

ÉTUDE D'IMPACT DE LA NOUVELLE ALLOCATION CANADIENNE POUR ENFANT  
SUR LA FÉCONDITÉ

par

Astan SANGARE  
(300062260)

Mémoire présenté au Département de science économique  
de l'Université d'Ottawa  
pour l'obtention du diplôme de Maîtrise  
Directeur du mémoire : Professeur Louis-Philippe Morin

ECO 6999

Ottawa, Ontario  
Novembre 2020



## Table des matières

|  |    |
|--|----|
| 1. Introduction .....                                  | 4  |
| 2. La revue de littérature .....                       | 5  |
| La politique de l'allocation familiale au Canada ..... | 10 |
| 3. Approche empirique et hypothèses. ....              | 15 |
| 4. Le modèle.....                                      | 23 |
| 5. Données et statistiques descriptives .....          | 23 |
| Données .....  | 23 |
| Statistiques descriptives .....                        | 24 |
| 6. Résultats.....                                      | 25 |
| 7. Discussion et conclusion .....                      | 29 |
| References.....  | 31 |
| Annexes.....   | 34 |

## 1. Introduction

Considérée comme faisant partie d'un vaste ensemble de mesures sociales, la politique familiale peut être définie comme « l'ensemble des mesures en faveur des familles, destinées à avoir un impact sur leurs ressources et éventuellement sur leur structure » (Roy et al., 2004). Son objectif principal serait donc d'aider les familles à subvenir aux besoins de leurs enfants, à travers la réduction des charges que représente l'enfant pour les parents ou la correction des différences de niveaux de vie. Cependant, un objectif numérique, alors implicite, serait envisageable dans le sens où elle pourrait avoir des conséquences natalistes et favoriser ainsi les naissances (Dandurand et Kempeneers, 1990).

Selon certains chercheurs, la distinction entre la politique familiale et la politique nataliste serait artificielle (De-Luca Barrusse, 2005; Roy et al., 2004). Pour favoriser la formation de nouvelles familles, la politique nataliste passe par l'amélioration, durable ou non, des conditions de vie des familles, d'où sa relation avec la politique familiale. Selon Hamel (1992), l'important est de souligner l'interdépendance des deux concepts. Il suggère de retenir l'idée que le volet nataliste peut constituer un élément stratégique de la politique familiale globale et inversement.

Au Canada, comme dans la plupart des pays industrialisés, les principales mesures des politiques familiales sont les allocations familiales (le soutien financier), les services de garde, l'assurance parentale, et d'autres mesures de conciliation travail-famille (durée et aménagement du temps de travail, congés pour obligation familiale).

Dans cette étude, je vais m'intéresser à la politique familiale canadienne de l'allocation familiale qui a été marquée par un changement majeur en 2016 avec l'arrivée d'un nouveau gouvernement Libéral. Il s'agit alors du passage de la prestation fiscale canadienne pour enfant (PFCE) à l'allocation canadienne pour enfant (ACE). Comme annoncée lors de la campagne électorale, le candidat libéral proposait un nouveau système d'allocation familiale plus avantageux pour les familles, progressiste et simplifié qui concernera environ 80% des familles canadiennes ayant des enfants et visant à aider les familles à assumer les frais inhérents à l'éducation de leurs enfants en leur apportant un soutien monétaire. Le but de cette étude est de voir si le passage à ce nouveau programme a un effet sur la fécondité sachant que les couples ont différents comportements face aux politiques mise en place. Les corrélations possibles entre les politiques et la fécondité peuvent donc varier en fonction de la façon dont ils réagissent à la politique.

Dans ce travail, je vais estimer une équation de fécondité des résidents du Canada pour la période de 2013 à 2017 en utilisant la méthode de différence en différence et en utilisant le travail de Milligan (2005) comme référence principale. À côté de cela, j'utilise également une méthode alternative d'estimation en regressant le nombre d'enfant de moins de 6 ans sur montant du transferts potentiel que la femme doit recevoir en fonction du niveau de revenu familial.

À partir des données de l'enquête canadienne sur les revenus, je suis arrivée aux résultats selon lesquels la nouvelle politique de l'allocation familiale canadienne n'a pas eu d'impact statistiquement significatif sur la fécondité pour les enfants de moins de 6 ans lorsqu'on considère l'ensemble des femmes. Cependant, un effet significatif est observé pour les femmes dont le revenu familial est inférieur à 60000\$. Il s'agit ici des femmes pour lesquelles la bonification de l'allocation en pourcentage du revenu est supérieure à 5% du revenu familial.

Pour présenter ce travail, je procéderai dans un premier temps à une revue de la littérature portant sur la fécondité, transferts gouvernementaux et un bref historique de la politique de l'allocation familiale au Canada au cours des dernières décennies. Par la suite je présenterai mes données ainsi que la construction de ma variable de montant potentiel. À cela suivra les hypothèses de l'analyse, l'approche empirique utilisée et la présentation de modèle. Pour finir je présenterai mes résultats et apporterai ma conclusion.

## 2. La revue de littérature

L'évaluation de l'effet de ces allocations n'est pas une tâche aisée ; par ailleurs, la littérature disponible sur le sujet invite à la retenue dans l'appréciation en raison de la difficulté de l'identification de l'effet à accorder à cette politique et de la variabilité des effets mesurés. Bon nombre de chercheurs, notamment des démographes, économistes et sociologues ont porté une attention particulière à la mise en évidence de liens entre les allocations familiales et la fécondité. Dès lors, il existe une vaste littérature entourant ce sujet.

Dans la théorie économique, les précurseurs de l'étude économique de la fécondité sont principalement Gary Becker et Richard Easterlin. Ils ont développé des démarches avec lesquelles les enfants peuvent être considérés comme un bien normal analogue à d'autres biens et services apportant une certaine satisfaction ou utilité à une famille (Andersen *et al.*, 2018).

Pour celle originellement présentée par Gary Becker (1960, 1981) avec le *New Home Economics*, il considère les préférences, mais insiste surtout sur le coût des enfants et du prix du temps des femmes, comme facteur explicatif de la fécondité. Dans ce cadre théorique, le choix des femmes entre la présence sur le marché du travail et le fait de rester à la maison pour s'adonner au soin du ménage se fait de façon explicite. Schultz (1986) ajoute que les enfants sont non seulement plus intensifs en temps que les autres biens (l'effet du salaire sur le nombre d'enfant est négatif) mais aussi que cette intensification est plus importante pour les femmes (l'effet prix relatif aux épouses est plus important que celui relatif aux époux). La contribution la plus significative du modèle de Becker est de reconnaître l'importance de ce coût d'opportunité dans l'explication de la baisse de la fécondité lorsque les pays se développent (Doliger, 2008). La croissance économique n'augmente pas uniquement les revenus, elle accroît également le coût des enfants, partiellement à cause du temps qui leur est consacré, dont la valeur augmente lorsque l'économie se développe (Lindert, 1980).

Cependant, la démarche liée à la théorie de Richard Easterlin (1961, 1975) par le biais du concept du revenu relatif, a reçu beaucoup d'attention. Il considère que le revenu relatif, représenté par le rapport entre les « aspirations matérielles » (ou les goûts pour un certain style de vie), et la capacité, en termes financiers, de réaliser ces aspirations, joue un rôle dominant dans l'explication du comportement reproducteur des jeunes couples. En se basant principalement sur l'expérience des États-Unis, il soutient que les aspirations matérielles sont formées par l'expérience du niveau de vie lors de l'adolescence dans le milieu familial d'origine (Easterlin, 1961). Ainsi, les individus qui sont élevés dans les familles riches ont développé des besoins importants à l'égard des biens matériels, par comparaison avec les individus élevés dans les familles plus modestes. Easterlin nous offre une théorie plus dynamique car elle prend en considération les cycles de vie des populations ou encore les changements de préférences en fonction du vécu (Doliger, 2008).

Quoi qu'il en soit, les enfants sont considérés comme étant des biens (ou services) ayant des coûts et des avantages, et les parents maximisent leur bien-être étant données leurs revenus et leurs préférences (Kyriazis, 1987). Ainsi, en prenant les prix des autres biens comme donnés et leurs propres goûts, les couples décident de dépenser dans les enfants ou les autres biens de consommation.

Lorsqu'un couple décide de faire un enfant (planifié), il est appelé à faire face aux coûts engendrés par ce dernier. Ces coûts sont composés de coûts directs et de coût indirects (Walker, 1995). Les coûts directs sont les coûts directement liés à l'enfant tels les soins et l'alimentation tandis que les coûts indirects comprennent à leurs tours les couts d'opportunités (liés à la perte de revenu d'un travail rémunéré) et le manque de croissance ou la perte des investissements en capital humain pendant que le parent – le plus souvent la mère – se retire du marché du travail pour s'occuper de l'enfant.

Ainsi, un éventuel effet du changement de la politique familiale sur les conduites en matière de fécondité pourrait être estimé à partir d'évaluation de l'impact sur ces trois composantes de coût. Les transferts en espèces aux familles peuvent affecter les décisions de fécondité grâce à la compensation de la perte de revenu à la maternité et au congé parental en modifiant le coût d'opportunité indirect (Andersen *et al.*, 2018).

Longtemps discuté dans la littérature, le niveau d'éducation de la femme a également été souligné, comme élément déterminant de la fécondité. Jusqu'au milieu des années 1970, les chercheurs considéraient que la fertilité chutait lorsque le niveau d'éducation augmente (Castro-Martin, 1995). Cette opinion a commencé à être discuté vers la fin des années 1970 avec Cochrane (1979) qui signala des surestimations l'effet de l'éducation sur la fécondité due à l'absence de contrôle pour l'âge, la zone de résidence ou encore la classe socio-culturelle. Bien que la relation entre la fécondité et l'éducation ne soit pas linéaire, l'augmentation du niveau d'éducation moyen chez la femme entraînerait tout de même une hausse du salariale qui contribue à son tour à une augmentation du coût d'opportunité d'avoir des enfants (Schultz, 2001). Comme quoi le coût d'opportunité suivrait le niveau de la rémunération et toute hausse du coût d'opportunité réduirait

l'incitation à faire plus d'enfants. Cependant, la corrélation négative entre la fécondité et la présence des femmes sur le marché du travail, dans les pays développés, a longtemps été interprétée comme une preuve de l'incompatibilité entre la maternité et le travail rémunéré (Ahn et Mira, 2002). Or, depuis les années 1980, cette relation négative s'est atténuée voir même devenu positive grâce aux politiques familiales et principalement celles qui tentent de réconcilier le travail et famille (Ahn et Mira, 2002).

Un autre facteur pertinent dans l'étude de la réaction des couples en réponse à une politique familiale à vocation nataliste est le statut (ou l'attachement) de la mère, en particulier, sur le marché du travail avant la maternité. Hotz et Miller (1988) ont étudié les liens entre les cycles de travail et de fécondité des femmes mariées aux États-Unis entre 1970 et 1980 avec des données de panel sur l'évolution salariale et familiale chez ces femmes ayant au moins un enfant. Leurs résultats suggéraient que lorsque le temps accordé à une maternité est élevé, moins grande sera son offre de travail et plus la probabilité d'avoir un autre enfant sera faible. Ils trouvent également que plus le revenu du conjoint augmente et plus la possibilité d'accroître la taille de la famille augmente. Selon eux, la taille de la famille dépendrait donc des choix des parents qui serait fonction du temps et l'argent. Avec son étude empirique sur le cas de la Norvège, Andersen (2018) explique que lorsque la mère est initialement sans emplois, on estime que son coût d'opportunité de la maternité sera nul. C'est également le cas lorsque l'arrivée d'un enfant n'oblige aucun des parents à laisser leur travail pour s'en occuper comme par exemple en le laissant gratuitement avec un proche et en supposant que le coût d'opportunité pour le proche est nul. Dans ces cas, on trouve un effet revenu pur de la prestation qui s'associe au revenu déjà disponible pour la famille. Dans les cas où la mère est initialement en emploi, une compensation partielle du coût d'opportunité de la maternité est obtenue grâce à la prestation familiale. Il serait donc fort probable d'obtenir une augmentation du nombre d'enfants chez les mères éligibles qui pourraient profiter de l'effet revenu pur ou la compensation partielle des coûts indirect (Andersen *et al.*, 2018).

Pour ce qui est d'autres études empiriques portant sur la fécondité et les variables économiques, une étude comparative a trouvé que les bonifications des politiques familiales<sup>1</sup> ont eu un impact sur la fécondité en raccourcissant l'intervalle de temps entre chaque naissance, notamment en Suède (Bjorklund, 2006). En Norvège également, Lappegård (2008) a trouvé les résultats selon lesquels, contrairement aux couples ne bénéficiant pas de congé parental, l'intervalle entre le premier et le deuxième enfant est plus court pour les couples qui en bénéficient. Cet intervalle est réduit lorsque le père prend plusieurs semaines de congé de paternité. Néanmoins, il ne trouve aucune relation significative entre la disponibilité des places en garderies subventionnées et la continuité de la procréation. Cependant, avec le fait que les parents peuvent retarder ou devancer

---

<sup>1</sup> Augmentation de la durée et la proportion des prestations du congé parental, augmentation du nombre de places et subvention des garderies.

le moment d'avoir un enfant, l'impact positif observé des mesures incitatives financières sur la fécondité pourrait être surestimé dans la mesure où les parents auraient de toutes façons eu le même nombre d'enfant mais plus espacé dans le temps. Dans ce cas, une nouvelle politique familiale avantageuse ne fera donc qu'accélérer la venue d'un enfant qui était programmé pour plus tard. Mais selon Breton et Prioux (2005), lorsqu'un deuxième enfant naît au cours de l'année qui suit la naissance du premier alors la probabilité d'agrandissement d'une famille est maximale (entre 60 % et 70 %); ils ajoutent que plus l'écart d'âge entre les deux premiers enfants est grand, moins il est probable que naisse un troisième enfant. En Allemagne plus récemment, de Riphahn et Wijnck (2017) se sont basés sur la réforme de 1996<sup>2</sup> du programme allemand d'allocations familiales pour identifier l'effet causal des allocations familiales hétérogènes sur la fécondité. En utilisant la méthode de différence de différences, ils sont arrivés à la conclusion qu'il n'y a pas d'effet statistiquement significatif de la réforme sur la fécondité des couples à faible revenu mais l'effet était positif pour les couples à revenu plus élevé décidant d'une deuxième naissance<sup>3</sup> de l'ordre de 10 à 23%.

Dans le contexte Canadien, plusieurs études ont été menées sur le thème. En utilisant des données temporelles agrégées sur la période de 1921 à 1988, Zhan, Quan et van Meerbergen (1994) ont étudiés l'effet de différentes mesures incitatives<sup>4</sup> sur le taux de fécondité. Ils ont trouvé que l'exonération fiscale, le crédit d'impôt pour enfants et les allocations familiales ont tous des effets significatifs et positifs sur la fertilité. De plus, tous les résultats restaient valables pour l'effet cumulatif des trois programmes de transfert fiscal. Une autre étude empirique vient supporter la théorie selon laquelle une augmentation du revenu salarial implique une diminution de la fécondité par l'accroissement du coût d'opportunité d'une éventuelle maternité tandis qu'un accroissement des transferts monétaires gouvernementaux pour alléger la prise en charge ou les soins des enfants contribue positivement à la fécondité (Lefebvre *et al.*, 1994).

Certains chercheurs se sont penchés sur le programme de bonis à la fécondité (Bébé bonus) que le Québec avait mis en place entre Mai 1988 et Septembre 1997 pour stimuler la fécondité des québécoises. Les transferts monétaires visaient non seulement la hausse des taux de fécondité, mais aussi l'augmentation de la taille de la famille<sup>5</sup>. Lefebvre et ses collègues Duclos et Merrigan (2001) trouvent un effet positif de ces incitations sur la fécondité et ce particulièrement pour les premiers, deuxièmes et troisièmes naissances. Ils ont observé non seulement les taux de fécondité totaux, mais aussi un taux de fécondité ajusté, le « Tempo-adjusted total fertility rate » dit de Bongaarts and Feeney qui neutralise le fait que les femmes puissent retarder leurs décisions de

---

<sup>2</sup> Dans son ensemble, la réforme a augmenté les allocations familiales mais cette augmentation variait selon le revenu du ménage et le nombre d'enfants.

<sup>3</sup> La réforme avait augmenté les allocations familiales pour le deuxième enfant, en particulier pour les familles à revenu élevé.

<sup>4</sup> Il s'agissait l'exonération fiscale pour enfants, du crédit d'impôt pour enfants, des allocations familiales et des prestations de congé de maternité.

<sup>5</sup> Le programme garantissait une prime non imposable de 500 \$ pour un premier enfant, 500 \$ (puis 1000 \$) pour un second, et 3000 \$ (jusqu'à 8000 \$ à partir de 1992) pour un troisième bébé. (Conseil de la famille et de l'enfance du Québec).

fécondité sous l'hypothèse qu'il n'y a pas d'effet de générations sur les taux de fécondité<sup>6</sup>. Ils ont utilisé l'approche des différences-en-différences entre le Québec et le reste du Canada avec un modèle de probabilité linéaire comme méthodologie empirique. Plus tard, Melligan (2005) compare également la politique du Québec au reste du Canada. Il met en œuvre une stratégie quasi-expérimentale en formant des groupes de traitement et de contrôle définis par le temps, la province et le type de famille, et trouve un effet positif de cette politique de "Bébé bonus" sur la fécondité. Son analyse a porté sur deux types de données, à savoir les données de l'état civil (sur les taux de fécondité au niveau agrégé) pour une analyse de tendances des cohortes et les micro-données de recensement (renseignant les caractéristiques individuelles) pour l'analyse de différences-en-différences. À partir du modèle de régression binomial probit, il estime des probabilités marginales et trouve une augmentation de la probabilité d'avoir un enfant en 1996 (versus 1991) est de 12% pour les femmes de 15 à 34 ans du Québec lorsque les caractéristiques des ménages sont prises en compte; et de 5,6% lorsqu'elles ne le sont pas. En portant une attention particulière à la configuration du programme et le rang des enfants, ses résultats suggèrent que le programme aurait entraîné une hausse de la probabilité d'avoir un enfant de 10 % du taux de fécondité chez les femmes qui n'avaient pas d'enfant, de 13 % chez les femmes qui avaient déjà un enfant, et de 25 % chez les femmes qui avaient déjà deux enfants ou plus.

Dans une étude comparative entre le Québec et l'Ontario, Moysen et Milan (2018) ont utilisé les données de l'état civil du Canada et de l'Enquête sur la population active (EPA) pour examiner la relation entre le taux de fécondité et l'activité des femmes de 15 à 44 ans sur le marché du travail en Ontario et au Québec pour la période allant de 1996 à 2016. Partant du constat que sur les 20 dernières années, les deux provinces ont suivi différentes stratégies concernant les programmes de congé parental et les services de garde d'enfants abordables, ils sont arrivés à la conclusion selon laquelle les politiques familiales auraient encouragé les mères de jeunes enfants au Québec à intégrer le marché du travail, dans la mesure où ces politiques réduisent le coût de renonciation associé au fait d'avoir des enfants ou le prix des services de garde d'enfants.

Voici donc quelques principales études qui ont été menées au Canada et dans certains pays développés sur la question de l'impact qu'ont les programmes d'allocations familiales et de réconciliation entre la famille et le travail sur le taux de fécondité. Appliqué au Canada ou dans d'autres pays développés, des politiques favorables à la natalité semblent avoir les mêmes effets sur la fécondité des femmes. Avec le développement et l'augmentation du niveau d'éducation, la hausse du revenu salarial des femmes et l'arrivée de celle-ci sur le marché du travail semblent être un frein à la fécondité (Schultz, 2001). Tout ceci générant un coup d'opportunité lié à la maternité, les interventions gouvernementales paraissent justifiées pour atténuer ces coûts d'opportunités au vu des conséquences du vieillissement de la population. D'après les résultats des différents articles étudiés, ces politiques obtiennent les effets attendus dans la plupart des cas, à savoir une augmentation des naissances. Cependant, en tenant compte de la dimension temporel, l'impact de

---

<sup>6</sup> C'est-à-dire que la probabilité de faire un enfant est la même quelque soit l'âge de la femme en âge de procréer (par exemple en l'absence de possibilité de contraception).

la politique est revu à la baisse car certains couples décident de s'élargir ou pas en fonction du temps<sup>7</sup> et des conditions financières.

Dans l'analyse que je propose, je vais me baser sur la méthodologie de Milligan (2005) en adoptant une approche d'estimation des écarts entre les différences (méthode des doubles différences ou différence en différences). Partant du fait que je dispose également de micro-données renseignant les caractéristique individuelles, familiales et financières des personnes observées. Je ferais donc une comparaison avant-après des résultats du groupe de traitement et des résultats du groupe de contrôle. À côté de cela et étant donné que je suis en mesure de créer un contrefactuel pour les individus qui ne sont pas admissible au nouveau programme, je vais également estimer un model linéaire de regression multiple en utilisant une variable de transfert potentiel comme regresseur principale et vérifier si les changements les plus importants se font au niveau des familles où les différences de montants en pourcentage du revenu sont les plus importantes.

## La politique de l'allocation familiale au Canada

Créée en 1945 dans le but d'aider les familles à subvenir aux besoins de leurs enfants, l'allocation familiale constitue le premier programme universel de sécurité sociale au Canada. Initialement versées indépendamment des revenus ou des biens de la famille, ces prestations ont commencé à viser principalement les familles à faible et moyen revenu depuis les années 1980.

Elle sera modifiée plusieurs fois au fil des années ou selon les gouvernements successifs. En 1993, le programme de la Prestation Fiscale pour Enfants (PFE) a été initiée en remplaçant le crédit fiscal non remboursable et l'allocation familiale. Par la suite, en 1998, la PFE devint la Prestation Fiscale Canadienne pour Enfants (PFCE). Il s'agissait d'un paiement mensuel non imposable versé aux familles admissibles pour les aider à subvenir aux besoins de leurs enfants de moins de 18 ans. À côté de cela nous avons la prestation nationale pour enfants (PNE) et la prestation universelle pour la garde d'enfants (PUGE), mais cette dernière était imposable.

C'est dans la même optique que lors de la campagne électorale de 2015, le candidat Libéral, Justin Trudeau promet qu'un gouvernement libéral mettrait sur pied une allocation canadienne mensuelle pour enfants, non imposable permettant ainsi de sortir plus de 300 000 enfants de la pauvreté.

Ainsi, suite à la victoire du parti Libéral, le gouvernement a alors instauré l'ACE dans le budget de 2016. Ce nouveau programme (l'ACE) bonifiée, progressiste et simplifiée, dont les versements ont débuté en juillet 2016, représente un changement de politique majeur pour les familles à revenu faible et modeste. Elle concerne environ 80% des familles canadiennes ayant des enfants et vise à aider les familles à assumer les frais inhérents à l'éducation de leurs enfants en leur apportant un

---

<sup>7</sup> En général la décision de faire un enfant est le plus souvent planifié. Les couples qui avaient déjà en vu de faire un enfant mais qui repoussaient la décision pour une raison ou une autre vont pouvoir réagir favorablement à une politique familiale s'ils estiment qu'elle est à leur avantage. En partant de la théorie dynamique d'Easterlin prenant en compte les changements de préférences en fonction du vécu, lorsque les couples atteignent leurs objectifs de fécondité, ils aspirent de moins en moins à être féconde au fils du temps.

soutien monétaire. Sa valeur maximale est déterminée en fonction du nombre d'enfants admissibles à charge, l'âge de ces derniers et le revenu familial net rajusté (RFNR). L'objectif explicite de cette politique étant la lutte contre la pauvreté infantile au Canada. Avec l'allocation canadienne pour enfants, Près de 9 familles canadiennes sur 10 recevrait des prestations plus généreuses que celles versées dans le cadre de l'ancien programme.

Nous partons donc d'un système combiné de trois mesures à un système simple avec une seule mesure et deux différences principales sont à signaler :

- 1- L'ACE est déterminée en fonction du revenu : avec l'ancien système, la PUGE était versée à tous les parents d'enfants mineurs, peu importe leur revenu. L'admissibilité à la nouvelle ACE est déterminée entièrement en fonction du revenu net familial.
- 2- La nouvelle ACE est entièrement libre d'impôt : Bien que la PFCE et la PNE soient libres d'impôt, la PUGE était un avantage imposable qui a été versé jusqu'en juin 2016 tandis que la nouvelle ACE est une prestation non imposable.

Cependant, les montants à recevoir pour chaque famille restent en fonction du niveau de revenu familial, du nombre d'enfants et de la classe d'âge de chaque enfant mineur (selon que l'enfant soit de moins de 6 ans ou pas).

Les différences majeures entre ces deux politiques présentées sont dans le tableau ci-dessous.

| Paramètres                           | Avant  |      | Après   |      |
|--------------------------------------|--|------|---|------|
| Mesures                              | Prestation fiscale canadienne pour enfant (PFCE), Supplément de la prestation nationale (SPN) et Prestation universelle pour garde d'enfant (PUGE) |      | Allocation canadienne pour enfant (ACE)   |      |
| Prestation maximale                  | Jusqu'à 5 670\$ par enfant de moins de 6 ans ou 4470\$ sinon (lorsque le revenu familial est non imposable)  |      | 6 400\$ par année, par enfant de moins de 6 ans<br>5 400\$ par enfant de 6 à 17 ans |      |
| Revenu familial et taux de réduction | Seuils de réduction  | Taux | Seuils de réduction   | Taux |

|  |   |   |                     |       |
|--|---|---|---------------------|-------|
|  | PUGE (universel mais imposable)<br>1 920\$ par enfant de moins de 6 ans<br>720\$ par enfant de 6 à 17 ans | Taux d'imposition selon le revenu familial <sup>8</sup> | 0 à 30 000\$        | 0%    |
|  | SPN (26 021\$)  |   | 30 001\$ à 65 000\$ |       |
|  | PFCE (44 701\$)   |   | Plus de 65 000\$    |       |
|  | 1 enfant  | 12,20%  | 1 enfant            | 7%    |
|  | 2 enfants   | 23%   | 2 enfants           | 13,5% |
|  | 3 enfants et plus   | 33,25%  | 3 enfants           | 19%   |
|  |   |   | 4 enfants et plus   | 23%   |
|  | 1 enfant  | 2%  | 1 enfant            | 3,2%  |
|  | 2 enfants   | 4%  | 2 enfants           | 5,7%  |
|  | 3 enfants et plus   | 4%  | 3 enfants           | 8%    |
|  |   |   | 4 enfants et plus   | 9,5%  |

Source : Agence de revenu du Canada

<sup>8</sup> Avec un enfant de moins de 6 ans, une famille recevait 1 920\$ par année, mais pouvait payer jusqu'à 960 \$ selon la situation familiale et le revenu.

Pour illustrer l'évolution du montant des prestations selon le revenu familial, prenons l'exemple d'une famille avec un enfant de moins de 6 ans avec l'ancienne et la nouvelle politique.

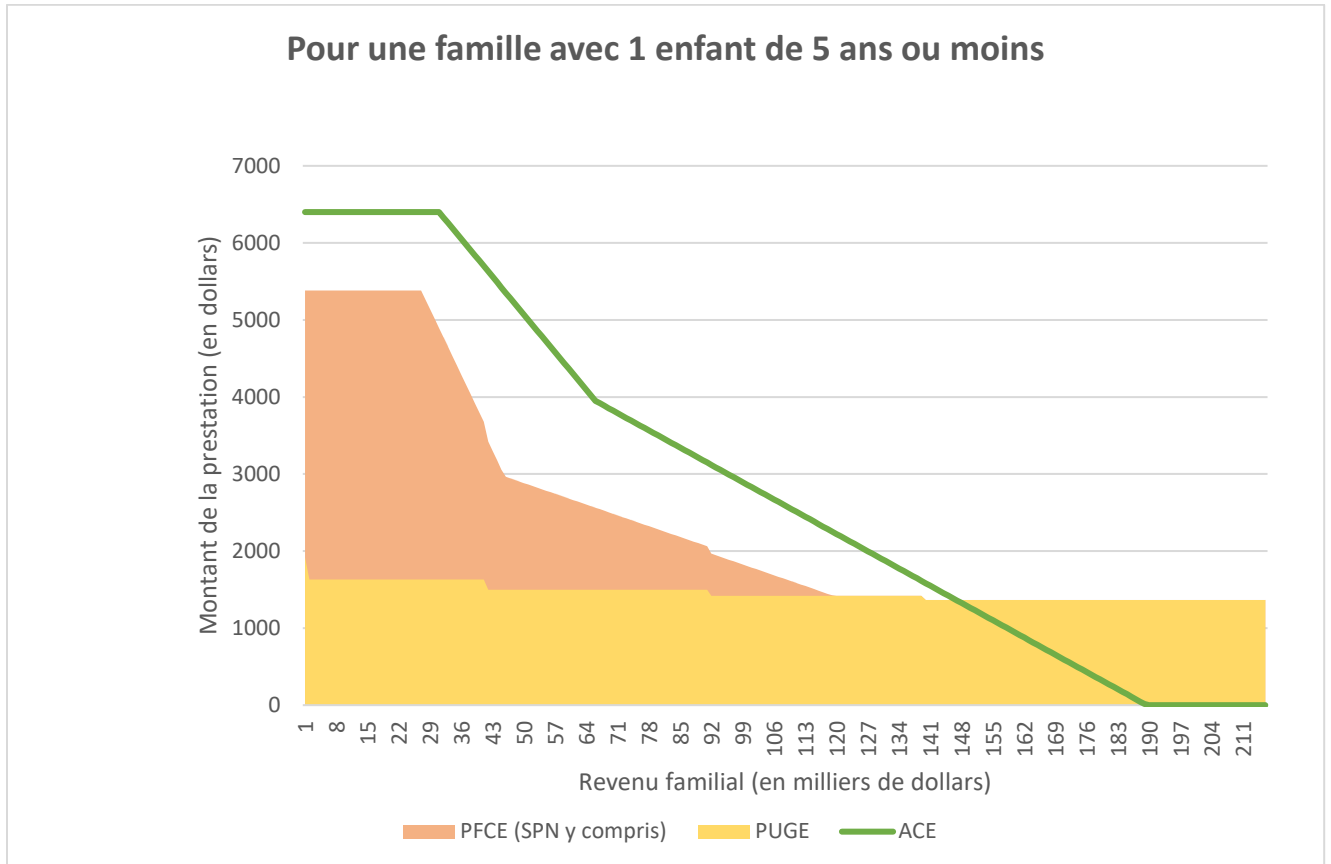


Figure 1. Prestation à recevoir avant et après la réforme pour un couple avec 1 enfant de moins de 5 ans en fonction du niveau de revenu familial.

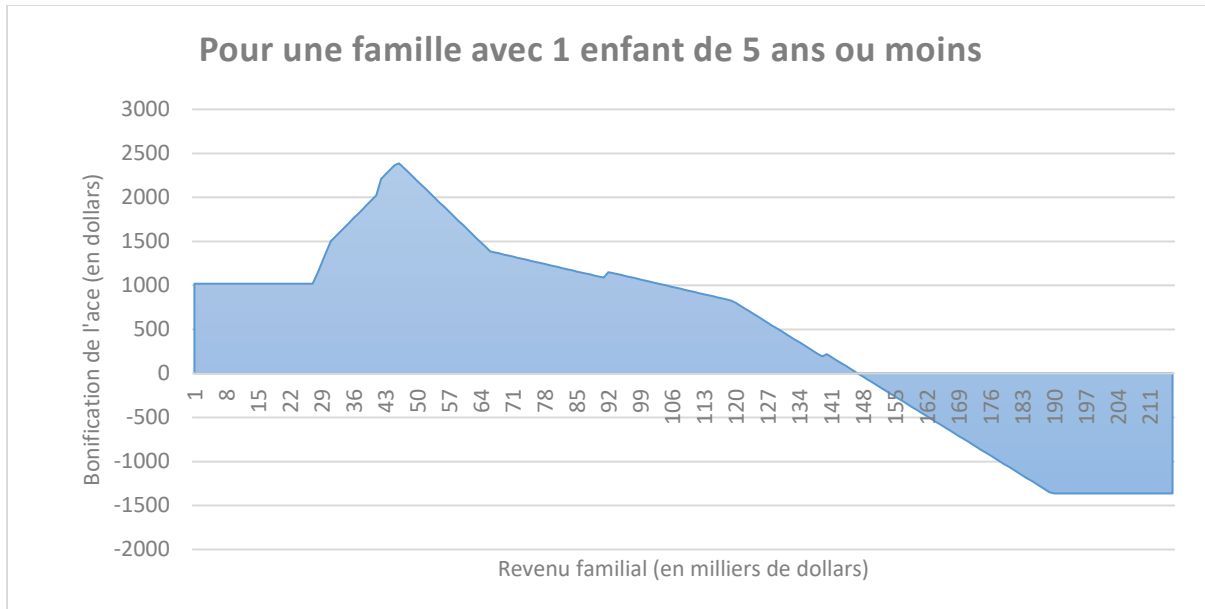


Figure 2. Bonification apportée par la réforme en fonction du niveau de revenu familial (Différence = ACE – PFCE)

En prenant la bonification en niveau, l'ACE paraît plus avantageuse que la combinaison des trois précédentes mesures pour les premiers niveaux de revenu et la différence la plus grande se trouve entre 30 000\$ et 65 000\$ de revenu familial. Il n'y a pas de changement majeur pour les familles ayant un revenu dans les alentours de 148 000\$. Cependant, elle est désavantageuse au-delà de ce montant. Les familles faisant plus de 190 000\$ de revenu ne reçoivent plus de prestation pour enfant. Cela se traduit par une bonification négative (perte du revenu disponible) car ils ne reçoivent plus le PUGE qui était universelle mais imposable.

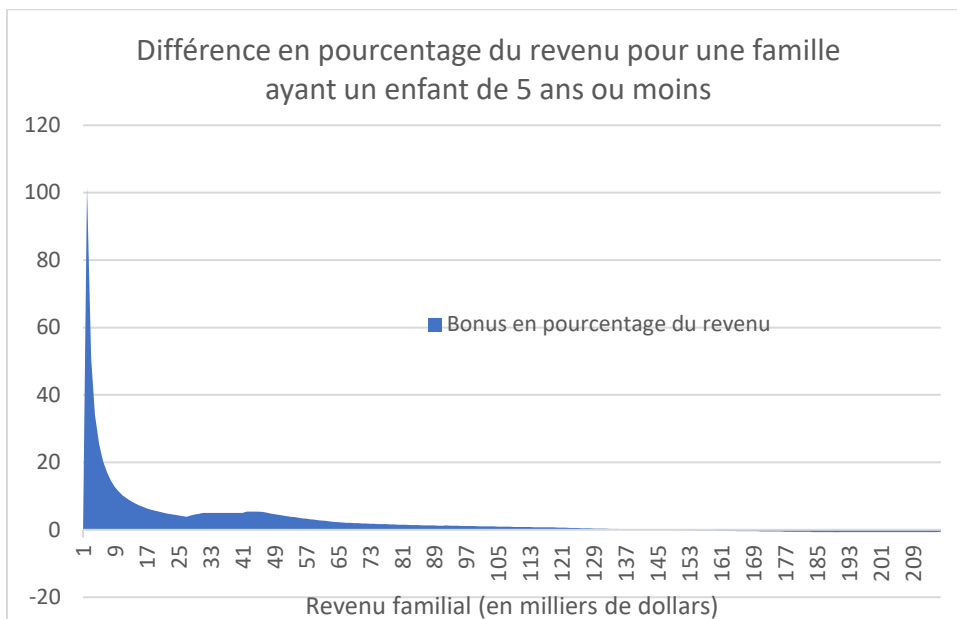


Figure 3. Bonification de l'ACE en pourcentage du revenu

Lorsqu'on considère la bonification en pourcentage du revenu, on voit bien que la nouvelle politique a été beaucoup plus avantageuse pour les femmes qui n'ont pas plus de 46 000\$ comme revenu familial. Pour cette tranche de revenu, l'augmentation de l'allocation en pourcentage du revenu de 5% ou plus. Ce taux avoisine 0% entre 125 000\$ et 170 000\$. Au-delà de ce montant, ce taux est négatif mais ne dépasse pas -1%. Dans la suite de ce travail et à partir de ce constat, je vais considérer les femmes dont le revenu familial est inférieur à 125 000\$ comme groupe de traitement et les femmes dont le revenu familial est de 125 000\$ ou plus comme groupe de comparaison. À 125 000\$ de revenu familiale, la valeur monétaire de la bonification est d'environ 604\$ par an. Ce choix me paraît raisonnable car Milligan (2001) dans sa son estimation de la sensibilité de la fécondité aux avantages offerts par le programme de "bébé bonus" a trouvé qu'une hausse de 1000 \$ des allocations annuelles (en dollars constants de 1995) se traduirait par une hausse de 16,9 % de la probabilité d'avoir un enfant. Ainsi, si la tendance diffère d'un groupe à l'autre, on considère que cette différence est le résultat du programme, considéré comme étant le traitement.

(Voir annexe 1 pour plus de détail sur ces deux programmes)

### 3. Approche empirique et hypothèses.

Comme annoncé au départ, j'ai choisi de me baser sur la méthodologie quasi-expérimentale comme Milligan en adoptant une approche d'estimation des écarts entre les différences (méthode des doubles différences ou différence en différences) en tenant compte des différences préexistantes entre le groupe de traitement et de contrôle, et la tendance générale dans le temps. Ce choix se pose car je dispose également de micro-données renseignant les caractéristiques individuelles, familiales et financières des personnes observées. De plus je suis en mesure de créer un contrefactuel pour les individus qui ne sont pas admissibles au nouveau programme. Je vais alors former des groupes de traitement et de contrôle définis par le temps et le revenu famille, que je comparerai avant et après.

En partant de la stratégie Milligan (2005) et en l'affinant en fonction de la structure de la politique de l'ACE, La différence de fécondité des femmes ayant un revenu familial inférieur à 125 000\$ avant et après l'introduction de l'ACE peut être comparée à la différence de fécondité des femmes qui font plus que ce revenu familial au cours de la même période pour former l'estimateur standard de la différence des différences. Étant donné que les femmes ayant un revenu familial de 46 000\$ ou moins (celles dont la bonification est 5% ou plus du revenu familial) reçoivent une allocation plus importante, leur réaction au programme devrait être plus forte que celle des femmes dont le revenu familial se situe entre 125 000\$ et 170 000\$ (celles dont la bonification est inférieure à

0,5% du revenu familial). Cette vérification pourrait améliorer la robustesse de la stratégie d'identification par rapport à la stratégie de base des différences de différences.

Vu que les allocations familiales ont augmenté pour les familles faisant 125 000\$ ou moins comme revenu familial, je m'attends à une réaction favorable à la fécondité en réponse à cette réforme. Les familles qui font plus que ce montant (mon groupe de comparaison) ont une bonification qui peut être considéré comme négligeable (moins de 1% du revenu familial). Je m'attends donc à une évolution constante de la fécondité pour cette catégorie de famille, et pourquoi pas une baisse de la fécondité pour cette dernière. Un impact plus important pourrait être observé pour les femmes ayant un revenu familial de 46 000 ou moins lors qu'on les comparera aux femmes dont le revenu familial est inférieur à 125 000\$.

Ma stratégie d'identification pourrait également être compromise si d'autres changements de politique interviennent en même temps que l'introduction de l'ACE. Et telle à été le cas dans les provinces de l'Alberta et de la Colombie Britannique. En Alberta, nous avons eu l'introduction de l'Alberta Child Benefit en 2016 en octroyant une allocation supplémentaire à celle qui existait déjà dans la province et dont le montant mensuel est de l'ordre de 91.67\$ pour une famille d'un enfant et de 137.50\$ pour une famille deux enfants ou plus. Cette prestation est réduite si votre revenu familial dépasse 25 500 \$. En Colombie Britannique, nous avons l'introduction de la BC Early Childhood Tax Benefit depuis avril 2015, accordant un montant de 55\$ par mois par enfant de moins de 6 ans. Cette prestation viens se substituer à l'ancienne qui octroyait 111\$ par an par enfant de moins de 18 ans. Cependant, il est important de souligner qu'il n'y a pas eu de réformes institutionnelles ou de changement particulier sur le marché du travail et dans le système de politique sociale à signaler au niveau fédéral susceptible de jouer sur nos données et relations causales au cours de notre période d'observation. Mes estimations attribueront alors à l'ACE ce qu'il faut attribuer à ces changements au niveau de ces deux provinces.

Le fait que je ne tiendrai pas compte des multiples autres crédits d'impôt et des transferts qui sont versés, un peu partout au Canada en fonction des provinces, aux familles qui ont des enfants, va constituer une faiblesse pour cette étude. Néanmoins, ce la ne devrait pas poser de problème s'ils ne changent pas durant la période

Le problème d'identification lié à l'anticipation de la réforme peut être considéré comme négligeable dans notre cas. En effet, la nouvelle politique d'allocation avait été annoncée lors de la campagne électorale du parti Libéral en 2015 et dont la victoire a été proclamée vers la fin du mois octobre. Le programme de l'ACE a été inscrit au budget de janvier 2016 et les prestations ont débuter en juillet 2016. Les couples qui auraient ajusté leur fécondité à l'annonce du futur parti majoritaire au pouvoir pourrai voir leurs enfants arriver pour le mois juillet, juste au début des

versements<sup>9</sup>. Les observations de 2016 seront considérées comme étant celles de la première année de l'ACE étant donné que les données de l'ECR ont été recueillies entre janvier et mai 2017.

Le choix du fait d'avoir un enfant de moins de cinq ans comme variable dépendante est un choix à défaut. Dans plus part les études semblables vues, les chercheurs ont utilisé le fait d'avoir un enfant de 1an ou moins comme variable à expliquer et savent ainsi exactement en quelle année l'enfant est né (voir Andersen et al., 2018; Riphahn R.T. et Wiyneck, F. ,2017; Brewer et al., 2012).

Comme dans toutes les études de différence en différence, le dernier problème d'identification est lié à l'hypothèse de tendances communes. Il va falloir montrer que la fécondité pour les groupes de traitement (avec un revenu familial de moins de 125 000\$) et de contrôle (celles ayant plus) a évolué selon des trajectoires parallèles dans les périodes précédant la réforme. En me basant sur ma référence principale, j'utilise également les données pour estimer la proportion de femmes ayant des enfants de moins de 6 ans dans l'ensemble de mon échantillon au cours de la période concernée par mon étude en fonction des deux groupes de revenu familial (voir figure 4).

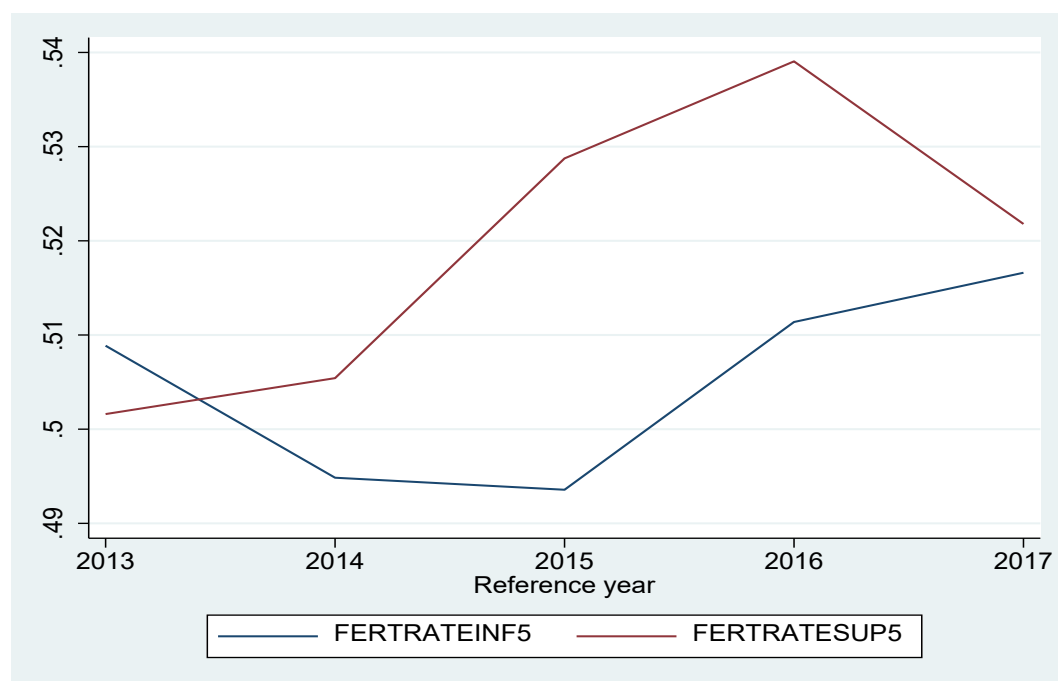


Figure 4. Évolution des taux de fécondité dans les groupes de traitement (revenu familial inférieur ou égal à 125 000 en bleu) et de comparaison (revenu familial supérieur à 125 000 en rouge).

Graphiquement, on remarque que le taux de fécondité pour les enfants de 5 ans ou moins évoluent dans les sens opposés et selon des pentes différentes mais l'effet de la politique semble

<sup>9</sup> Par contre si on considère l'adoption de la réforme par le parlement, les enfants conçus en réponse l'inscription de l'ACE au budget de janvier 2016 ne pouvaient pas être nés avant juillet 2016 et cela pourrait biaiser l'effet estimé de la réforme

visible entre 2015 et 2016 avec un ralentissement du taux de fécondité pour les revenus supérieur et une nette augmentation pour les revenus inférieurs à 125 000\$. À partir de 2016, on peut remarquer une diminution du taux de fécondité pour les revenus supérieur pendant la hausse de maintien timidement pour les revenus inférieurs.

Cependant, on peut supposer que ces deux groupes suivent des tendances opposées avant la réforme mais cela n'empêche pas l'application de la méthode de différence en différence du moment où les tendances sont maintenues.

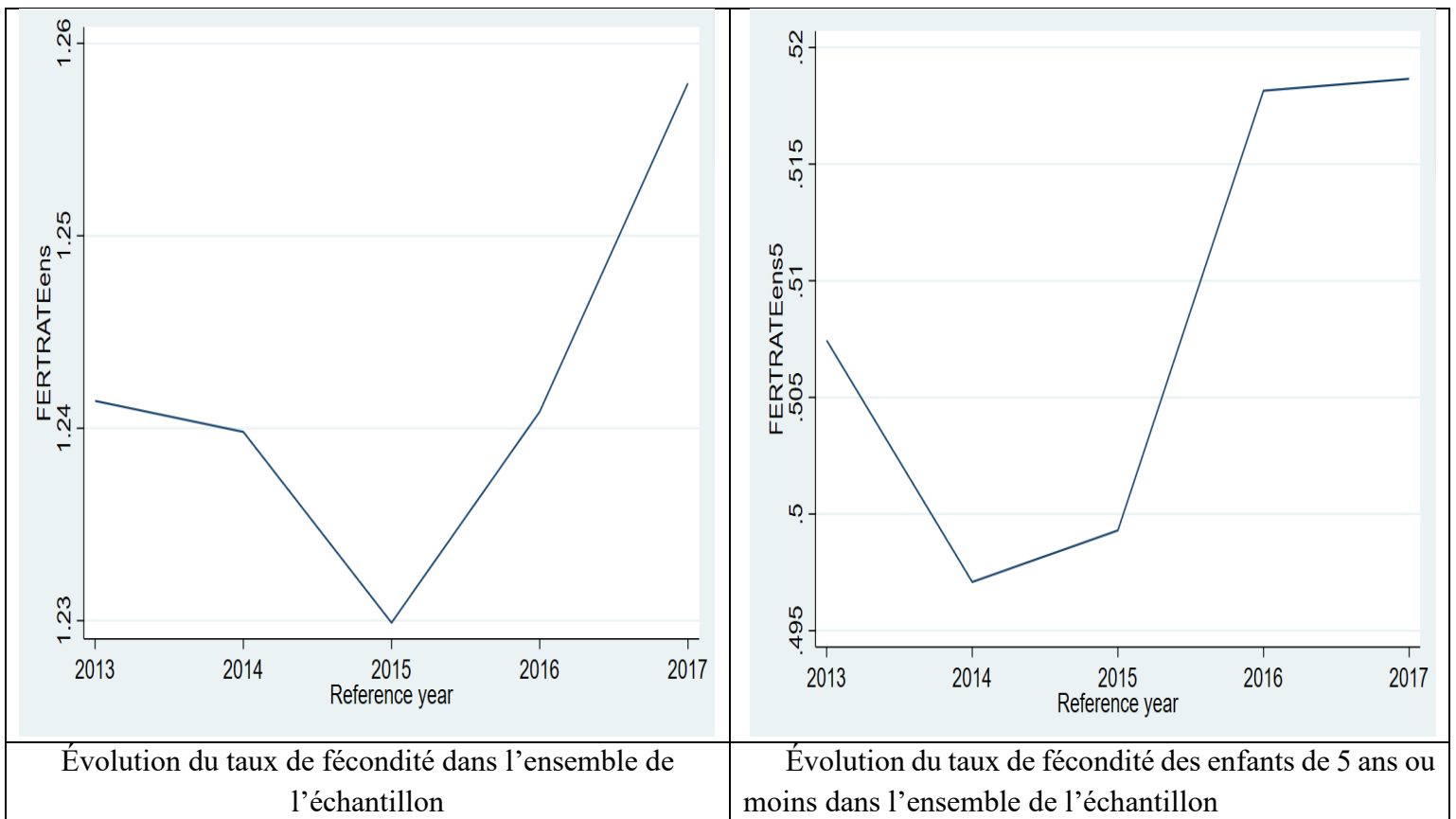


Figure 5. Évolution des taux de fécondité dans l'ensemble de l'échantillon

La figure 5 nous laisse voir une légère augmentation lorsqu'on rapporte le nombre total d'enfants au nombre total de femmes en âge de procréer à partir de 2016. Dans ce qui suit et pour mieux capter l'effet de la nouvelle politique, une attention particulière sera portée à celles ayant des enfants de moins de 5 ans et aux femmes sans enfant étant donnée la période de disponibilité des données (de 2013 à 2017) et la date de mise en œuvre de la nouvelle politique d'allocation familiale (2016) qui avait été annoncée en 2015.

Du point de vue des proportions de femmes avec ou sans enfants, on peut remarquer une modification de ces proportions en faveur de la fécondité. Néanmoins, cette variation ne semble pas

trop importante vis-à-vis de son amplitude (voir figure 6). En lecture graphique on pourrait l'estimer à 0,1%.

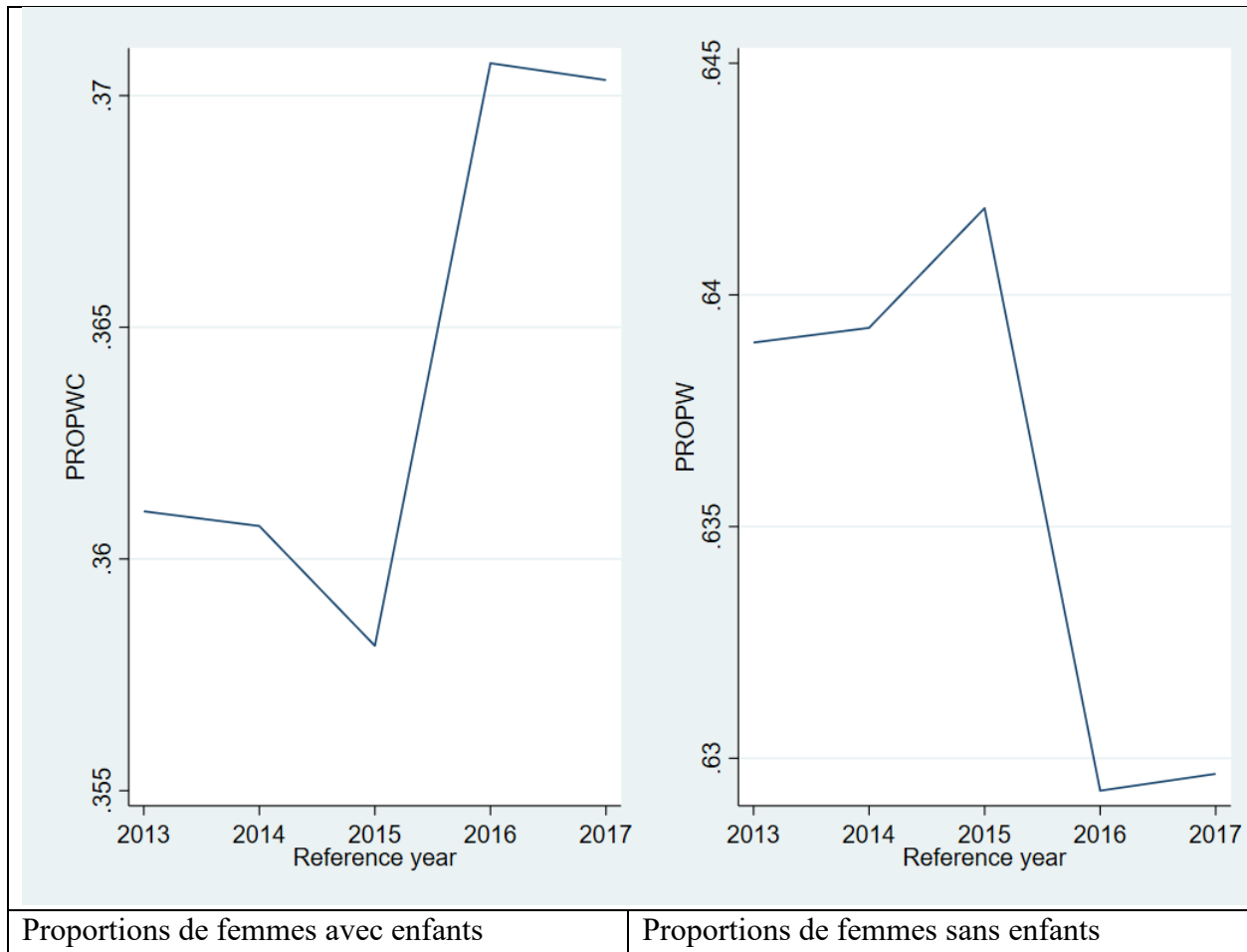


Figure 6. Proportions de femmes avec ou sans enfants

Pour ma deuxième stratégie, il s'agit d'une alternative à la méthode de différence en différence. Elle consistera à estimer un modèle linéaire de régression multiple en utilisant une variable de transfert potentiel comme régresseur principale. Pour cela, il a fallu créer les variables pour les transferts potentiels fédéraux à partir des documents gouvernementaux détaillant les conditions<sup>10</sup> et les montants des transferts. La variable de transfert potentiel est créée dans le but d'avoir un contrefactuel – c'est-à-dire ce qu'on aurait observé si la nouvelle mesure n'avait pas été mise en place. Je voudrais connaître la situation contrefactuelle des bénéficiaires s'ils n'y avaient pas eu la nouvelle politique, mais également la situation contrefactuelle des non bénéficiaires si elles avaient au moins un enfant. Cependant, les montants potentiels obtenus ne sont pas exactement égaux aux montants actuels mentionnés dans la base de données de l'ECR (pour les individus qui reçoivent des transferts) car les gouvernements calculent les versements à partir des revenus de l'année précédente tandis que mes données sont transversales. J'ai donc supposé que le revenu de l'année

<sup>10</sup> Revenu, nombre d'enfant et/ou âge de l'enfant

précédente soit égale à celui de l'année en cours, d'où le décalage entre les montants actuels et potentiels pour les femmes qui reçoivent la prestation.

Afin d'obtenir les montants potentiels en fonction du nombre d'enfants, j'ai calculé le montant que chaque famille est supposée recevoir pour chaque nombre d'enfant de un à quatre<sup>11</sup>. Pour cela j'ai généré les variables  $PRES1_{it}$ ,  $PRES2_{it}$ ,  $PRES3_{it}$ ,  $PRES4_{it}$  correspondant respectivement au montant que chaque femme  $i$  doit recevoir pour 1, 2, 3 ou 4 enfants au temps  $t$ . Les indices  $i$  et  $t$  indiquent que le montant peut varier d'une femme à l'autre dans une même année et que le montant peut changer au cours du temps en raison du changement de politique.

Par la suite, je rapporte chaque montant potentiel au nombre d'enfants correspondant pour obtenir le montant potentiel par enfant selon le nombre total d'enfants. Pour finir, le montant potentiel moyen que chaque femme doit s'attendre à recevoir par enfant ( $POTFED_{it}$ ) est obtenu en faisant une moyenne pondérée (en fonction des proportions observées du nombre d'enfant) des montants potentiels selon le nombre total d'enfants

$$POTFED_{it} = \frac{PRES1_{it} * 22 + \frac{PRES2_{it}}{2} * 29 + \frac{PRES3_{it}}{3} * 10 + \frac{PRES4_{it}}{4} * 3}{64}$$

Où 22, 29, 10, 3 représentent respectivement la proportion de l'échantillon ayant 1, 2, 3, 4 enfants entre 2013 et 2017. Ces proportions peuvent être considérés comme étant la probabilité que la famille ait 1, 2, 3 ou 4 enfants.

Le principal avantage de l'utilisation de la moyenne pondérée est qu'elle égalise les effets des variations des montants potentiels dus à la configuration des politiques. Cette variable me semble plus appropriée que le montant potentiel pour le premier enfant car les politiques familiales sont en générale plus généreuses pour les premiers enfants que pour les suivants, de plus, au-delà de trois ou quatre enfants, elles commencent à l'être beaucoup moins<sup>12</sup>. Ce montant sera alors plus pertinent à utiliser quel que soit le rang de l'enfant.

La variable de transfert potentiel correspond au montant d'allocation familiale à recevoir par enfant selon le niveau de revenu familial. Il sera égal au montant d'allocation à recevoir par enfant sous l'ancienne politique pour les observations de 2013 à 2015. Pour les observations de 2016 à 2017, cette variable sera égal au montant à recevoir sous la nouvelle politique. Ainsi, seul le changement de politique a fait varier les montant potentiels à travers le temps et cela, de manière différente en fonction du revenu familial.

Les figure 3 et 4 nous donnent une idée de l'ampleur du changement de politique vis-à-vis des montants potentiels avant (PFCE) et après (ACE), selon que le revenu familial soit de 20 000\$, 45 000\$, 80000\$ ou 180000\$.

<sup>11</sup> Partant du fait que 99% de mon échantillon ont moins de cinq enfants, je fais la supposition que le nombre maximal d'enfant par femme est de quatre.

<sup>12</sup> La politique Québécoise du "bébé bonus" est un exemple d'exception car elle était beaucoup plus généreuse à partir du troisième enfant.

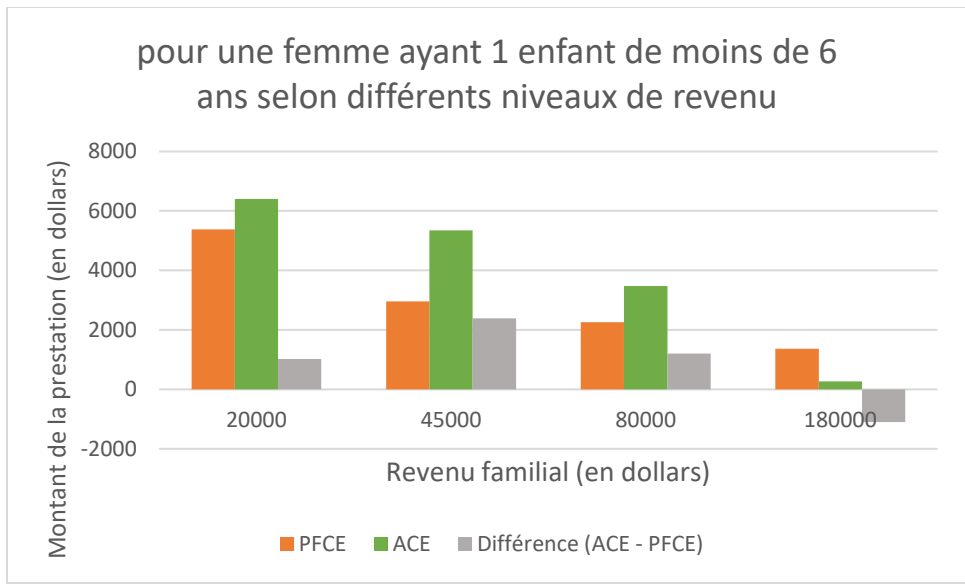


Figure 7. Variations du montant des prestations l’ancienne et la nouvelle politique pour femme ayant un enfant de moins de 6 ans

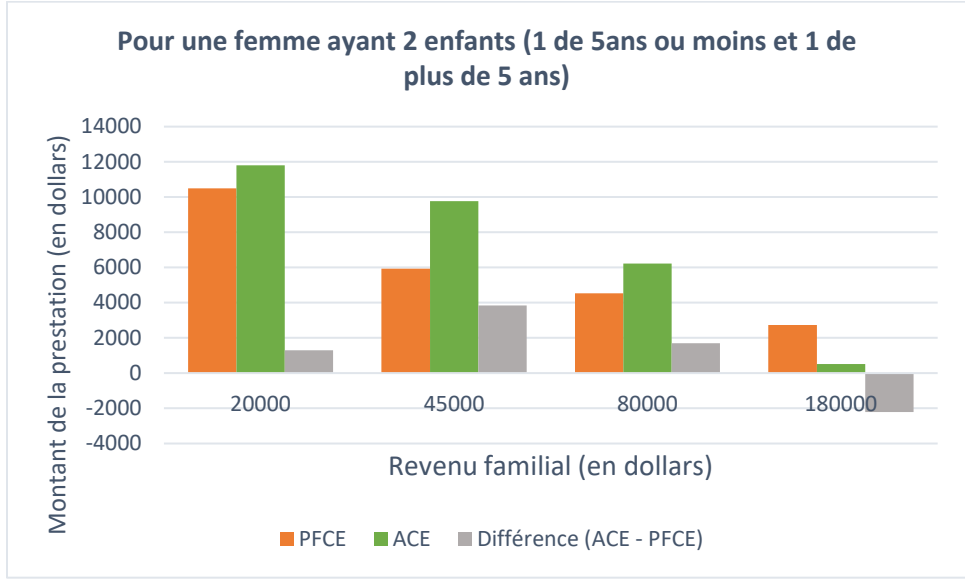


Figure 8. Variations du montant des prestations l’ancienne et la nouvelle politique pour femme ayant deux enfants (1 de 5ans ou moins et 1 de plus de 5 ans)

Nous voyons graphiquement que les deux prestations diminuent lorsque les revenus augmentent mais les différences varient selon le niveau de revenu

Dans cette étude, toutes mes variables de contrôles sont des variables catégorielles. L’âge est catégorisé en six classes de 5 ans entre 15 et 45 ans (15 à 19 ans; 20 à 24 ans, 25 à 29 ans; 30 à 34 ans; 35 à 39 ans; 40 à 44 ans) . Six classes pour le statut matrimonial également qui sont : mariée,

union de fait, séparé, divorcé, veuve et célibataire (jamais marié). Concernant la variable de l'éducation, j'utiliserai la variable indiquant le plus haut niveau de scolarité atteint par la femme. Je travaillerai avec les quatre catégories telles que mesurées dans l'ECR, qui sont : niveau inférieur au diplôme d'études secondaires, secondaire terminé ou post-secondaire partiel, professionnel ou collégial (non universitaire), et universitaire. Le statut d'immigration ne sera pas pris en compte car elle a été très peu renseignée avant les enquêtes de 2016 et 2017 (presque 70% de observations pour chacune de ces enquêtes). Ces observations manquantes représentent 52,5 % de l'ensemble de mes données. Le fait de l'utiliser comme variable de contrôle pourrait fausser mes estimations. De plus, Milligan (2005), conclut dans son étude que les immigrants et les non-immigrants n'ont pas eu de réaction différente, tous les autres facteurs étant constants. La localisation sera prise en compte avec la variable indiquant la province où vit la femme, d'autant plus que certaines provinces ont leurs propres politiques familiales en plus de la politique fédérale. Toutes mes observations sont pondérées avec la province de l'individu l'échantillon et des comptes de population des six régions métropolitaines de recensement du Canada (en fonction de caractéristiques telles que le sexe, le groupe d'âge, la taille du ménage et la taille de la famille économique). L'ECR utilise également de l'information provenant des relevés T4 de l'Agence de Revenu du Canada pour s'assurer de la pondération du revenu afin d'être en mesure d'extrapoler les résultats du sondage à la population Canadienne.

Conformément aux précurseurs, lorsqu'on considère les enfants comme étant un bien normal, je m'attends à ce que l'augmentation des transferts provoque une augmentation de la fécondité pour les bénéficiaires et que cette augmentation soit encore plus importante pour les familles dont le revenu est de 46 000\$ ou moins (Becker, 1960; Easterling, 1961, Whittington, 1990).

Pour ce qui est des couples qui ont déjà un enfant et souhaiteraient avoir un deuxième enfant, la figure 3 présente les montants d'allocation qu'ils pourraient avoir avec l'arrivée de ce second enfant avant et après la réforme. Pour exemple, une femme dont le revenu familial est de 45 000\$ et ayant déjà un enfant se verra recevoir un soutien financier de 9 775\$ par an avec l'ACE au lieu de 5925\$ sous la PFCE, si elle décide de faire un deuxième enfant.

Enfin, le fait que mes observations s'arrêtent à la fin de l'année 2017 est un point important dans la mesure où l'horizon temporel est très serré pour arriver à une identification assez complète de l'effet de l'introduction de la nouvelle politique. L'idéal aurait été d'avoir au moins trois ou quatre années d'observation des données pour imputer une quelconque variation à la réforme.

## 4. Le modèle

Le modèle linéaire que j'estimerai se présente sous la forme suivante :

$$Nbchild5_{it} = \alpha Treat_{it} + \beta Ace_{it} + \gamma(Treat * Ace)_{it} + \tau_t + \eta PROV + \theta(Treat * Ace * Groupe_{Rev})_{it} + X'_{it}\delta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Nbchild5_{it} = \varphi POTFED + \tau_t + \eta PROV + X'_{it}\delta + \xi_{it} \quad (2)$$

Où ma variable d'intérêt est le nombre d'enfants de 5ans ou moins pour la femme  $i$  au temps  $t$  ( $Nbchild5_{it}$ ). La variable binaire  $Treat$  est égale à un si l'individu appartient au groupe de traitement (dont le revenu familial est de 125 000\$ ou moins) et 0 si non. De même, la variable binaire  $Ace$  égale à 1 si l'individu a été observé à partir de 2016 (après la mise en œuvre de la réforme) et 0 si non (avant la mise en œuvre de la réforme). Le terme d'interaction  $Treat * Ace$  fournit une mesure de la différence moyenne de fécondité (pour les enfants de moins de 6 ans), et son coefficient  $\gamma$  représente l'effet de la réforme estimé par les moindres carrés ordinaires.  $\tau_t$  capture l'effet fixe de temps et  $PROV$  est un vecteur de variables binaires qui nous indique la province de localisation.  $X'$  est le vecteur de caractéristiques qui ont été abordé dans la littérature et qui sont susceptible d'affecter la fertilité. Ceux-ci incluent l'âge, le niveau d'éducation, revenu familial, le statut marital. La variable  $Groupe_{Rev}$  est une variable binaire qui sera introduite pour voir si le groupe de femme pour les quelles la bonification en pourcentage du revenu familial de la nouvelle politique a été plus importante ont plus réagit à la politique que les autres. Elle sera égale à 1 si l'individu observé a revenu familial inférieur ou égal à 60 000\$, et 0 si non.  $\varepsilon_{it}$  est le terme d'erreur avec la méthode de différence en différence et  $\xi_{it}$  est le terme d'erreurs lorsqu'on prend la variable de transfert potentiel comme regresser principal. L'équation (2) correspond à mon model alternatif consistant à prendre la variable de transfert potentiel comme regresser principal et estimer son effet sur nombre d'enfants de mois de 6 ans en ajoutant mes autres variables de contrôle.

## 5. Données et statistiques descriptives

### Données

Pour regarder l'effet du changement de la politique familiale canadienne sur fécondité, je vais me baser sur les données de l'enquête canadienne sur le revenu (ECR) qui est une enquête de Statistique Canada qui s'intéresse au revenu et aux différentes sources de revenu des Canadiens en fournissant des informations descriptives et explicatives sur une variété de caractéristiques démographiques. Elle a été mise au point pour répondre au besoin de données fiables sur l'activité sur le marché du travail, les transferts fiscaux et les habitations. L'avantage d'utiliser de l'ECR est

que ses données sont jumelées avec des informations sur les caractéristiques personnelles et familiales tirées de l'Enquête sur la population active (EPA) ainsi que certains détails sur les revenus recueilli à partir des dossiers fiscaux. Sa fréquence de collecte est annuelle tandis que celle de l'EPA et le recensement sont respectivement mensuelle et quinquennale. De plus l'EPA s'intéresse uniquement au revenu salarial et ne donne pas d'information sur les transferts gouvernementaux. Le recensement quant à lui concerne toute la population canadienne. L'ECR a aussi l'avantage de se rapporter au revenu de l'année en question (par exemple l'ECR de 2017, réalisée entre janvier et juin 2018, renseigne les revenus de 2017).

La population cible de l'ECR comprend la population totale excluant les trois territoires du Yukon, des du Nord-Ouest et du Nunavut, des pensionnaires d'un établissement institutionnel, des personnes qui vivent dans les réserves et dans d'autres établissements autochtones des provinces et des membres des Forces canadiennes qui vivent dans des camps militaires<sup>13</sup>.

Dans sa version en accès libre, la compilation de l'ECR de 2013 à 2017 porte sur les observations de 325 379 individus. Pour cette étude, je vais m'intéresser aux femmes en âge de procréer ; plus précisément celles dont l'âge est compris entre 15 et 45 ans (55 773 observations, soit 17% de l'échantillon original). Les plus de 45 ans ne sont pas pris en compte car à partir de cet âge la fertilité chez les femmes baisse considérablement. Au Canada le taux de fécondité pour les 45-50 ans en 2016 on était à 0,7 pour mille femmes<sup>14</sup>. Seront exclues de ma population d'intérêt, afin de s'assurer qu'il n'y a qu'une femme par ménage, les femmes en âge procréer mais vivant avec leurs parents (14 659 observations, soit 26% des femmes en âge de procréer). En plus de cela, les femmes vivant avec des enfants de plus de 25 ans (440 observations, soit 0,8 % des femmes en âge de procréer) pour ne pas avoir des "familles d'adultes". Après nettoyage et suppression des valeurs manquantes, je travaille donc finalement avec un échantillon de 38 150 observations, soit 70% des femmes en âge de procréer.

Pour voir si les transferts affectent la probabilité d'avoir un enfant, nous allons observer toutes les femmes ayant des enfants ou pas, toujours dans l'idée que l'étude porte intérêt sur la proportion de femmes avec enfants et le nombre d'enfants par femme.

## Statistiques descriptives

Le tableau 1. Présente les statistiques descriptives de mon échantillon pris dans son ensemble de 2013 à 2017. Il reporte les moyennes et écarts-types entre parenthèses pour l'ensemble des observations et pour mes groupes de traitement et de comparaison. Nous pourrions ainsi examiner les similitudes et différences entre les deux groupes. (voir Annexe 2 : Statistiques descriptives). Étant donné que les allocations ne sont pas fournies de façon aléatoire mais plutôt en fonction du niveau de revenu familial et du fait d'avoir au moins un enfant mineur, la méthode de différence

---

<sup>13</sup> L'ensemble de ces exclusions représentent moins de 3 % de la population (Statistiques Canada)

<sup>14</sup> Rapport sur l'état de la population du Canada. Fécondité : aperçu, 2012 à 2016

en différence voudrait que les autres caractéristiques (variables de contrôle) soient très proches dans les groupes de traitement et de comparaison.

L'analyse des statistiques descriptives révèle une augmentation du nombre d'enfant de cinq ans ou moins par femme pour mon groupe de traitement (de 0,447 à 0,451) et une diminution pour mon groupe de comparaison (de 0,526 à 0,480); cependant, pris dans son ensemble, on a une baisse du nombre d'enfants de cinq ans ou moins qui passe d'une moyenne de 0,463 à 0,457. La prestation fédérale pour enfant reçu est passée d'une moyenne de 1301,7 à 2902,27; en pourcentage du revenu familial, elle est passée de 4,5% à 16,7%. Cette augmentation a été portée par les femmes dont le revenu familial est inférieur à 125000\$, leur prestation pour enfant est de l'ordre de 21% du revenu familial après contre 5,6% avant. Nous avons également 457 une très légère baisse de la proportion de femmes avec un enfant de cinq ans ou moins qui passe de 0,324 avant à 0,320 après nouvelle politique, avec une augmentation de 0,315 à 0,320 pour les femmes ayant un revenu familial inférieur à 125 000\$ et une réduction pour les autres femmes de 0,363 à 0,346.

Des changements dans certaines caractéristiques observables peuvent expliquer certains des changements de fécondité entre les femmes. Par exemple, avec la formation de mes groupes de traitement et de comparaison basée sur le revenu, on a une sur-représentation des femmes de moins de 30 ans parmi les familles à revenu inférieur à 125000\$ et une sous-représentation de celles de 40 à 45 ans même si ces différences sont respectées entre les années. La proportion de femmes titulaires d'un diplôme universitaire a augmenté de 60,4% à 64,6% pour les familles à revenu supérieur. Or, cette augmentation pourrait se traduire par un coût d'opportunité plus élevé en cas d'absence du marché du travail. Il me paraît donc important de contrôler ces différences entre mes groupes de traitement et contrôle, comme l'a fait Milligan (2005), ma référence principale.

Les autres caractéristiques semblent bien réparties entre mes deux groupes et conformément à l'ensemble de mes observations. Par exemple, on trouve dans l'ensemble des observations et les groupes que 4% des femmes observées n'ont pas un diplôme d'études secondaires, 20% sont diplômées du secondaire, 31% ont un certificat post secondaire non universitaire et environ 43% sont diplômées de l'université.

## 6. Résultats

La table 1 présente la comparaison des moyennes de la variable indiquant le nombre d'enfant de moins de 6 ans par femme et les écarts types sont entre parenthèses sous les moyennes correspondantes. On y reporte les moyennes dans les groupes de traitement et de comparaison avant et après la nouvelle politique. La troisième colonne indique la différence entre les moyennes dans le temps pour calculer la tendance des moyennes, et la quatrième colonne prend la différence des différences de tendance.

Table 1. Comparaison des moyennes de la variable indiquant le nombre d'enfant de 5ans ou moins.

|            | Avant           | Après           | Différence<br>(après-avant) | Différence<br>(traitement-<br>contrôle) |
|------------|-----------------|-----------------|-----------------------------|---|
| Traitement | .447<br>(0,744) | .451<br>(0,751) | .004                        | 0,05                                    |
| Contrôle   | .526<br>(0,781) | .480<br>(0,733) | -.046                       |   |

Note : Ecartype entre parenthèses.

La comparaison des moyennes semble montrer une augmentation du nombre d'enfants de moins de 6 ans et une plus importante pour les femmes dont le revenu familial est supérieur à 125000\$. L'effet du traitement estimé par la double différence des moyennes est de l'ordre de 0,05.

La table 2 reporte les résultats de l'estimation des équations (1) et (2). La première colonne (a) indique les résultats de la régression incluant uniquement la variable binaire *Treat* (indiquant le traitement), et le terme d'interaction *Treat\*Ace* dont le coefficient est l'estimateur de différence en différence qui capture l'effet de la réforme estimé par les moindres carrés ordinaires. Ainsi, sans les autres variables de contrôle, le terme d'interaction fournit une mesure de la différence moyenne non conditionnelle de fécondité des femmes dont le revenu familial est inférieur à 125000\$ entre 2016 et 2017 par rapport à la période avant la réforme. La variation marginale impliquée par le coefficient estimé sur le terme d'interaction est de 0,05 et correspond à l'estimation de la différence des différences de l'effet du traitement rapportée dans la table 1. Ce coefficient est statistiquement significatif au seuil de 10% car la probabilité associée à la statistique de test de 0,063. Il semble que bonification de l'allocation familiale a un impact significatif sur la fécondité de mon groupe de traitement en l'occurrence les femmes dont le revenu familial est inférieur à 125000\$. Cependant, le fait que la nouvelle politique supprime la prestation universelle pour garde d'enfant semble généré un effet négatif plus important sur la fécondité des femmes dont le revenu familial est supérieur à 125000\$.

La deuxième colonne (b) inclus les variables contrôles relatives à certaines caractéristiques de la mère, du revenu familial et la province. Le coefficient associé au terme d'interaction devient non significatif avec l'ajout de ces variables de contrôle. Du côté des variables de contrôle, les estimations suggèrent que les femmes de 30 à 35 ans sont 27,9 fois plus susceptibles d'avoir un enfant de 5 ans ou moins relativement à celles dont l'âge est compris entre 15 et 19 ans (la catégorie d'âge exclue est pour les 15 à 19 ans). Les femmes de 40-45 ans sont 23,7 fois moins susceptibles d'avoir un enfant de 5 ans relativement aux 15-19 ans. Comme Milligan (2005), j'ai trois variables indicatrices indiquant l'effet d'une éducation différente des femmes sur la fécondité. Mais contrairement à ses résultats, mes estimations ne diminuent pas de façon monotone avec l'éducation. Pour les femmes diplômées de l'université, le coefficient estimé indique que ces femmes sont 14,2 fois moins susceptible d'avoir un enfant de moins de 6 ans relativement aux

femmes n'ayant pas obtenu un diplôme d'études secondaire; tandis que cette relation est de 15,8 pour les femmes ayant un diplôme professionnel ou collégiale et 14,4 pour celles qui ont terminé le secondaire. La théorie selon laquelle les femmes plus scolarisées ont de meilleures perspectives sur le marché du travail, et donc coût d'opportunité du temps plus élevé choisissent d'avoir moins d'enfants ne semble plus vérifié. Comme abordée dans la littérature, ces changements sociaux ont commencés à faire grâce aux politiques conciliant travail et emplois (Ahn et Mira, 2002).

En introduisant la variable binaire  $Group_{Rev}$ , on trouve un coefficient positif et statistiquement significatif à 1%. Ainsi, nous avons une réaction plus importante du groupe de femmes ayant un revenu familial inférieur ou égal à 60000\$ par rapport aux autres. Ces femmes sont 6,2 fois plus susceptible d'avoir un enfant de 5 ans ou moins. Cependant il n'y a pas de changement majeur au niveau des autres variables du model. Pour les effets fixes de province et en considérant la province de Terre Neuve et Labrador comme référence, les québécoises sont 10 fois plus susceptible d'avoir au moins un enfant de moins de 6 ans. Il est suivi de l'Alberta qui est 7 fois plus susceptible d'avoir au moins un enfant de moins de 6 ans. Ce résultat suggère que les femmes pour les quelles le transfère monétaire représente une part assez conséquente du revenu familial sont plus susceptible de réagir positivement à la politique.

La dernière colonne (z) reporte les résultats de l'estimation du model alternatif considérant la variable de transfert potentiel comme le regresseur principal. Le coefficient associé à la variable de transfert potentiel en milliers de dollars est de 0,201 et il est statistiquement significatif au seuil de 1%; ceci indique qu'une augmentation de 1000\$ du montant du transfert potentiel la nouvelle politique de l'allocation familial augmentera le nombre d'enfant par femme de 0,2 toutes égale par ailleurs. Je pourai dire que la bonification apportée par l'Allocation Canadienne pour Enfant a eu un effet assez faible sur la fécondité des canadiennes dans leur ensemble sur la période observée. Pour s'attendre à un enfant supplémentaire par femme, le montant potentiel du transfert par enfant doit être de l'ordre de 5000\$ en moyenne. Ce pendant, toutes mes variables de contrôle sont statistiquement significatif. Dans ce model, on obtient un effet fixe du temps qui diminue de façon monotone mais dont le coefficient baisse fortement à partir 2016.

Dans l'ensemble des models estimés, la province du Québec et de l'alberta ont un fort effet fixe liés leurs caractéristiques en matière de politique familiale provinciale.

Table 2. Résultat des estimations

| Variabes Independantes | (a)                | (b)          | (c)          | (z) |
|------------------------|--------------------|--------------|--------------|-----|
| <i>Treat</i>           | -.079<br>(.019)*** | -.024 (.023) | -.007 (.024) | -   |
| <i>Treat*Ace</i>       | .050 (.026)*       | .040 (025)   | .004 (027)   | -   |
| Année                  |                    |              |              |     |

|   |               |                        |                        |                   |
|---|---------------|------------------------|------------------------|-------------------|
| 2014  | -0.005 (.018) | -0.003 (.017)          | -0.003 (.017)          | -0.007 (.016)     |
| 2015  | -0.017 (.018) | -0.011 (.016)          | -0.011 (.016)          | -0.090 (.015)***  |
| 2016  | -0.060 (.027) | -0.047 (.026)*         | -0.047 (.026)*         | -0.248 (.018)***  |
| 2017  | -0.047 (.027) | -0.033 (.025)          | -0.033 (.025)          | -0.385 (.021)***  |
| Revenu familial                                   |               | -0.0006<br>(0.0001)*** | -0.0005<br>(0.0001)*** | 0.002 (0.0001)*** |
| Age   |               |                        |                        |                   |
| 20-24 ans   |               | .014 (.034)            | .011 (.035)            | .040 (.033)       |
| 25-29 ans   |               | .098 (.035)***         | .098 (.035)***         | .179 (.034)***    |
| 30-34 ans   |               | .279 (.036)***         | .279 (.036)***         | .362 (.034)***    |
| 35-39 ans   |               | .115 (.0235)***        | .116 (.0236)***        | .207 (.034)***    |
| 40-45 ans   |               | -.237 (.035)***        | -.237 (.035)***        | -.120 (.034)***   |
| Statut marital                                    |               |                        |                        |                   |
| Union libre                                       |               | -.287 (.014)***        | -.285 (.014)***        | -.227 (.013)***   |
| Séparé  |               | -.333 (.030)***        | -.339 (.031)***        | -.432 (.030)***   |
| Divorcé   |               | -.461 (.024)***        | -.464 (.024)***        | -.514 (.025)***   |
| Veuve   |               | -.389 (.147)**         | -.398 (.143)**         | -.426 (.097)***   |
| Célibataire (jamais marié)                        |               | -.617 (.013)***        | -.621 (.013)***        | -.676 (.013)***   |
| Niveau d'éducation                                |               |                        |                        |                   |
| Secondaire terminé ou<br>post-secondaire partiel  |               | -.144 (.028)***        | -.142 (.028)***        | -.093 (.027)***   |
| Professionnel ou collégial<br>(non universitaire) |               | -.158 (.027)***        | -.155 (.027)***        | -.066 (.026)**    |
| Universitaire                                     |               | -.142 (.028)***        | -.138 (.027)***        | -.048 (.026)***   |
| Province  |               |                        |                        |                   |
| Ile du prince Edouard                             |               | .030 (.032)            | .031 (.032)            | .028 (.030)       |
| Nouvelle Ecosse                                   |               | .025 (.024)            | .025 (.024)            | .026 (.023)       |
| Nouveau Brunswik                                  |               | .015 (.025)            | .016 (-.025)           | .022 (-.023)      |
| Quebec  |               | .101 (.021)***         | .101 (.021)***         | .082 (.020)***    |
| Ontario   |               | .048 (.020)**          | .049 (.020)**          | .036 (.019)*      |
| Manitoba  |               | .055 (.022)**          | .057 (.022)**          | .071 (.021)***    |
| Saskatchewan                                      |               | .061 (.023)***         | .062 (.023)***         | .075 (.022)***    |
| Alberta   |               | .070 (.024)***         | .071 (.024)***         | .077(.022)***     |
| Bristish Colombia                                 |               | .003 (.022)            | .005 (.022)            | .005 (.021)       |

|  |        |        |                |                 |
|--|--------|--------|----------------|-----------------|
| Groupe de revenu ayant reçu une bonification plus importante de la nouvelle politique (en pourcentage du revenu) |        |        | .062 (.018)*** |                 |
| Tranfert fédéral potentiel   |        |        |                | 0.201 (.007)*** |
| R <sup>2</sup>   | 0.0013 | 0.1625 | 0.1630         | 0.2270          |
| N  | 38150  | 38150  | 38150          | 38150           |

Note : Erreur standard robuste entre parenthèses. \*p < 0.10, \*\*p < 0.05, \*\*\*p < 0.010

Toutes les observations sont pondérées

Dans l'ensemble, ces résultats ne semblent pas rejoindre la conclusion de l'étude de Riphahn et Wijnck (2017) portant sur la réforme allemande de 1996 du programme d'allocations familiales qui avait les mêmes principes que l'ACE à savoir une augmentation des allocations familiales selon le revenu du ménage et le nombre d'enfants. En utilisant la méthode de différence de différences, ils sont arrivés à la conclusion qu'il n'y a pas d'effet statistiquement significatif de la réforme sur la fécondité des couples à faible revenu. Cependant, ils ont trouvé effet positif pour les couples à revenu plus élevé décidant d'une deuxième naissance de l'ordre de 10 à 23%. À noter que la réforme avait augmenté les allocations familiales pour le deuxième enfant, en particulier pour les familles à revenu élevé; ce qui n'est pas le cas avec la nouvelle politique Canadienne d'allocation familiale qui est arrivé en supprimant une prestation universelle.

Conformément au contexte Canadien, ces résultats vont dans le même sens que les principales études menées sur le thème. Il s'agit entre autres des études de Zhan, Quan et van Meerbergen (1994) qui ont étudiés l'effet de différentes mesures incitatives sur le taux de fécondité et ont trouvé que ces mesures ont des effets significatifs et positifs sur la fertilité lorsqu'on les considère ensemble ou séparément. Lefebvre, Duclos et Merrigan (2001) ainsi que Melligan (2005) avaient également trouvé un effet positif des incitations financière du Bébé-Bonus sur la fécondité des québécoises comparativement au reste du Canada.

## 7. Discussion et conclusion

L'estimation de l'effet de la nouvelle politique d'allocation familial révèle un impact positif sur la fécondité des femmes de mon groupe de traitement, à savoir dont le revenu familial est inférieur à 125000\$. Il s'agit des femmes pour lesquelles la bonification de l'allocation représente au moins un pourcent de leur revenu familial.

Conformément à la littérature, mes variables de contrôle se sont tous révélés avoir un effet significatif sur le nombre d'enfants de moins de 6 ans par femme. Cependant, lorsqu'on ajoute les variables contrôles, nous perdons la signification du coefficient de l'estimateur de différence en différence qui capture l'effet de la réforme. Néanmoins, en contrôlant pour les femmes dont le revenu familial est inférieur à 60000\$, j'obtiens un coefficient statistiquement significatif indiquant que

ces femmes sont 6,2 plus susceptible d'avoir un enfant de 5 ans ou moins car la bonification de l'allocation familial correspond à plus de 5% du revenu familial. De plus, le fait que mes groupes de traitement et de contrôle évolent dans des sens opposés fait que l'effet de la politique, pris dans son ensemble, a tendance à être neutraliser.

Avec mon model alternatif, j'obtien un effet positif et statistiquement significatif du montant potentiel par enfant sur le nombre d'enfant de moins de 6 ans. Pour finir, on peut dire que la bonification de l'allocation familiale a un impact significatif sur la fécondité de mon groupe de traitement en l'occurrence les femmes dont le revenu familial est inférieur à 125000\$. Cependant, le fait que la nouvelle politique supprime la prestation universelle pour garde d'enfant semble généré un effet négatif à la fecondité des femmes dont le revenu familial est supérieur à 125000\$.

Il serait important que ces résultats restent discutables du fait de que cette étude est limitée par le fait que les données utilisées ne s'étallent pas sur un horizon temporel assez large. En effet, je n'ai pas assez d'informations sur les observations d'après intervention d'autant plus que certains couples décident de s'élargir ou pas en fonction du temps et des conditions financières, la décision d'avoir un enfant est le plus souvent planifié et l'effet des politiques peut mettre du temps à être mesurable. Il y a aussi le fait de prendre comme variable à expliquer le nombre d'enfants de moins de cinq ans sachant très bien que certaines de ces naissances peuvent avoir eu lieu avant la réforme et ceux même pour les groupes traités. Il y a aussi le fait de ne pas disposer de l'âge exacte des femmes et sachant que la relation entre l'âge et fertilité ne peut être linéaire. L'idéal pour l'étude aurait été d'avoir l'âge exact des femmes et des enfants. Au final, il serait pertinent d'approfondir ce travail en augmentant la dimension temporelle et d'autres variables qui pourraient mieux expliquer la fécondité elles que l'attachement à la religion, le nombre de frères et sœur (des parents ou de la mère). Outres ces limites, la définition de mes groupes de traitement et de contrôle pourai influencer les résultats obtenu. Les résultats obtenus dépendente de la modélisation et des hypothèses; le pouvoir de généralisation de ces résultats devient alors limité.

## References

- Ahn, N. et Mira, P (2002). 'A note on the changing relationship between fertility and female employment rates in developed countries.' *Journal of Population Economics*. 15, P. 667–682.
- Andersen S., Drange N., Lappegård T. (2018). 'Can a cash transfer to families change fertility behaviour?' *Demographic Research*. Volume 38, Article 33, P. 897-928
- B.-Dandurand, R., Kempeneers, M. (1990). 'Femmes et politiques familiales entre l'ambivalence et l'implication.' *Santé mentale au Québec*. 15 (1), P. 85–99.
- Becker, G.S. (1960). 'An economic analysis of fertility.' In: *Demographic and economic change in developed countries*. Princeton: National Bureau of Economic Research: P. 209–240.
- Becker, G.S. (1981). 'A treatise on the family.' Cambridge: *Harvard University Press*.
- Bjorklund, A. (2006). 'Does Family policy affect fertility? Lessons from Sweden.' *Journal of Population Economics*. 19, P. 3-24.
- Breton, D. & Prioux, F. (2005). 'Deux ou trois enfants : Influence de la politique familiale et de quelques facteurs sociodémographiques.' *Population*, vol. 60(4), 489-522.
- Brewer, M., Ratcliffe, A., Smith, S. (2012). 'Does welfare reform affect fertility? Evidence from the UK.' *Journal of Population Economics*. 25(1) P. 245–266
- Castro Martin, T. (1995). 'Women's education and fertility: Results from 26 Demographic and Health Surveys.' *Studies in Family Planning*. Vol. 26, No. 4, P. 187-202.
- Provencher, C., Milan A., Hallman S. et D'Aoust C. (2018). 'Rapport sur l'état de la population du Canada. Fécondité : aperçu, 2012 à 2016.' Statistiques Canada. Division de la démographie.
- Cochrane, S.H. (1979). 'Fertility and education: What Do We Really Know?' Baltimore: *Johns Hopkins University Press*.
- De Luca Barrusse V. (2005). 'Comment reconquérir le Français à l'idée familiale ? » La propagande nataliste et familiale à l'école et dans les casernes (1920-1940).' *Population*, n° 1-2, P. 13-38.
- Doliger, C. (2008). 'La fécondité et ses déterminants économiques : Becker vs Easterlin.' Presses de Sciences Po, *Revue économique*. Volume 59, P. 955-971.
- Duclos, É., Lefebvre, P. et Merrigan, P. (2001). 'A "Natural Experiment" on the economies of storks: evidence on the impact of differential family policy on fertility rates in Canada.' *Human Resources Development Canada*. Applied Research Branch, Strategic Policy, et Université du Québec à Montréal, Département d'économie.
- Easterlin, R.A. (1961). 'The american baby boom in historical perspective.' *American Economic Review* 51 (5): P. 869–911.

- Easterlin, R.A. (1975). 'An economic framework for fertility analysis.' *Studies in Family Planning*. 6(3): 54–63.
- Hamel, J. (1992). 'Natalité et politiques familiales : les interventions gouvernementales dans les pays occidentaux.' Gouvernement du Québec, Secrétariat à la famille, 75 P.
- Hotz, J. V. et Miller, R. A. (1988). 'An empirical analysis of life cycle fertility and female labor supply.' *Econometrica*. 56(1), P. 91-118.
- Junsen, Z. Jason Quan, J. et Meerbergen, P.V. (1994). 'The effect of tax-transfer policies on fertility in Canada, 1921-1988.' *Journal of Human Resources*, 29(1), P. 181-201.
- Kyriazis, S. (1987). 'Approches économiques de la fécondité : une analyse comparative des théories du New Home Economics et d'Easterlin.' *Cahiers québécois de démographie*. 16 (2), P. 167–185.
- Lappegard, T. (2008). 'Families policies and fertility: parent's parental leave use, childcare availability, the introduction of childcare cash benefit and continued childbearing in Norway.' Discussion paper, Statistics Norway, Research Department, n0564.
- Lefebvre, P., Brouillette, L. et Felteau, C. (1994). 'Les effets des impôts et des allocations familiales sur les comportements de fécondité et de travail des Canadiennes: résultats d'un modèle de choix discrets.' *Population*. 54(2), P. 415-456.
- Leibenstein, H. (1974). 'An interpretation of the economic theory of fertility: Promising path or blind alley?' *Journal of Economic Literature*. 12, P. 457-479.
- Lindert, P.H. (1980). 'Child costs and economic development.' In R.A. Easterlin (ed.). *Population and Economic Change in Developing Countries*. Chicago, University of Chicago. P. 3-79.
- Milligan, K. (2001). 'Subsidizing the stork: new evidence on tax incentives and fertility.' document de travail no 01-20. Université de la Colombie-Britannique.
- Milligan, K. (2005) "Subsidizing the stork: new evidence on tax incentives and fertility" *The Review of Economics and Statistics*. Volume 3, P. 539–55
- Moyser, M. et Milan, A. (2018). 'Taux de fécondité et activité des femmes sur le marché du travail au Québec et en Ontario.' Statistique Canada : *Regards sur la société canadienne*. No 75-006-X au catalogue ISSN P. 2291-0859.
- Riphahn, R.T., Wijnck, F. (2017). 'Fertility effects of child benefits.' *Journal of Population Economics*. 30, P. 1135–1184.
- Roberge, J. et Aubert, D. (2008). 'La politique familiale au Québec : visée, portée, durée et rayonnement.' Gouvernement du Québec, Ministère de la famille, Conseil de la famille et de l'enfance.

Roy, L., Bernier, J., Dallaire, L. (2014). 'Natalité et interventions publics.' Gouvernement du Québec, Ministère de l'Emploi, de la Solidarité sociale et de la Famille.

Schultz T. (1986). 'The value and allocation of time in high-income countries: Implications for Fertility'. *Population and Development Review*. 12, P. 87-108.

Walker, J.R. (1995). 'The effect of public policies on recent Swedish fertility behavior.' *Journal of Population Economics*. 8(3): P. 223–251.

Whittington, L.A., Alm, J., Peters, E. H. (1990). 'Fertility and the personal exemption: implicit pronatalist policy in the United States.' *American Economics Review*. 80(3): P.545–556.

## Annexes

### Annexe 1.

La PFCE et L'ACE sont configurées de la manière suivante.

1. La PFCE est constituée de trois prestations qui sont :

- La **prestation parentale de base** comprend le montant de base et un supplément à partir du troisième enfant et chaque enfant subséquent. Au-delà d'un certain seuil, la prestation de base est réduite de 2 % du montant du revenu net familial qui dépasse le seuil lorsqu'il y a un seul enfant, et de 4 % lorsqu'il y a deux enfants ou plus.
- Le **supplément de la prestation nationale pour enfants (SPNE)** qui, au-delà d'un certain seuil, diminue de 12,2 % du montant du revenu net familial rajusté qui dépasse le seuil pour une famille qui compte un seul enfant; de 23 % du montant du revenu net familial rajusté qui dépasse le seuil pour une famille qui compte deux enfants; de 33,3 % du montant du revenu net familial rajusté qui dépasse le seuil pour une famille qui compte trois enfants ou plus.
- La **prestation pour enfants handicapés (PEH)** pour chaque enfant admissible au crédit d'impôt pour personnes handicapées. Ce montant est réduit de 2 % (respectivement 4%) du montant du revenu net familial rajusté pour une famille qui compte un seul enfant (respectivement 2 enfants ou plus) si votre revenu net familial rajusté dépasse un certain seuil.

### Montant des versements de la prestation fiscale canadienne pour enfants (PFCE) - Années d'imposition 2012 à 2014

|  | <b>Année d'impo.<br/>2012<br/>(juillet 2013 à<br/>juin 2014)</b> | <b>Année d'impo.<br/>2013<br/>(juillet 2014 à<br/>juin 2015)</b> | <b>Année d'impo.<br/>2014<br/>(juillet 2015 à<br/>juin 2016)</b> |
|--|--|--|--|
| <b>Prestation de base</b>                                  | 1 433 \$   | 1 446 \$   | 1 471 \$   |
| <b>Supplément pour le troisième et chaque autre enfant</b> | 100 \$   | 101 \$   | 103 \$   |
| <b>Seuil de base</b>                                       | 43 561 \$  | 43 953 \$  | 44 701 \$  |
| <b>Montant du SPNE pour le premier enfant</b>              | 2 221 \$   | 2 241 \$   | 2 279 \$   |
| <b>Montant du SPNE pour le deuxième enfant</b>             | 1 964 \$   | 1 982 \$   | 2 016 \$   |

|  |           |           |           |
|--|-----------|-----------|-----------|
| <b>Montant du SPNE pour chaque autre enfant</b>            | 1 869 \$  | 1 886 \$  | 1 918 \$  |
| <b>Seuil SPNE</b>  | 25 356 \$ | 25 584 \$ | 26 021 \$ |
| <b>Montant de prestation pour enfants handicapés (PEH)</b> | 2 626 \$  | 2 650 \$  | 2 695 \$  |
| <b>Seuil PEH, un enfant</b>                                | 43 561 \$ | 43 953 \$ | 44 701 \$ |

Agence de Revenu du Canada<sup>15</sup>.

2. L'allocation canadienne pour enfants (ACE) est calculée de la façon suivante :

- 6 400 \$ par année (533,33 \$ par mois) pour chaque enfant admissible âgé de moins de six ans;
- 5 400 \$ par année (450,00 \$ par mois) pour chaque enfant admissible âgé de 6 à 17 ans.

Ces montants sont réduits dès que votre revenu net familial rajusté (RNFR) dépasse **30 000 \$**.

- ✓ Pour les familles ayant un enfant admissible, la réduction est de 7 % du montant du RNFR entre 30 000 \$ et 65 000 \$ plus 3,2 % du montant du RNFR supérieur à 65 000 \$.
- ✓ Pour les familles ayant deux enfants admissibles, la réduction est de 13,5 % du montant du RNFR entre 30 000 \$ et 65 000 \$ plus 5,7 % du montant du RNFR supérieur à 65 000 \$.
- ✓ Pour les familles ayant trois enfants admissibles, la réduction est de 19 % du montant du RNFR entre 30 000 \$ et 65 000 \$ plus 8 % du montant du RNFR supérieur à 65 000 \$.
- ✓ Pour les familles ayant quatre enfants admissibles ou plus, la réduction est de 23 % du montant du RNFR entre 30 000 \$ et 65 000 \$ plus 9,5 % du montant du RNFR supérieur à 65 000 \$.

Il faut noter que l'ACE n'était pas indexé au départ. Cependant, l'application de son indexation a été annoncé par le gouvernement fédéral pour de l'année de prestation 2018-2019<sup>16</sup>.

<sup>15</sup> Source ARC <https://www.canada.ca/fr/agence-revenu/services/prestations-enfants-familles/renseignements-ont-deplaces/montant-versements-prestation-fiscale-canadienne-enfants-pfce-annees-imposition-2012-a-2014.html>

Annexe 2. Statistiques descriptives pour l'ensemble de l'échantillon, du groupe de traitement et groupe de comparaison de 2013 à 2015 (avant) et de 2016 à 2017 (après)

| Variables   | Ensemble               | Avant (2013-2015)     |                        |                      | Après (2016-2017)      |                       |                        |
|---|------------------------|-----------------------|------------------------|----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|
|   |                        | Ensemble              | <125000\$              | >=125000\$           | Ensemble               | <125000\$             | >=125000\$             |
| Observations  | 38150                  | 20017                 | 15811                  | 4206                 | 18133                  | 13874                 | 4259                   |
| Nombre d'enfants  | 1.112<br>(1.191)       | 1.120<br>(1.185)      | 1.051<br>(1.190)       | 1.396<br>(1.124)     | 1.101<br>(1.201)       | 1.039<br>(1.212)      | 1.335<br>(1.129)       |
| Nombre d'enfants de 5 ans ou moins                          | .460 (.750)            | .463 (.752)           | .447 (.744)            | .526 (.781)          | .457 (.747)            | .451 (.751)           | .480 (.733)            |
| Mère ayant un enfant de 5 ans ou moins                      | 0.323<br>(.467)        | .324 (.468)           | .315 (.464)            | .363 (.480)          | .320 (.466)            | .313 (.464)           | .346 (.475)            |
| Revenu familial (en milliers de dollars)                    | 80.229<br>(70.173)     | 79.055<br>(68.790)    | 53.514<br>(36.015)     | 181.565<br>(73.436)  | 81.940<br>(72.107)     | 54.337<br>(36.168)    | 184.592<br>(79.376)    |
| Revenu <125000\$  | .795 (.403)            | .800 (.399)           | 1                      | 0                    | .788 (.408)            | 1                     | 0                      |
| Revenu >=125000\$   | .204 (.403)            | .199 (.399)           | 0                      | 1                    | .211 (.408)            | 0                     | 1                      |
| Revenu < 60000\$  | .454 (.497)            | .458 (.498)           | .573 (.494)            | -                    | .447 (.497)            | .567 (.495)           | -                      |
| Prestation fédérale reçue                                   | 1953.284<br>(3581.239) | 1301.70<br>(2537.732) | 1583.355<br>(2751.468) | 162.802<br>(512.161) | 2902.273<br>(4539.476) | 4045.614<br>(5640.45) | 1357.615<br>(2193.158) |
| Prestation fédérale reçue en pourcentage du revenu familial | .095 (6.14)            | .045<br>(7.950)       | .056<br>(8.885)        | .001 (.003)          | .167 (.812)            | .210 (.910)           | .007 (.012)            |
| Transfert potentiel par enfant (en milliers de dollars)     | 2.371<br>(1.757)       | 1.826<br>(1.465)      | 2.185<br>(1.409)       | 0.386 (.454)         | 3.165<br>(1.841)       | 3.831<br>(1.462)      | .687 (.516)            |
| Age   |                        |                       |                        |                      |                        |                       |                        |
| 15-19 ans   | .011(.108)             | .013 (.114)           | .016 (.127)            | .000 (.018)          | .009 (.097)            | .012 (.110)           | .000 (.006)            |
| 20-24 ans   | .078 (.265)            | .074 (.263)           | .090 (.286)            | .013 (.115)          | .077 (.267)            | .096 (.294)           | .009 (.095)            |
| 25-29 ans   | .200 (.400)            | .201 (.401)           | .223 (.416)            | .113 (.316)          | .200 (.400)            | .225 (.417)           | .105 (.307)            |
| 30-34 ans   | .230 (.421)            | .230 (.421)           | .233 (.423)            | .218 (.413)          | .231 (.421)            | .235 (.424)           | .216 (.412)            |
| 35-39 ans   | .238 (.426)            | .235 (.424)           | .218 (.413)            | .306 (.460)          | .241 (.428)            | .224 (.417)           | .307 (.461)            |
| 40-45 ans   | .241 (.428)            | .243 (.429)           | .217 (.412)            | .347 (.476)          | .239 (.426)            | .206 (.404)           | .360 (.480)            |
| Statut marital  |                        |                       |                        |                      |                        |                       |                        |
| Marié   | .506 (.499)            | .510 (.499)           | .450 (.497)            | .750 (.432)          | .501 (.500)            | .439 (.496)           | .728 (.444)            |
| Union libre   | .201 (.401)            | .198 (.398)           | .195 (.396)            | .208 (.406)          | .207 (.405)            | .201 (.400)           | .230 (.421)            |
| Séparé  | .017 (.132)            | .016 (.128)           | .020 (.142)            | .001 (.037)          | .019 (.138)            | .024 (.153)           | .002 (.053)            |
| Divorcé   | .018 (.133)            | .020 (.141)           | .024 (.155)            | .002 (.053)          | .014 (.121)            | .018 (.133)           | .002 (.050)            |
| Veuve   | .000 (.017)            | .000 (.015)           | .000 (.010)            | .000 (.028)          | .000 (.019)            | .000 (.021)           | .000 (.008)            |
| Célibataire (jamais marié)                                  | .254 (.435)            | .253 (.435)           | .308 (.461)            | .035 (.185)          | .256 (.436)            | .316 (.464)           | .034 (.183)            |
| Niveau d'éducation  |                        |                       |                        |                      |                        |                       |                        |
| Inférieur au diplôme d'études secondaires                   | .048 (.213)            | .047 (.212)           | .054 (.227)            | .016 (.128)          | .049 (.216)            | .059 (.236)           | .010 (.102)            |

|  |             |             |             |             |             |             |             |
|--|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Secondaire terminé<br>ou post-secondaire<br>partiel  | .211 (.408) | .214 (.410) | .239 (.426) | .102 (.302) | .206 (.404) | .233 (.422) | .106 (.308) |
| Professionnel ou<br>collégial (non<br>universitaire) | .313 (.463) | .317 (.465) | .331 (.470) | .273 (.446) | .307 (.461) | .326 (.468) | .236 (.425) |
| Universitaire<br>Province                            | .427 (.494) | .420 (.493) | .374 (.484) | .604 (.489) | .437 (.496) | .381 (.485) | .646 (.478) |
| Terre-Neuve et<br>Labrador                           | .013 (.114) | .013 (.115) | .012 (.109) | .019 (.136) | .013 (.113) | .012 (.109) | .016 (.127) |
| Ile du prince Edouard                                | .003 (.060) | .003 (.061) | .004 (.064) | .002 (.047) | .003 (.059) | .003 (.061) | .002 (.048) |
| Nouvelle Ecosse                                      | .024 (.155) | .024 (.155) | .026 (.160) | .018 (.135) | .024 (.155) | .026 (.159) | .019 (.137) |
| Nouveau Brunswik                                     | .018 (.135) | .018 (.136) | .020 (.141) | .013 (.114) | .018 (.133) | .018 (.135) | .015 (.123) |
| Quebec   | .234 (.423) | .236 (.424) | .256 (.436) | .153 (.360) | .233 (.422) | .246 (.431) | .182 (.386) |
| Ontario  | .373 (.483) | .372 (.483) | .366 (.481) | .397 (.489) | .375 (.484) | .366 (.481) | .407 (.491) |
| Manitoba   | .035 (.184) | .035 (.184) | .037 (.189) | .027 (.162) | .035 (.185) | .037 (.189) | .029 (.167) |
| Saskatchewan   | .031 (.175) | .031 (.174) | .030 (.170) | .036 (.188) | .032 (.178) | .031 (.173) | .039 (.194) |
| Alberta  | .134 (.340) | .134 (.340) | .116 (.321) | .203 (.402) | .133 (.340) | .122 (.328) | .174 (.379) |
| Bristish Colombia                                    | .129 (.335) | .128 (.335) | .128 (.335) | .128 (.334) | .129 (.336) | .134 (.340) | .114 (.317) |

Notes : Toutes les observations sont pondérées  
Les écarts-types sont entre parenthèses