0,330
2011 × Québec	(3,030)	(2,590)	(3,090)	(2,926)
	[0,828]	[0,908]	[0,915]	[0,917]
Effets Fixes	3 carac	1 carac	3 carac	6 carac
Contrôle	Non socioéconomique	Tous	Tous	Tous
Observations	2 529 870	2 529 730	2 529 730	2 529 730

Note: Écart-type groupé et robuste entre parenthèses et valeur p entre crochets.

Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

Pour la régression 1, nous obtenons un coefficient de -0,695 statistiquement non différent de zéro c'est-à-dire que neuf mois après l'introduction de la loi concernant la gratuité de la FIV à transfert unique d'embryons, le poids de naissance au Québec pour les naissances uniques a diminué de 0,695 gramme, mais cet effet n'est pas statistiquement différent de zéro. Lorsqu'on introduit les variables de contrôle, le coefficient d'intérêt, soit l'effet d'être né après avril 2011 au Québec, est négatif et non significatif, quel que soit le regroupement choisi pour les effets fixes (le coefficient reste le même, seul l'écart-type diminue en fonction du regroupement plus précis). Ainsi, on conclut qu'il n'y a pas d'impact significatif de la FIV sur le poids du nouveau-né. À un niveau de 5 %, nous ne pourrions pas détecter des effets inférieurs à six grammes environ en valeur absolue (ITT). Considérant que 2,5 % des naissances sont issues de la FIV au Québec pour les naissances uniques, l'effet sur les naissances ne peut être détecté qu'à partir de 6/0,025 soit 240 grammes (ATT). ¹

À la vue des résultats précédents, nous allons utiliser les régressions 1 et 3 dans la suite de notre recherche.

Le tableau 3.3 présente les résultats du modèle DD1 (Québec comparé au reste du Canada) pour les effets moyens et les effets progressifs, les résultats du modèle DD2 (zone de clinique FIV et reste du Québec) ainsi que les résultats entre le Québec et l'Ontario pour l'échantillon naissances uniques. ² Le panel du haut présente l'effet moyen et les effets progressifs sur le poids à la naissance. Le panel du bas présente les effets estimés sur la probabilité que l'enfant ait un poids inférieur à 2 500 grammes (probabilité de faible poids). Deux régressions ont été effectuées pour chacun des modèles. Les colonnes 1, 3 et 5 présentent les régressions sans variables de contrôle socioéconomiques. Les colonnes 2, 4 et 6 incluent toutes les variables de contrôle disponibles dans la base de données.

^{1.} Les 6 g ont été obtenus en multipliant l'écart-type par 1,96 pour permettre le seuil à 5 %.

^{2.} Ce dernier étant un test de sensibilité de groupe contrôle.

Tableau 3.3 Effets de l'intention de traitement (ITT) sur le poids et la probabilité de petit-poids pour les naissances uniques.

		Québec vs Reste du Canada		Zone FIV vs Reste du Québec		Québec vs Ontario	
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Effet moyen \(\lambda \)	-0,659	0,330	0,384	-2,148	-4,811	-2,998
		(3,030)	(3,090)	(4,748)	(4,545)	(3,367)	(3,537)
e		[0,828]	[0,915]	[0,936]	[0,637]	[0,153]	[0,397]
la naissance	Effet progressif			2.7			
na	λ ₂₀₁₁	-3,639	-3,315	-3,356	-4,094	1,290	-0,406
à la		(3,196)	(3,165)	(3,608)	(3,571)	(2,477)	(2,493)
Poids 3		[0,255]	[0,295]	[0,353]	[0,252]	[0,603]	[0,871]
Po	λ ₂₀₁₂	-3,307	-2,604	-3,177	-3,448	3,313	1,168
		(3,652)	(3,628)	(4,429)	(4,440)	(2,789)	(2,783)
		[0,365]	[0,473]	[0,473]	[0,438]	[0,235]	[0,675]
	Effet moyen \(\lambda \)	0,000	0,000	-0,001	-0,001	0,002	0,002
S		(0,001)	(0,001)	(0,002)	(0,002)	(0,001)	(0,001)
oio		[0,670]	[0,707]	[0,660]	[0,713]	[0,149]	[0,151]
60	Effet progressif	200.00		C418			
lg]	λ ₂₀₁₁	0,000	-0,000	-0,000	-0,000	-0,001	-0,001
e fo		(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)
ité d		[0,824]	[0,971]	[0,882]	[0,736]	[0,343]	[0,305]
Probabilité de faible poids	λ ₂₀₁₂	0,002	0,001	0,001	0,000	-0,000	-0,000
Prob		(0,001)	(0,001)	(0,002)	(0,002)	(0,001)	(0,001)
		[0,285]	[0,490]	[0,617]	[0,831]	[0,991]	[0,856]
	Effets Fixes	3 carac	3 carac	3 carac	3 carac	3 carac	3 codes
	Contrôle	Non socioéconomique	Tous	Non socioéconomique	Tous	Non socioéconomique	Tous
	Observations	2 529 870	2 529 730	579 865	579 730	1 528 780	1 529 650

Note: Écart-type groupé et robuste entre parenthèses et valeur p entre crochets.

Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

Régression avec effet moyen

Concernant le poids à la naissance, l'effet moyen pour le modèle DD1 a déjà été analysé dans le tableau 3.2. Ainsi, nous allons expliquer l'effet moyen pour le modèle DD2 pour l'échantillon naissances uniques (colonnes 3 et 4). Ce qui diffère est la population cible puisque pour ce modèle, nous nous intéressons aux naissances québécoises. Ainsi, être né après avril 2011 dans la zone de clinique FIV au Québec entraîne un poids supérieur de 0,384 gramme, mais cette différence n'est pas statistiquement significative. Lorsque les variables de contrôle sont incluses (colonne 4) le coefficient devient même négatif. Être dans le groupe traité et être né après 2011 entraînerait dans ce cas une diminution de 2,148 grammes, mais là aussi ce coefficient est nettement non significatif. Enfin

pour le test du groupe contrôle, nous remarquons que comparativement à $DD1_a$ un effet moyen négatif non significatif pour les deux régressions. Ainsi, pour les deux modèles, l'effet moyen obtenu montre qu'il n'y a pas d'impact significatif de la FIV sur le poids du nouveau-né.

Pour la probabilité de faible poids, l'effet moyen de $DD1_a$ est nul et non significatif dans les deux cas.

Régression avec effet progressif

Concernant le poids à la naissance, nous observons qu'être né entre avril et décembre 2011 au Québec (λ_{2011}) et être née en 2012 au Québec (λ_{2012}) entraîne un poids à la naissance inférieur (supérieur à 3 grammes environ dans les deux cas), mais ces coefficients sont non significatifs. Lorsqu'on introduit les variables socioéconomiques, on remarque que l'année du choc le poids à la naissance au Québec ne change pas et que l'année suivante ce coefficient diminue légèrement en restant toutefois non significatif. Cette fois le seuil à 5 % est de 6,66 grammes pour l'ITT soit 266,4 grammes (6,66/0.025) pour l'ATT. C'est donc une estimation relativement précise qui tend à supporter l'idée qu'il n'y a pas eu d'impacts importants (négatifs ou positifs) sur le poids à la naissance au Québec à la suite des naissances issues de FIV. Les colonnes 3 et 4 de la section effet progressif se rapportent au modèle DD2_b (avec pour groupe de traitement être dans la zone FIV et pour contrôle le reste du Québec). Les résultats sans contrôle (colonne 3) suggèrent que le poids à la naissance dans les zones de clinique FIV a diminué de 3,356 grammes la première année, mais cet effet est non significatif. La deuxième année, le coefficient λ_{2012} est de -3,177, mais demeure non significatif. La colonne 4 contient les variables de contrôle socioéconomique. Les coefficients indiquent que la première année le poids à la naissance des zones de clinique FIV est inférieur à celui du reste du Québec avec une différence de 4,094 grammes tandis que la deuxième année cette différence diminue laissant tout de même une différence de près de 3,448 grammes. Néanmoins, tous ces coefficients sont non significatifs. Ainsi, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle qui est qu'il n'y a pas d'impact sur le poids à la naissance à la suite de l'augmentation des naissances uniques issues de FIV. Ainsi au sein du Québec la procédure de FIV n'a pas d'effet direct progressif sur le poids à la naissance.

Pour la probabilité de faible poids, pour la première année à la suite de l'introduction de la loi, pour le modèle $DD1_b$ et $DD2_b$, la probabilité de faible poids pour les naissances uniques est nulle non significative. Néanmoins, lors de la deuxième année la probabilité diminue de 0,2 point de pourcentage (p.p.) pour, $DD1_b$ mais ce coefficient reste tout de même non significatif. Quant au modèle $DD2_b$, son coefficient reste encore nul non significatif. En revanche, le modèle de test de sensibilité du groupe contrôle donne des résultats différents par rapport au groupe contrôle reste du Canada. En effet, la première année indique que la probabilité de faible poids pour les naissances uniques au Québec la probabilité diminue de 0.1 p.p. comparativement à l'Ontario et que lors de la seconde année cette probabilité est nulle avec un signe négatif. De nouveau, les résultats obtenus sont non significatifs.

Ainsi, ce modèle progressif ne suggère pas que la FIV entraîne un plus faible (ou fort) poids à la naissance. Et ne suggère pas également que la FIV entraîne une augmentation (ou diminution) de la probabilité de faible poids.

3.3 Naissances multiples

Le tableau 3.4 présente les mêmes régressions et les mêmes modèles que le tableau 3.3 à la différence que l'échantillon retenu est celui des naissances multiples du Canada (DD1) et du Québec (DD2). Seule la variable d'interaction entre l'année de naissance et la variable dichotomique du groupe de traitement n'est pas présente puisqu'ici, pour chacun des modèles, la tendance commune du modèle de différence en différences est

respectée.

Tableau 3.4 Effets de l'intention de traitement (ITT) sur le poids et la probabilité de petit-poids pour les naissances multiples.

		Québec vs Reste du Canada		Zone FIV vs Reste du	Zone FIV vs Reste du Québec		Québec vs Ontario	
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
	Effet moyen λ	5,542	-10,085	41,168	59,726	-5,532	4,633	
		(37,006)	(34,212)	(64,483)	(60,888)	(38,083)	(38,882)	
0		[0,881]	[0,918]	[0,524]	[0,327]	[0,885]	[0,905]	
E	Effet progressif							
SSS	λ ₂₀₁₁	13,879	3,421	86,002	75,332	8,466	-3,893	
Па		(32,853)	(33,357)	(48,663)	(51,784)	(35,460)	(40,645)	
Poids à la naissance		[0,673]	[0,918]	[0,078]	[0,146]	[0,811]	[0,924]	
ds		10-20-2	10.275.00	10.000.000	1704	- 10 10 10 10		
Poi	λ ₂₀₁₂	42,878	60,498	129,176	143,582	35,572	60,672	
		(47,413)	(50,087)	(84,948)	(77,761)	(50,212)	(52,454)	
		[0,366]	[0,227]	[0,129]	[0,066]	[0,479]	[0,248]	
	Effet moyen λ	-0,012	-0,009	0,021	0,020	-0,012	-0,014	
S		(0,028)	(0,028)	(0,057)	(0,054)	(0,031)	(0,031)	
00i		[0,667]	[0,747]	[0,708]	[0,713]	[0,697]	[0,648]	
le	Effet progressif							
aib	λ ₂₀₁₁	-0,008	-0,000	-0,011	-0,006	-0,003	-0,003	
ef		(0,031)	(0,031)	(0,045)	(0,048)	(0,032)	(0,033)	
ité d		[0,792]	[0,989]	[0,802]	[0,901]	[0,931]	[0,925]	
Probabilité de faible poids	λ ₂₀₁₂	-0,045	-0,045	-0,049	-0,050	-0,039	-0,046	
QQ.	2012	(0,036)	(0.035)	(0,061)	(0,056)	(0,038)	(0,037)	
Ь		[0,210]	[0,204]	[0,417]	[0,376]	[0,303]	[0,213]	
	Effets Fixes	3 carac	3 carac	3 carac	3 carac	3 carac	3 codes	
	Contrôle	Non socioéconomique	Tous	Non socioéconomique	Tous	Non socioéconomique	Tous	
	Observations	84 150	84 150	17 700	17 695	51 625	51 345	

Note: Écart-type groupé et robuste entre parenthèses et valeur p entre crochets.

Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

Régression avec effet moyen

Lorsqu'on regarde pour le poids à la naissance, le modèle sans variable de contrôle pour DD1 (colonne 1) suggère que l'effet moyen (λ) est positif non significatif avec une valeur de 5,542. Comme précédemment, l'introduction des variables de contrôle socioéconomiques (colonne 2) fait diminuer le coefficient, il est maintenant de -10,085 grammes pour une naissance multiple québécoise après avril 2011 comparativement à une naissance multiple dans le reste du Canada. Ainsi, la diminution des naissances multiples a entraîné une baisse du poids à la naissance. Néanmoins, λ est non significatif, nous ne pouvons donc pas rejeter l'hypothèse nulle de non-effet des FIV sur

le poids à la naissance. Ainsi, les régressions nous montrent que la procédure FIV n'a pas d'impact sur le poids du nouveau-né. Pour le modèle $DD2_a$, les résultats du modèle sans contrôle présentés dans la colonne 3 suggèrent un effet moyen de 41,168 soit un poids supérieur à la naissance de 41,168 grammes sans être significatif. Lorsqu'on introduit ces variables de contrôle (colonne 4), le poids augmente à 59,726 grammes. Il est tout de même encore non significatif. Enfin, quand on compare les coefficients obtenus avec le groupe contrôle reste du Canada et le groupe contrôle Ontario, nous observons des résultats contraires. En effet, ce dernier a un coefficient négatif pour le modèle sans contrôle et positif lorsqu'on ajoute ces variables. Mais dans cette situation aussi, les résultats sont non significatifs. Ainsi, les coefficients de l'effet moyen nous montrent que la procédure FIV n'a pas d'impact significatif sur le poids du nouveau-né.

Pour la probabilité de faible poids, $DD1_a$, le coefficient est négatif non significatif pour les deux régressions. C'est-à-dire, que la probabilité de faible poids a diminué 0,9 p.p. après l'introduction de la loi pour les naissances multiples. À l'inverse, pour $DD2_a$, les coefficients sont positifs. La probabilité de faible poids à augmenter de 2,0 p.p. pour la zone de cliniques FIV comparativement au reste du Québec. Cette probabilité reste tout de même non significative. Ainsi, les coefficients de l'effet moyen nous montrent que la procédure FIV n'a pas d'impact significatif sur la probabilité de faible poids.

Régression avec effet progressif

Pour le poids à naissance, on remarque que pour le modèle sans contrôle (colonne 1), le poids à la naissance au Québec entre avril et décembre 2011 (λ_{2011}) est supérieur à celui du reste du Canada avec une différence de près de 14 grammes. En 2012, (λ_{2012}) est d'environ 43 grammes. Mais dans les deux cas, ces effets sont non significatifs. Néanmoins, les résultats du modèle avec variables de contrôle présentés dans la colonne 2 suggèrent que les effets augmentent progressivement, au Québec le poids à la naissance a une différence supérieure de 3 grammes par rapport au reste du Canada en

2011. Alors que λ_{2012} indique que le poids à la naissance au Québec est supérieur de près de soixante grammes comparativement au reste du Canada. Lorsque nous comparons ces résultats avec ceux obtenus via le groupe de contrôle Ontario (colonne 6), nous remarquons le même comportement. La différence survient seulement pour λ_{2011} avec variables socioéconomiques puisque ce dernier est négatif. Pour DD2, les résultats du modèle sans contrôle (colonne 3) suggèrent que la première année le poids à la naissance dans la zone de clinique FIV est supérieur à celui du reste du Québec avec une différence de 86,002 grammes, mais en 2012 cette différence est supérieure avec une différence de 129,176 grammes. Lorsqu'on introduit les variables de contrôle (colonne 4), on observe que le poids à la naissance du groupe traité est supérieur avec λ_{2011} égal à 75,332 grammes. Puis cette différence augmente pour atteindre 143,582 grammes. Toutefois, tous les effets obtenus sont non significatifs. Le modèle avec effet progressif, pour le cas de l'échantillon naissances multiples, nous indique que la diminution des naissances multiples de FIV a entrainé un poids à la naissance plus élevé au Québec la première année pour ensuite encore augmenté cette différence l'année suivante. Nous retrouvons la même interprétation lorsqu'on regarde les naissances multiples des zones FIV au Québec avec le reste du Québec. Mais la non-significativité de ces coefficients ne nous permet pas de rejeter l'hypothèse nulle. Ainsi on ne peut interpréter qu'il y ait un effet progressif sur le poids à la naissance à la suite de la procédure FIV.

Pour la probabilité de faible poids, λ_{2011} et λ_{2012} indiquent les mêmes résultats. Nous observons une diminution de la probabilité de faible poids au Québec comparativement au reste du Canada ou à l'Ontario. Et la même chose s'observe entre les zones de cliniques FIV québécoises et le reste du Québec. De nouveau, tous les résultats obtenus ne sont pas significatifs, il ne nous ait donc pas possible de rejeter l'hypothèse nulle qui est que la diminution des naissances multiples issues de FIV ait entrainé une diminution de la probabilité de naissances multiples de faible poids.

En conclusion, pour la variable du poids à la naissance, le coefficient d'intérêt est soit négatif soit nul pour les naissances uniques, et positif pour les naissances multiples concernant l'effet direct. Il est négatif pour les naissances uniques et positif pour les naissances multiples, pour l'effet progressif. Lorsque nous regardons enfin la probabilité de faible poids, nous observons un effet nul que ce soit pour l'effet moyen ou progressif concernant les naissances uniques et un effet négatif pour les deux types d'effet sur les naissances multiples. Mais un consensus revient qui est que tous les résultats obtenus sont non significatifs. Ainsi, quelles que soient nos spécifications, nous trouvons que la FIV n'a pas d'impact significatif (positif ou négatif) sur le poids des nouveau-nés, ainsi que sur la probabilité de faible poids.

3.4 Tests de sensibilité

Nous avons effectué cinq tests de sensibilité pour vérifier la robustesse de notre analyse. Le premier test est un test sur le poids à la naissance. Dans le modèle de base, nous avions enlevé les valeurs extrêmes, soit 0,01 % de part et d'autre de la distribution du poids à la naissance (se référer à la figure 2.3). Ainsi, le premier test est le modèle de base avec ces valeurs extrêmes. Les trois tests qui suivent sont des tests sur la durée de gestation puisque cette variable a un impact important sur le poids à la naissance. Le premier test consiste à enlever les nouveau-nés extrêmement prématurés, c'est-à-dire inférieurs à 28 semaines de gestation. Pour le second test, nous enlevons de l'échantillon les naissances qui sont extrêmement prématurées et grands prématurés, c'est-à-dire les naissances avec moins de 32 semaines de gestation. Pour le troisième test, nous enlevons de l'échantillon les naissances qui ont une durée de gestation supérieure à 43 semaines puisque pour le Québec la durée la plus grande durée en gestation est de 43 semaines et cela ne concerne que 21 naissances dans tout le Québec pendant la période d'analyse. Le dernier test de sensibilité que nous avons effectué concerne les premières naissances, c'est-à-dire que nous avons gardé dans l'échantillon unique-

ment les premières naissances des mères, puisque dans la littérature il est indiqué que les premières naissances sont principalement de plus faible poids que les naissances suivantes.

3.4.1 Naissances uniques

Le tableau 3.5 présente les résultats des coefficients d'intérêt en réponse au test de sensibilité effectué pour les modèles DD1 et DD2 avec comme échantillon les naissances uniques pour la variable de poids à la naissance. Chaque coefficient de test doit être comparé avec le coefficient de la première ligne qui est le coefficient du modèle choisi soit la régression avec toutes les variables de contrôle, effets fixes à trois caractères du lieu de résidence de la mère et écart-type groupé et robuste (ces résultats sont reportés sur la première ligne « base » du tableau 3.5).

Tableau 3.5 Tests de sensibilité des effets de l'intention de traitement (ITT) sur le poids pour les naissances uniques.

	Québec vs Reste du Canada				Zone FIV vs Reste du Québec			
	λ	λ_{2011}	λ_{2012}	Obs	λ	λ_{2011}	λ_{2012}	Obs
Base	0,330	-3,315	-2,604	2 527 755	-2,148	-4,094	-3,448	579 085
	(3,090)	(3,165)	(3,628)		(4,545)	(3,571)	(4,440)	
	[0,915]	[0,295]	[0,473]		[0,637]	[0,252]	[0,438]	
Avec valeurs	-0,304	-4,427	-4,000	2 529 730	-2,070	-4,275	-4,241	579 730
extrêmes	(3,077)	(3,268)	(3,739)		(4,669)	(3,676)	(4,584)	
poids	[0,921]	[0,176]	[0,285]		[0,658]	[0,245]	[0,355]	
Exclut gestation								
< 28 semaines	-0,160	-3,554	-3,071	2 520 935	-2,414	-3,660	-3,599	577 680
	(3,077)	(3,165)	(3,565)		(4,579)	(3,558)	(4,252)	
	[0,959]	[0,262]	[0,389]		[0,598]	[0,304]	[0,398]	
< 32 semaines	0,290	-3,545	-2,502	2 501 990	-2,846	-4,498	-4,182	573 965
	(2,959)	(2,981)	(3,469)		(4,374)	(3,301)	(3,975)	
	[0,922]	[0,235]	[0,471]		[0,516]	[0,174]	[0,293]	
> 43 semaines	0,164	-4,353	-3,809	2 526 845	-2,577	-4,718	-4,793	577 630
	(3,075)	(3,261)	(3,742)		(4,559)	(3,676)	(4,544)	
	[0,958]	[0,182]	[0,309]		[0,572]	[0,200]	[0,292]	
Premières	4,447	0,904	3,888	1 126 295	-3,332	-3,716	-2,593	264 325
naissances	(5,230)	(5,878)	(6,117)		(6,629)	(5,569)	(6,568)	
	[0,395]	[0,878]	[0,525]		[0,615]	[0,505]	[0,693]	

Note : Écart-type groupé et robuste entre parenthèses et valeur p entre crochets. Effets fixes avec 3 caractères du code postal du lieu de résidence de la mère. Toutes les variables de contrôle ont été utilisées.

Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

Le tableau 3.6 présente les résultats des coefficients d'intérêt en réponse au test de sensibilité effectué pour les modèles DD1 et DD2 avec comme échantillon les naissances uniques pour la variable de probabilité de faible poids.

Tableau 3.6 Tests de sensibilité des effets de l'intention de traitement (ITT) sur la probabilité de petit-poids pour les naissances uniques.

	Québec vs Reste du Canada				Zone FIV vs Reste du Québec			
	λ	λ2011	λ_{2012}	Obs	λ	λ_{2011}	λ_{2012}	Obs
Base	0,000	-0,000	0,001	2 527 755	-0,001	-0,000	0,000	579 085
	(0,001)	(0,001)	(0,001)		(0,002)	(0,001)	(0,002)	
	[0,707]	[0,971]	[0,490]		[0,713]	[0,736]	[0,831]	
Avec valeurs	0,000	-0,000	0,001	2 532 315	-0,001	-0,001	0,001	581 275
extrêmes	(0,001)	(0,001)	(0,001)		(0,002)	(0,001)	(0,002)	
poids	[0,744]	[0,770]	[0,355]		[0,758]	[0,614]	[0,602]	
Exclut gestation								
< 28 semaines	0,000	-0,001	0,001	2 523 510	-0,001	0,001	-0,001	579 215
	(0,001)	(0,001)	(0,001)		(0,002)	(0,001)	(0,002)	
	[0,745]	[0,643]	[0,462]		[0,696]	[0,490]	[0,716]	
< 32 semaines	0,000	-0,000	0,001	2 504 530	-0,000	-0,000	0,001	575 480
	(0,001)	(0,001)	(0,001)		(0,002)	(0,001)	(0,002)	
	[0,813]	[0,758]	[0,577]		[0,813]	[0,792]	[0,574]	
> 43 semaines	0,000	-0,000	0,001	2 528 320	-0,001	-0,001	0,001	578 965
	(0,001)	(0,001)	(0,001)		(0,002)	(0,001)	(0,002)	
	[0,882]	[0,703]	[0,379]		[0,672]	[0,618]	[0,561]	
Premières	-0,001	-0,002	-0,002	1 127 240	0,001	0,000	0,001	264 970
naissances	(0,002)	(0,002)	(0,003)		(0,003)	(0,002)	(0,003)	
	[0,475]	[0,296]	[0,466]		[0,822]	[0,862]	[0,689]	

Note : Écart-type groupé et robuste entre parenthèses et valeur p entre crochets. Effets fixes avec 3 caractères du code postal du lieu de résidence de la mère. Toutes les variables de contrôle ont été utilisées.

Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

Régression avec effet moyen

Concernant le tableau 3.5, pour le modèle $DD1_a$ (soit Québec comparé au reste du Canada), nous remarquons que dans la majorité des tests effectués, l'effet moyen (λ) ne change pas, il est positif et non significatif voir négatif proche de zéro. Seul le test des premières naissances donne un coefficient nettement supérieur. Mais ce dernier est encore non significatif. Pour le modèle $DD2_a$ (soit zone FIV et reste du Québec), nous remarquons que sur les tests effectués, $\hat{\lambda}$ ne change pas. Il est toujours négatif et non significatif.

Concernant le tableau 3.6, pour le modèle $DD1_a$, nous remarquons que pour tous les tests effectués, l'effet moyen (λ) ne change pas, il est nul et non significatif. Pour le modèle $DD2_a$, nous remarquons également que pour tous les tests effectués, l'effet moyen (λ) ne change pas, il est négatif et non significatif.

Ainsi, les tests de sensibilité sur l'effet moyen indiquent que la procédure FIV n'a pas d'impact sur le poids du nouveau-né et sur la probabilité de faible poids.

Régression avec effet progressif

Concernant le tableau 3.5, nous remarquons que pour le modèle $DD1_b$, seul le test des premières naissances a changé les effets progressifs. Ils sont devenus positifs, et non significatifs. Pour les tests sur le modèle $DD2_b$, aucun d'entre eux n'a changé de comportement comparativement au modèle de base.

Concernant le tableau 3.6, nous remarquons, pour les deux modèles $DD1_b$ et $DD2_b$, que les tests de sensibilité n'ont en aucun cas changé le coefficient ou la significativité de l'effet progressif obtenu par rapport au modèle de base.

Ainsi, les tests de sensibilités sur les régressions avec effet progressif pour l'échantillon naissances uniques indiquent que la procédure FIV n'a pas d'impact sur le poids du nouveau-né ou la probabilité de faible poids.

3.4.2 Naissances multiples

Le tableau 3.7 présente les résultats des coefficients d'intérêt en réponse aux tests de sensibilité effectués pour les modèles DD1 et DD2 avec comme échantillon les naissances multiples pour la variable poids à la naissance.

Tableau 3.7 Tests de sensibilité des effets de l'intention de traitement (ITT) sur le poids pour les naissances multiples.

	Québec vs Reste du Canada				Zone FIV vs Reste du Québec			
	λ	λ_{2011}	λ_{2012}	Obs	λ	λ_{2011}	22012	Obs
Base	-10,085	3,421	43,258	83 615	27,104	75,332	143,582	17 560
	(34,212)	(33,357)	(46,935)		(56,197)	(51,784)	(77,761)	
	[0,768]	[0,918]	[0,357]		[0,630]	[0,146]	[0,066]	
Avec valeurs	0,636	-2,583	60,498	84 150	59,726	91,880	194,370	17 695
extrêmes	(36,553)	(38, 105)	(50,087)		(60,888)	(55,765)	(86,631)	
poids	[0,986]	[0,946]	[0,227]		[0,327]	[0,100]	[0,025]	
Exclut gestation								
< 28 semaines	-13,241	8,687	-1,136	81 345	16,661	54,663	76,271	17 085
	(32,336)	(32,542)	(44,388)		(58,148)	(53,301)	(69,676)	
	[0,682]	[0,790]	[0,980]		[0,775]	[0,306]	[0,274]	
< 32 semaines	0,623	-10,725	37,876	72 740	-2,931	21,721	82,641	15 465
	(30,666)	(32,656)	(38,995)		(62,020)	(49,219)	(63,972)	
	[0,984]	[0,743]	[0,332]		[0,962]	[0,659]	[0,197]	
> 43 semaines	0,262	-3,442	60,386	84 065	25,648	89,649	195,361	17 660
	(36,655)	(38,350)	(50,089)		(56,174)	(56,191)	(86,621)	
	[0,994]	[0,928]	[0,228]		[0,648]	[0,111]	[0,025]	
Premières	113,538	106,473	130,922	21 850	-42,290	105,762	187,093	4 290
naissances	(77,227)	(68,845)	(97,344)		(160,112)	(98,752)	(163,045)	
	[0,142]	[0,122]	[0,179]		[0,792]	[0,285]	[0,252]	

Note : Écart-type groupé et robuste entre parenthèses et valeur p entre crochets. Effets fixes avec 3 caractères du code postal du lieu de résidence de la mère. Toutes les variables de contrôle ont été utilisées.

Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

Le tableau 3.8 présente les résultats des coefficients d'intérêt en réponse aux tests de sensibilité effectués pour les modèles DD1 et DD2 avec comme échantillon les naissances multiples pour la variable probabilité de faible poids.

Tableau 3.8 Tests de sensibilité des effets de l'intention de traitement (ITT) sur la probabilité de petit-poids pour les naissances multiples.

	Québec vs Reste du Canada				Zone FIV vs Reste du Québec			
	λ	λ_{2011}	λ_{2012}	Obs	λ	λ_{2011}	λ_{2012}	Obs
Base	-0,009	-0,000	-0,045	83 615	0,020	-0,006	-0,050	17 560
	(0,028)	(0,031)	(0,035)		(0,054)	(0,048)	(0,056)	
	[0,747]	[0,989]	[0,204]		[0,713]	[0,901]	[0,376]	
Avec valeurs	-0,007	0,008	-0,048	84 295	0,015	-0,007	-0,062	17 730
extrêmes	(0,027)	(0,030)	(0,035)		(0,053)	(0,046)	(0,056)	
poids	[0,792]	[0,793]	[0,176]		[0,771]	[0,879]	[0,272]	
Exclut gestation								
< 28 semaines	-0,009	-0,004	-0,033	81 480	0,029	-0,000	-0,032	17 115
	(0,029)	(0,033)	(0,036)		(0,059)	(0,052)	(0,059)	
	[0,749]	[0,905]	[0,352]		[0,628]	[0,999]	[0,593]	
< 32 semaines	-0,019	0,006	-0,062	72 860	0,031	0,010	-0,052	15 490
	(0,032)	(0.038)	(0,036)		(0,067)	(0,056)	(0,063)	
	[0,546]	[0,868]	[0,087]		[0,642]	[0,858]	[0,411]	
> 43 semaines	-0,007	0,008	-0,048	84 120	0,017	-0,005	-0,063	17 690
	(0,028)	(0,030)	(0,035)		(0,052)	(0,046)	(0,056)	
	[0,792]	[0,801]	[0,173]		[0,743]	[0,922]	[0,260]	
Premières	-0,062	-0,061	-0,026	21 870	0,185	0,005	0,167	4 300
naissances	(0,065)	(0,065)	(0,071)		(0,144)	(0,068)	(0,099)	
	[0,340]	[0,348]	[0,717]		[0,197]	[0,940]	[0,091]	

Note : Écart-type groupé et robuste entre parenthèses et valeur p entre crochets. Effets fixes avec 3 caractères du code postal du lieu de résidence de la mère. Toutes les variables de contrôle ont été utilisées.

Source : Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

Régression avec effet moyen

Pour le tableau 3.7, les tests effectués sur λ du modèle $DD1_a$, seul le test de sensibilité sur la suppression des gestations inférieures à 28 semaines ne change pas le coefficient. Pour les autres, le coefficient qui de base est négatif, passe positif proche du nul voir fortement positif, mais avec un grand écart-type pour le test des premières naissances. Pour le modèle $DD2_a$, les résultats du coefficient d'intérêt en réponse aux tests de sensibilité effectués indiquent qu'il ne change pas. Il reste négatif et non significatif. Seul le test des suppressions des gestations inférieures à 32 semaines et le test sur les premières naissances ont fait changer le coefficient, il a fortement diminué devenant négatif, avec une grande volatilité, mais la valeur p n'a pas réellement bougé.

Pour le tableau 3.8, les tests effectués n'ont pas altéré le signe ou la valeur du coefficient de l'effet moyen. En revanche, le test des premières naissances a fortement diminué pour $DD1_a$ et a également fortement augmenté pour $DD2_a$ tout en gardant le même signe comparativement au résultat obtenu suite au modèle de base. Mais, ils restent dans les deux cas non significatifs.

Ainsi, pour les naissances multiples, les tests de sensibilités sur l'effet moyen indiquent que la procédure FIV n'a pas d'impact sur le poids du nouveau-né ou la probabilité de faible poids, et qu'il y a une grande sensibilité pour les premières naissances.

Régression avec effet progressif

Pour le tableau 3.7, concernant le modèle $DD1_b$, chacun des tests de sensibilité a modifié le comportement des coefficients de base. Pour les premières naissances, la différence de poids a fortement augmenté. Pour les autres tests, c'est seulement un des effets progressifs qui a été touché. Dans cette situation d'un coefficient positif, il est devenu négatif, mais reste non significatif. Enfin, pour le modèle $DD2_b$, les tests n'ont pas changé le signe des coefficients ni la non-significativité. Mais nous observons de grandes variations de différence de poids.

Pour le tableau 3.8, pour le modèle $DD1_b$, seul le test des premières naissances change le coefficient de λ_{2011} , il devient plus négatif en restant non significatif. Puis pour le modèle $DD2_b$, ce sont les tests de suppressions des gestations inférieures à 32 semaines et celui des premières naissances qui donnent des résultats différents comparativement au modèle de base. Pour le test de sensibilité sur la gestation, λ_{2011} devient positif. Alors que pour les premières naissances ce sont les deux effets progressifs λ_{2011} et λ_{2012} qui deviennent positifs.

Ainsi, les tests de sensibilités des effets progressifs sur les naissances multiples indiquent comme pour l'effet moyen que la procédure FIV n'a pas d'impact sur le poids du nouveau-né ou sur la probabilité de faible poids, et montrent également une grande sensibilité concernant les premières naissances.

3.5 Conclusion des résultats

Dans notre étude, nous avons utilisé quatre modèles sur deux échantillons. Pour donner suite à l'introduction de la politique de gratuité des FIV et à l'augmentation du nombre de naissances uniques au Québec, nous voulions, avec les modèles, voir si le poids à la naissance a diminué comme la littérature le laisse sous-entendre. Nous savons également que les naissances multiples en elles-mêmes entraînent des bébés avec des poids plus faibles. Mais à la vue de nos résultats, nous ne pouvons pas en venir à cette conclusion. En effet, avec le modèle DD1, nous remarquons que les naissances québécoises, en augmentant leur proportion de naissances FIV, n'ont pas fait diminuer significativement le poids des nouveau-nés. Avec le modèle DD2, on observe toujours que le coefficient est négatif pour les naissances du groupe traité, mais ce coefficient est encore une fois non significatif. Ainsi, l'hypothèse nulle ne peut être rejetée. Ensuite avec l'échantillon des naissances multiples, nous avons eu les mêmes résultats, mais les coefficients étaient plus grands. En somme, nous ne pouvons pas conclure que les naissances uniques à la suite de FIV entraînent réellement des naissances avec un poids plus faible que les naissances uniques conçues spontanément.

La contribution en ce qui concerne la validité externe est que nous travaillons au sein de la population canadienne. Les caractéristiques des Canadiens sont semblables au monde occidental. Ainsi, les conclusions obtenues pourront être généralisées à d'autres populations telles que celles des États-Unis. Pour ce qui est de la validité interne, la politique oblige le transfert d'un seul embryon pour les naissances de FIV au Québec contrairement au reste du Canada et nous disposons de la population totale des naissances au

Canada, ainsi l'altération pourrait être due à l'échec de la randomisation (non-respect du transfert unique), au non-respect du protocole de traitement (la procédure FIV dans notre échantillon aboutit à une naissance), à l'attrition (nous avons dans le modèle que les naissances vivantes), et à la petite taille de l'échantillon (cela ne s'applique pas pour notre recherche puisque nous utilisons la base de données administrative de toutes les naissances du Canada). Mais nous ne pouvons savoir s'il y a des problèmes de validité interne dans notre étude sauf pour la taille de l'échantillon puisque nous utilisons des données administratives qui représentent toutes les naissances canadiennes enregistrées.

CHAPITRE IV

ANALYSE COÛT-BÉNÉFICE SOMMAIRE

Le 10 novembre 2015, le projet de loi 20 met fin à la gratuité universelle de la procréation médicalement assistée et impose diverses conditions à ceux qui veulent se prévaloir de crédits d'impôt liés à ces actes médicaux. Le ministre explique cette mesure afin de participer aux efforts de redressement des finances publiques puisque la politique depuis 2010 aurait coûté 216 millions de dollars.

Le but initial de la politique était de permettre d'alléger les coûts pour les couples et les femmes procédant aux fécondations in vitro, mais la politique de gratuité a permis d'attirer d'autres couples et femmes qui alors n'avaient jamais pris en compte cette alternative pour avoir un enfant étant donné le coût financier qu'elle demandait. Ainsi cette forte augmentation de la demande a entraîné une forte augmentation des coûts liés à la PMA pour les finances publiques.

Le deuxième but de la politique était de limiter les nombreux risques liés aux grossesses gémellaires en imposant le transfert d'un seul embryon ce qui a permis de remplacer un certain nombre de naissances multiples par des naissances uniques. Plus précisément, tel que mentionné au chapitre 2.3, le nombre de naissances attribuables au programme a baissé de 320 pour les naissances multiples et augmenté de 403 pour les naissances uniques, en 2012. ¹

^{1.} Nous regardons en 2012 puisque nous n'avons pas eu à notre disposition les années 2013 et 2014.

Ainsi, nous allons dans cette section calculer les coûts liés aux variations des naissances multiples et naissances uniques. Le but n'est pas de déterminer si le coût d'une naissance FIV en vaut la peine, mais plutôt de voir si la diminution des naissances multiples des FIV remplacée par des naissances uniques a permis une baisse des coûts de santé pour la société. Pour ce faire, nous utiliserons le coût moyen hospitalier néonatal par catégorie de poids à la naissance.

Pour notre étude de l'analyse des coûts direct et indirect de la FIV, nous utilisons une approche similaire à Haeck et Lefebvre (2016). Nous calculerons les coûts indirects de la FIV découlant des coûts hospitaliers néonataux des bébés de faible poids. Le tableau 4.1 colonne 1 montre les coûts néonataux par catégories de poids de naissance de Statistique Canada. Pour un nourrisson de poids extrêmement faible (< 750 g), les coûts moyens hospitaliers néonataux s'élèvent à 117 806 \$. Toutefois, ces coûts diminuent lorsque le poids du nourrisson augmente, ainsi un bébé de faible poids (compris entre 2 000 et 2 499 g) a un coût hospitalier de 4 617 \$. On remarque aussi qu'un bébé ne faisant pas partie de la catégorie faible poids (≥ 2 500 g) entraîne tout de même des coûts hospitaliers néonataux s'élevant à 952 \$. Ainsi comme l'indique le tableau 4.1, ces frais sont importants et sont pris en charge par l'administration publique. Il est donc important de les considérer dans notre analyse.

Nos résultats sont rapportés dans le tableau 4.1. La première colonne du tableau montre les catégories de poids en gramme et la deuxième, les coûts moyens en dollars des soins néonataux associés à ces naissances (tels que reportés par Haeck et Lefebvre (2016)). Les colonnes 2 et 3 représentent la variation de naissances uniques et multiples en 2012 comparativement aux années avant l'introduction de la loi (l'année du choc étant 9 mois après la loi donc, avril 2011). La colonne 4 présente la variation en pourcentage des naissances uniques par catégorie de poids. Enfin, la dernière colonne représente les 320 naissances multiples en moins réparties en fonction du pourcentage de la répartition des naissances uniques. En multipliant les coûts moyens par le nombre de naissances

multiples en moins par catégorie (colonne 3x1), on obtient le coût néonatal épargné sur l'ensemble de ces 320 naissances soit un total de près de 5 407 395 dollars. Ainsi, si l'on considère que ces 320 naissances multiples sont devenues des naissances uniques suite à la mise en place du programme, alors le coût épargné doit considérer le nouveau coût néonatal de ces naissances. Dans un second temps, en multipliant le coût néonatal par catégorie par la nouvelle répartition de 320 naissances uniques (colonne 1x5), on obtient un coût de près de 3 022 198 \$.

On peut conclure que le programme de transfert unique d'embryons a permis une économie en soins néonataux de l'ordre de 2 385 197 \$, en 2012.

Tableau 4.1 Analyse coût-bénéfice sommaire du mandat de l'embryon unique des naissances FIV en 2012

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Intervalle du poids à la naissance	Coûts moyens hospitaliers néonatals (\$ 2005)	Variation naissances uniques	Variation naissances multiples	Répartition de la variation des naissances uniques	Transfert naissances multiples à uniques
< 750	117 806	25	-18	0,062	20
750 - 999	89 751	6	-9	0,015	5
1000 - 1499	42 133	-15	-17	-0,037	-12
1500 - 1999	15 952	34	-68	0,084	27
2000 - 2499	4 617	9	-131	0,022	7
≥ 2500	952	344	-77	0,854	273
Total		403	-320		320

Source : colonne 1 Statistique Canada, CANSIM tableau 102-4509, année (2005 \$) et Base de données des Statistiques de l'état civil — Base de données sur les naissances.

Le coût budgétaire de la PMA en 2011/2012 était de 51 686 146 \$ et de 51 822 889 \$ en 2012/2013. Cependant d'après nos calculs, il faut tenir compte du fait que le mandat du transfert unique a permis une économie de près de 2M \$ soit 4,6 % du budget en 2012, en limitant les naissances multiples.

CONCLUSION

Janet Currie, dans sa présentation du 9 juin 2012 Why does health in early life matter? à l'Association canadienne d'Économique, conclut que : « from the perspective of child health it is very dubious to be subsidizing in vitro fertilization. It will lead to much lower child health. ». Mais si le poids est un indicateur de santé pertinent, notre modèle économétrique a montré qu'il n'y a pas de différence de santé entre les bébés issus de FIV et ceux issus de procréation naturelle. Que ce soit pour les naissances uniques ou multiples, l'hypothèse nulle que les FIV n'auraient pas d'effet sur le poids à la naissance ne peut jamais être rejetée. Ainsi, la FIV n'impliquerait pas de coûts directs additionnels pour la société ex post.

De plus, nous remarquons que le mandat de la politique du transfert unique d'embryons a permis au gouvernement de faire des économies, car les naissances supplémentaires uniques qui ont remplacé les naissances multiples de FIV qui auraient été présentes sans ce mandat, ont permis de diminuer le nombre de bébés de faible poids dans certaines catégories qui entraînent des coûts hospitaliers néonataux importants. Cette économie est de l'ordre de 2 M \$ en 2012 soit 4,6 % du budget de la PMA de cette même année.

D'autres directives auraient pu être mises en place pour diminuer les coûts pour l'État lié à la procréation médicalement assistée en plus du transfert unique d'embryon.

Une de ces politiques qui pourrait être mise en place serait une limitation d'âge de la mère pour l'utilisation de la PMA. La fertilité des femmes diminue avec l'âge; 91 % des femmes peuvent devenir enceintes de manière naturelle à l'âge de 30 ans, 77 % à

35 ans et 53 % à 40 ans. ² Griffiths *et al.* (2010) prouvent que plus la femme est âgée et plus le financement de la FIV est coûteux. Ils montrent également que la politique du transfert sélectif d'embryon n'est efficace que chez les femmes les plus jeunes (âge de la mère inférieur à 42 ans) et que le premier cycle est moins cher que les suivants. Ainsi, une limite d'âge permettrait de faire des économies qui seraient allouées pour financer les cycles de FIV pour les jeunes mères.

Enfin, une autre solution serait une ligne directrice sur le temps d'attente entre la première consultation pour infertilité et le premier cycle de FIV. Mol et al. (2000) ont analysé l'impact de cette mesure en estimant le coût additionnel par naissance vivante au Canada. Le temps d'attente moyen dans leur expérience est de deux ans et demi pour les femmes de moins de 35 ans. Pour ce faire, plusieurs stratégies sont mises en place, dont deux approches potentielles de traitement. La première se compose de trois cycles de FIV effectués le plus tôt possible, et la seconde de trois ou quatre cycles de FIV effectués si une grossesse entraînant une naissance ne survient pas naturellement après deux ans et demi. Que ce soit dans le groupe avec un temps d'attente ou non le pourcentage de couples qui a un enfant vivant après trois ans est comparable. Par contre, le coût pour une naissance additionnelle est nettement différent. Ils estiment un coût de 85 000 \$ s'il n'y a pas d'attente alors que ce coût est évalué à 68 000 \$ dans le cas contraire. Cela s'explique de par le pourcentage de FIV plus important dans le total des naissances (de 80 % dans le groupe sans temps d'attente contre 48 % avec attente). Une étude approfondie des conséquences de telles mesures serait sans doute importantes pour le Québec et le Canada et permettrait de montrer laquelle ou lesquelles de ces mesures sont les plus efficaces et à quel coût, afin de prendre des décisions éclairées quant au financement public de la PMA.

Notre étude permet de contribuer à la littérature, car très peu de papiers de recherche

^{2.} Gouvernement du Canada (2013)

étudient le cas du Canada que ce soit les effets de la procédure FIV sur le poids à la naissance, ou l'analyse des coûts des FIV. La faiblesse de notre mémoire concerne la base de données. Nous n'avions eu à notre disposition que les naissances jusqu'à décembre 2012; or le programme s'est terminé en novembre 2015. Il aurait donc été pertinent de calculer les économies du mandat sur toute la durée du programme et non sur une seule année. Un autre problème rencontré est que nous ne pouvions pas directement calculer le lien entre les naissances issues de FIV et le poids à la naissance puisque cette information n'est pas disponible dans la base de données. Sachant que cette base de données est une base de données administrative et qu'elle est remplie par les hôpitaux, il est alors possible de fournir l'information si la naissance est issue d'une PMA ou de conception naturelle.

ANNEXE A

TESTS DE MODÈLE

A.1 Test d'hétéroscédasticité

Nous avons vérifié l'hypothèse d'homoscédasticité du modèle MCO. Nous avons utilisé le test de Breusch-Pagan dont l'hypothèse nulle est que la variance est constante. En testant toutes nos variables de contrôle, nous rejetons l'hypothèse nulle dans les deux échantillons. Ainsi, les modèles devront utiliser des estimateurs robustes à l'hétéroscédasticité.

A.2 Test d'effets fixes

Finalement, afin de contrôler nos variables inobservées, nous voulions utiliser comme effet fixe, le code postal de résidence à six caractères de la mère. Nous avons donc dû faire le test d'Hausman qui permet de déterminer si les coefficients des deux estimations (sous effets fixes et sous effets aléatoires) sont statistiquement différents. Ainsi, sous l'hypothèse nulle d'indépendance entre les erreurs et les variables explicatives, les deux estimateurs sont non biaisés, donc les coefficients estimés devraient peu différer. En les comparant, le test nous indique que les estimations de ces coefficients ne sont pas égales. Ainsi, on rejette l'hypothèse nulle. L'utilisation des effets fixes est donc demandée dans notre modèle pour une meilleure estimation des coefficients.

BIBLIOGRAPHIE

- Agence canadienne des médicaments et des technologies de la santé (ACMTS) (2010). Financement public de la fécondation in vitro au Canada et sur la scène internationale. Récupéré de https://www.cadth.ca/fr/financement-public-de-la-fecondation-vitro-au-canada-et-sur-la-scene-internationale
- Baby Center Canada (2016). J'ai dépassé mon terme. Récupéré de https://www.babycenter.ca/a552040/im-overdue-now-what
- Bergh, T., Ericson, A., Hillensjö, T., Nygren, K. et Wennerholm, U.-B. (1999). Deliveries and children born after in-vitro fertilisation in Sweden 1982–95: a retrospective cohort study. *The Lancet*, 354(9190), 1579–1585.
- Bharadwaj, P., Eberhard, J. P. et Neilson, C. A. (2018). Health at birth, parental investments, and academic outcomes. *Journal of Labor Economics*, 36(2), 349–394.
- Bissonnette, F., Phillips, S., Gunby, J., Holzer, H., Mahutte, N., St-Michel, P. et Kadoch, I. (2011). Working to eliminate multiple pregnancies: a success story in Ouébec. *Reproductive biomedicine online*, 23(4), 500–504.
- Blondel, B., Kogan, M. D., Alexander, G. R., Dattani, N., Kramer, M. S., Macfarlane, A. et Wen, S. W. (2002). The impact of the increasing number of multiple births on the rates of preterm birth and low birthweight: an international study. *American journal of public health*, 92(8), 1323–1330.
- Castonguay, J., Strubb, M. et al. (2014). Analyses économiques de la procréation médicalement assistée. Centre interuniversitaire de recherche en analyse des organisations.
- CFAS (2001). AHR live birth rates for Canada news release: Fisrt time in Canada: Human assisted reproduction live birth rates for Canada. Canadian Fertility and Andrology Society. Récupéré de https://cfas.ca/public-affairs/canadian-art-register/
- CFAS (2014). AHR live birth rates for Canada news release: Fertility Society lauds clinics for dramatic reduction in multiple pregnancies in 2013. Canadian Fertility and Andrology Society. Récupéré de https://cfas.ca/public-affairs/canadian-art-register/

- CFAS (2015). AHR live birth rates for Canada news release: Canadian IVF Clinics achieve their objective of reducing multiple pregnancy rate less than 15 Canadian Fertility and Andrology Society. Récupéré de https://cfas.ca/public-affairs/canadian-art-register/
- CFAS (2016). Assisted reproductive technologies (ART) in Canada: 2015 results from the canadian ART register (CARTR). Canadian Fertility and Andrology Society. Récupéré de https://cfas.ca/public-affairs/canadian-art-register/
- Commissaire à la santé et au Bien-être (2013). Avis détaillé sur les activités de procréation assistée au Québec. Récupéré de www.csve.gouv.qc.ca
- Cousineau, M.-E. (2016). Se payer une fécondation in vitro grâce au sociofinancement. Radio Canada. Récupéré de http://ici.radio-canada.ca/nouvelle/798505/procreation-assistee-fecondation-in-vitro-campagne-sociofinancement
- Currie, J. (2012). Why does health in early life matter? Récupéré de https://milescorak.com/2012/06/11/why-does-health-in-early-life-matter/
- Gerris, J., De Sutter, P., De Neubourg, D., Van Royen, E., Vander Elst, J., Mangelschots, K., Vercruyssen, M., Kok, P., Elseviers, M., Annemans, L. et al. (2004). A real-life prospective health economic study of elective single embryo transfer versus two-embryo transfer in first IVF/ICSI cycles. *Human reproduction*, 19(4), 917–923.
- Gouvernement du Canada (2013). Santé publique service fertilité. Récupéré de https://www.canada.ca/fr/sante-publique/services/fertilite/fertilite.html
- Griffiths, A., Dyer, S. M., Lord, S. J., Pardy, C., Fraser, I. S. et Eckermann, S. (2010).

 A cost-effectiveness analysis of in-vitro fertilization by maternal age and number of treatment attempts. *Human Reproduction*, 25(4), 924–931.
- Gunby, J., Bissonnette, F., Librach, C., Cowan, L., of the Canadian, I. D. G. *et al.* (2011). Assisted reproductive technologies (ART) in Canada: 2007 results from the canadian ART register. *Fertility and Sterility*, 95(2), 542–547.
- Haeck, C. et Lefebvre, P. (2016). A simple recipe: The effect of a prenatal nutrition program on child health at birth. *Labour Economics*, 41, 77–89.
- Helmerhorst, F. M., Perquin, D. A., Donker, D. et Keirse, M. J. (2004). Perinatal outcome of singletons and twins after assisted conception: a systematic review of controlled studies. *Bmj*, 328(7434), 261.
- Hoffman, M. C., Jeffers, S., Carter, J., Duthely, L., Cotter, A. et González-Quintero, V. H. (2007). Pregnancy at or beyond age 40 years is associated with an increased

- risk of fetal death and other adverse outcomes. American Journal of Obstetrics & Gynecology, 196(5), e11–e13.
- Institut national de santé public au Québec (2013). Les naissances de faible poids. Récupéré de https://www.inspq.qc.ca/sites/default/files/responsabilite-populationnelle/f001_naissances_de_faible_poids.pdf
- Institut national de santé public au Québec (2014). Déclenchement du travail. Récupéré de https://www.inspq.qc.ca/information-perinatale/fiches/declenchement-du-travail
- Johnston, D., on Infertility, O. E. P., Adoption, Ontario. Ministry of Children et Youth Services. (2009). Faire croître l'espoir : recommandations du Comité d'experts en matière d'infertilité et d'adoption. Ministère des Services à l'enfance et à la jeunesse de l'Ontario. Récupéré de https://books.google.ca/books?id=UykLkAEACAAJ
- Koivurova, S., Hartikainen, A.-L., Gissler, M., Hemminki, E., Klemetti, R. et Järvelin, M.-R. (2004). Health care costs resulting from IVF: prenatal and neonatal periods. *Human Reproduction*, 19(12), 2798–2805.
- Kreyenfeld, M. et Konietzka, D. (2017). Childlessness in Europe: Contexts, causes, and consequences. *Dordrecht: Springer. doi*, 10, 978–3.
- Ledger, W. L., Anumba, D., Marlow, N., Thomas, C. M. et Wilson, E. C. (2006). Fertility and assisted reproduction: The costs to the NHS of multiple births after IVF treatment in the UK. *BJOG: An International Journal of Obstetrics and Gynaecology*, 113(1), 21–25.
- Lemons, J. A., Bauer, C. R., Oh, W., Korones, S. B., Papile, L.-A., Stoll, B. J., Verter, J., Temprosa, M., Wright, L. L., Ehrenkranz, R. A. *et al.* (2001). Very low birth weight outcomes of the National Institute of Child health and human development neonatal research network, january 1995 through december 1996. *Pediatrics*, 107(1), e1–e1.
- Maps Google (2017). Zone des cliniques FIV québécoises en service en 2013. Récupéré de https://drive.google.com/open?id= 1E1IEI9dZ7UsPfzuavGFNlJVbxlSQ-cv4&usp=sharing
- Mol, B. W., Bonsel, G. J., Collins, J. A., Wiegerinck, M. A., van der Veen, F. et Bossuyt, P. M. (2000). Cost-effectiveness of in vitro fertilization and embryo transfer. *Fertility and Sterility*, 73(4), 748–754.
- PA, C.-R., MJ, K., EL, S., Kerry, B., Tessa, M., MA, O., Harini, S., JF, P. et Laura, J. B. (2015). Maternal age and risk of labor and delivery complications. *Maternal and child health journal*, 19, 1202–1211. http://dx.doi.org/10.1007/s10995-014-1624-7

- Schieve, L., Meikle, S., Ferre, C., Peterson, H., Jeng, G. et Wilcox, L. (2002). Low and very low birth weight in infants conceived with use of assisted reproductive technology. *New England Journal of Medicine*, 346(10), 731–737. http://dx.doi.org/10.1056/NEJMoa010806
- Schmidt, L., Tedds, L. et Zaresani, A. (2017). Utilization with high out-of-pocket costs: Evidence from in-vitro-fertilization treatment.
- Statistique Canada. Tableau 102-4508 naissances vivantes, selon l'âge et la parité de la mère, Canada, annuel. Récupéré de http://www5.statcan.gc.ca/cansim/a26?lang=fra&id=1024508&p2=33
- Statistique Canada. Tableau 102-4509 naissances vivantes, selon le poids à la naissance et le sexe, Canada, provinces et territoires, annuel. Récupéré de http://www5.statcan.gc.ca/cansim/a26?id=1024509&pattern=&p2=-1&tabMode=dataTable&p1=1&stByVal=1&csid=&retrLang=fra&lang=fra
- Wølner-Hanssen, P. et Rydhstroem, H. (1998). Cost-effectiveness analysis of in-vitro fertilization: estimated costs per successful pregnancy after transfer of one or two embryos. *Human Reproduction (Oxford, England)*, 13(1), 88–94.
- Zaresani, A., Tedds, L. et Emery, H. (2016). Generosity of insurance coverage of assisted reproductive technology and incidence of multiple births in the US. Récupéré de https://ashecon.comfex.com/ashecon/2016/webprogram/Paper4646.html