

TROIS ÉVALUATIONS DE POLITIQUE DE CAPITAL HUMAIN VISANT LES JEUNES ENFANTS ET ADOLESCENTS DU QUÉBEC: CONSTATS ET PISTES POUR L'AVENIR*

Philip MERRIGAN

ESG-UQÀM

Groupe de recherche en capital humain

merrigan.philip@uqam.ca

RÉSUMÉ – Dans ce texte, nous présentons les résultats d'évaluations empiriques de trois grandes politiques de capital humain du Québec visant les jeunes enfants et les adolescents : la politique de garde à tarification réduite du gouvernement du Québec, la réforme scolaire du primaire et du secondaire, et la politique de subvention des écoles privées. Nous montrons que les deux premières devront être profondément modifiées pour atteindre leurs objectifs de capital humain, alors que d'autres travaux sont nécessaires pour une évaluation finale de la dernière.

ABSTRACT – In this paper, we present the results of empirical evaluations of three major Québec human capital policies aimed at young children and adolescents : the Québec government's low-cost childcare policy, the primary and secondary school reform, and the subsidy policy of private schools. We show that the first two will have to be profoundly modified to achieve their human capital objectives, while other work is needed for a final evaluation of the latter.

INTRODUCTION

Ce texte présente des résultats concernant des évaluations empiriques de trois grandes politiques de capital humain du gouvernement du Québec touchant principalement le capital humain des jeunes du Québec. Ces trois politiques sont : la politique des services de garde à tarification réduite de 1997, la réforme scolaire des niveaux primaire et secondaire du système d'éducation, et enfin la politique de subvention des écoles privées. Dans le cas des deux premières politiques énumérées plus haut, nous discuterons d'évaluations directes des politiques. Dans le

*L'auteur remercie Daphné Thompson pour son aide dans la rédaction du texte. Il veut aussi remercier Catherine Haeck et Pierre Lefebvre pour leur collaboration dans les travaux discutés dans ce texte.

cas de la dernière, ce sera plutôt une évaluation de l'impact de l'école privée sur le taux de diplomation au secondaire et de la participation aux études postsecondaires qui retiendront notre attention. Suite à cette présentation, nous chercherons à tirer des leçons pour les décideurs publics du Québec qui veulent réorienter les politiques dans le domaine de l'éducation des moins de 18 ans.

1. LA POLITIQUE DES SERVICES DE GARDE À TARIFICATION RÉDUITE DE 1997

Cette politique avait fondamentalement deux objectifs, celui de faciliter l'accès au marché du travail pour les mères avec enfants d'âge préscolaire et celui de mieux préparer les enfants à l'école, en particulier ceux de milieux très modestes, de manière à réduire les inégalités d'apprentissage. Pour atteindre ses objectifs, le gouvernement en 1997 offrait aux dispensaires des services de garde des subventions de l'ordre de 85 % des coûts d'opération annuels des garderies à la condition que le dispensaire offrît de son côté des places au coût de 5 dollars par jour pour des enfants de 4 ou 5 ans qui n'étaient pas d'âge pour la maternelle. En 1998, l'offre s'étendait aux enfants de 3 ans, en 1999 aux 2 ans, et enfin, en 2000, aux 0-1 an. Avant l'introduction de cette politique, le gouvernement offrait des subventions pour les services de garde aux parents avec de faibles revenus ainsi qu'un crédit d'impôt remboursable pour ces mêmes services, crédit qui diminuait en fonction de la croissance du revenu. Il faut ajouter aux éléments de politique fiscale la déduction offerte par le gouvernement fédéral pour les dépenses en service de garde. Cette déduction existait avant la nouvelle politique du Québec et existe toujours aujourd'hui. L'étude de Baril *et al.* (2000) calculait que le coût net par jour des services de garde pour une famille de classe moyenne au Québec se chiffrait à 11 dollars par jour avant la mise en place de la politique. Cependant, il est fort possible, qu'à ce moment, plusieurs familles utilisaient des services au noir, donc sans reçus pour fins d'impôt, ce qui annulait les avantages potentiels de réduction de coûts créés par les avantages fiscaux. Il faut ajouter que dans les premières années de la politique, le nombre de places créées ne répondait pas à la demande. Ceci a forcé le gouvernement à s'impliquer dans la création d'infrastructures propres aux services de garde. Ainsi, le nombre de places a grandi très rapidement, passant d'environ 80 000 en 1997 à près de 250 000 aujourd'hui. Ajoutons que le prix des places subventionnées est passé de 5 à 7 dollars par jour en 2004, et varie maintenant entre 8 et 20 dollars par jour, selon le revenu du ménage. Du point de vue du capital humain, on demandait aux éducatrices des services subventionnés de préparer les enfants à la maternelle à temps plein, exigence qui fut instaurée au même moment que la politique de subventions aux services de garde. [Pour plus de précision sur l'évolution des places et pour une explication plus détaillée de la politique qui était une facette importante de la nouvelle politique familiale, voir Haeck *et al.* (2015).]

La première évaluation publiée de cette politique, de Lefebvre et Merrigan (2008), portait sur l'offre de travail. En se basant sur *l'Enquête sur la dynamique*

du travail et des revenus (EDTR), menée par Statistique Canada pour les années 1993 à 2002, et en utilisant une technique d'estimation de différence en différence, il fut démontré que la politique avait entraîné une augmentation importante de la participation, du nombre de semaines travaillées, du nombre d'heures travaillées par semaine, et des revenus de travail des mères avec des enfants de 1 à 4 ans. On montrait aussi que les effets positifs sur l'offre de travail induits par la politique augmentaient en valeur avec les années, alors que le nombre de places augmentait de manière importante pour chaque année suivant le début de la politique. Les résultats sur l'offre du travail furent corroborés par un article de Baker *et al.* (2008) (BGM) apparaissant immédiatement après l'étude de Lefebvre et Merrigan, basé cependant sur l'*Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes*, 1994-2003 (ELNEJ), aussi de Statistique Canada, et non sur l'EDTR. L'on trouvait également dans cet article des estimations d'effets de la politique sur des mesures de santé, de comportement et de bien-être des enfants et des parents. Les auteurs concluaient que la politique avait produit des impacts négatifs sur les enfants ainsi que sur leurs parents. De plus, ces effets étaient substantiels par rapport aux effets généralement trouvés dans les études d'impact de ce type. En fait, les auteurs ne trouvaient aucun effet positif (dans le sens d'un bienfait ou d'une amélioration à un quelconque niveau pour l'enfant). Si l'objectif de la politique concernant l'offre de travail des mères fut atteint, celui d'une meilleure préparation des enfants à l'école ne l'était pas. En fait, les effets estimés montraient que la politique avait des effets contraires aux objectifs.

Une autre étude sur l'offre de travail des mères, de Lefebvre *et al.* (2009), présente d'importants résultats, exposés plus bas, concernant les effets de long terme de la politique des services de garde sur les parents et les enfants. Il s'agissait, cette fois, de vérifier si la politique avait des effets d'incitation au travail sur des mères québécoises avec enfants d'âge scolaire de 6 à 11 ans, mais sans enfants d'âge préscolaire. Et si oui, comment expliquer ces effets ?

Certaines mères avec enfants d'âge préscolaire peuvent, sans la politique, avoir décidé de ne pas offrir leurs services sur le marché du travail à cause du prix trop élevé des services de garde. Certaines mères peuvent prolonger cette décision, même une fois tous les enfants devenus écoliers – ce qui nécessite beaucoup moins d'heures de garde par jour – à cause, par exemple, d'une perte trop importante de capital humain suite à leur décision de ne pas effectuer un travail rémunéré lors des années de « petite enfance ». Cependant, avec la politique, ces mêmes mères se trouvent un emploi pendant les années de petite enfance et le conservent une fois les enfants tous à l'école, causant une augmentation de l'offre de travail. L'étude de Lefebvre *et al.* (2009) note effectivement des effets positifs de la politique sur l'offre de travail des mères québécoises avec enfants d'âge scolaire de 6 à 11 ans et sans enfants d'âge préscolaire, mais seulement pour celles qui avaient un niveau de scolarité secondaire ou en deçà. Pour les mères plus instruites de même type, l'offre de travail était déjà très élevée avant la mise en place de la politique, réduisant ainsi le potentiel d'augmentation.

Plusieurs études ont cherché à poursuivre le travail de BGM sur les effets de la politique de tarification réduite sur les enfants, mais avec les données complètes de l'ELNEJ se terminant en 2009, donc avec des données sur 6 années supplémentaires par rapport à celles ayant servi pour l'étude originale (3 cycles additionnels de l'ELNEJ). L'étude de Haeck *et al.* (2015) a démontré que les effets trouvés par BGM sur l'offre de travail avaient augmenté de 2002 à 2008 pour les enfants de 1 à 4 ans, mais elle a aussi démontré que la politique n'avait pas eu d'effets positifs sur le développement cognitif des enfants de 4 et 5 ans tel que mesuré par l'EVIP (*Échelle de vocabulaire en image Peabody*), une épreuve évaluant les capacités en lecture. En fait, l'étude présente des preuves à l'effet que, pour les enfants enquêtés dans les derniers cycles de l'ELNEJ (ceux qui ont été le plus intensément touchés par la politique dans cette enquête, car dans leur cas, elle était effective depuis leur naissance jusqu'au moment de l'enquête), et de mères avec un niveau d'éducation secondaire ou en deçà, les effets sont négatifs.

L'étude de Haeck *et al.* (2018b) reprend elle aussi le travail de BGM sur les effets de la politique sur le bien-être des enfants, mais en utilisant, comme Haeck *et al.* (2015) les données de l'ELNEJ jusqu'en 2008, ainsi que les données de *l'Enquête sur la santé des communautés canadiennes* de l'année 2000 jusqu'en 2012 (pour les jeunes de 12 à 19 ans). L'étude cherche d'abord à confirmer les résultats d'effets négatifs sur le bien-être des enfants, tels que trouvés par BGM dans les premières années de la politique, c'est-à-dire jusqu'en 2003, mais pour la période 2004-2008.

Les chercheurs (Haeck *et al.*) estiment ensuite les effets de la politique lorsque les enfants sont à l'école pour des mesures très semblables à celles évaluées pendant le préscolaire. Ces effets peuvent provenir d'un processus dynamique. En effet, les effets observés pendant la petite enfance pourraient persister jusqu'à l'âge préscolaire, mais ils peuvent aussi s'expliquer par les effets sur l'offre de travail des mères avec enfants d'âge scolaire, mais sans enfants d'âge préscolaire, effets mis en évidence par Lefebvre *et al.* (2009). On parle ici possiblement des effets sur les enfants causés par une présence moins importante des mères à la maison. Mais dans ce cas, suivant Lefebvre *et al.* (2009) ces effets ne seraient observés que pour les enfants ayant une mère avec un niveau d'éducation secondaire ou en deçà.

De manière générale, l'étude montre que les effets négatifs trouvés par BGM sur les enfants de 0 à 4 ans persistent pour certaines mesures, mais aussi, que dans plusieurs cas, les effets négatifs semblent s'estomper sans jamais devenir positifs. Pour ce qui est des enfants qui fréquentent l'école, des effets négatifs sont rares, mais sont plus importants chez les enfants de mère avec un faible niveau d'instruction, laissant supposer que ces effets négatifs sont possiblement le produit d'une présence plus faible des mères à la maison. Enfin, des effets négatifs sur la santé et le bien-être sont trouvés pour les jeunes de 12 à 19 ans avec une méthode de double différence, mais ceux-ci ne sont pas robustes à des estimations faites par triple différence.

Dans un autre article, Haeck *et al.* (2018a), en évaluation, portant sur les mêmes questions que celui de Haeck *et al.* (2018b), les auteurs estiment les effets à long terme sur le bien-être des parents ainsi que sur les pratiques parentales. Les effets négatifs sur les parents trouvés chez BGM dans les premières années de la politique persistent pour certaines mesures, bien que pour d'autres, comme dans le cas des enfants, les effets négatifs persistent tout en s'estompant lors des dernières années de l'ELNEJ. Aucun effet sur la santé ou les pratiques parentales ne devient positif. Pour les parents d'enfants de 5 à 9 ans à l'école, mais sans enfants d'âge préscolaire, très peu d'effets significatifs sont trouvés par les chercheurs. Par contre, on trouve des effets négatifs sur les interactions positives enfants-parents pour les familles avec un niveau d'éducation secondaire ou en deçà, ce qui concorde avec les effets sur les enfants de 5 à 9 ans trouvés dans Haeck *et al.* (2018b).

En résumé, on ne peut noter aucun effet moyen positif statistiquement significatif de la politique québécoise des services de garde sur le développement, la santé, et le bien-être des enfants et des parents ou sur les pratiques parentales. Des effets négatifs sont trouvés pour les enfants d'âge préscolaire et pour les parents d'enfants d'âge préscolaire. Et finalement, peu d'effets négatifs sont trouvés pour les enfants en âge d'être à l'école et les parents de tels enfants.

Lehrer et Kottelenberg (2013, 2017, 2018) ont aussi poussé plus loin l'analyse de BGM sur l'impact de la politique en utilisant les cycles plus récents de l'ELNEJ. En gros, leur premier texte (selon l'ordre chronologique), confirme, comme Haeck *et al.* (2018b) les résultats de BGM pour la petite enfance. Leur second texte estime les effets de la politique sur les percentiles de deux tests cognitifs, un pour les 0-3 ans, mesurant le développement moteur et social, et l'autre, l'EVIP, discuté plus haut. La méthode utilisée est celle de Athey et Imbens (2006). Ils trouvent que la politique a des impacts positifs sur les enfants de mères monoparentales. Haeck *et al.* (2018b) considère que les résultats obtenus par méthodes de différence en différence pour les enfants de mères monoparentales pourraient être biaisés par la présence des politiques de transferts ciblés vers les familles à faibles revenus en 1997 et en 2005. Les résultats du deuxième texte de Kottelenberg et Lehrer pourraient aussi, en partie, être causés par des transferts plus importants aux familles monoparentales. Il n'est pas clair comment ces effets, si non biaisés, peuvent influencer de manière substantielle les succès de l'élève à l'école primaire ou secondaire. Enfin, les effets estimés sont obtenus avec de petits échantillons dans le cas de l'EVIP. Et finalement, dans le dernier texte, on montre qu'il n'existe pas de différence entre les effets moyens estimés pour les garçons et les filles, mais qu'il existe des différences importantes entre les impacts de la politique sur la variance des mesures de développement et de comportement selon le genre. En particulier, la politique a eu pour effet d'augmenter la dispersion des mesures d'hyperactivité et d'inattention chez les garçons, alors que l'on constate l'inverse chez les filles. On propose aussi dans ces textes des analyses permettant d'identifier les mécanismes qui contribuent à expliquer les effets moyens négatifs qui sont estimés pour les enfants du préscolaire.

On peut conclure que si les objectifs de la politique sont atteints en ce qui concerne l'offre de travail des mères, ils ne le sont que partiellement à l'égard des enfants. En ce qui a trait au succès à l'école, la politique étant en place depuis 20 ans, il nous est possible d'observer des cohortes touchées par la politique et maintenant en âge d'être aux études postsecondaires. Même si aucune étude sur la question n'a été produite à ce jour, les chiffres récents sur la participation aux études postsecondaires au Québec ne semblent pas démontrer de croissance particulière dans les études postsecondaires par rapport au reste du Canada pour ces cohortes, mais il faudra évidemment attendre la disponibilité des enquêtes appropriées avant de porter un tel jugement. Cependant, on sait que de 2008 à 2015, le taux de réussite d'un programme de cycle supérieur du secondaire (pour les 15-18 ans au Québec, les 16-19 ans en Ontario) dans les écoles publiques du Québec fait du surplace (65 en 2008, 64 en 2015), alors qu'en Ontario, ce taux est passé de 72 à 84 (Institut du Québec, 2018). Pourtant, les enfants de la cohorte de 2015 au Québec ont tous été potentiellement touchés par la politique des services de garde.

Comment expliquer que la politique des services de garde à tarification réduite semble avoir eu peu d'impact sur le capital humain des enfants ? Lors des 10 premières années du nouveau régime, le nombre de places croissait à un rythme très élevé, ajoutant parfois plus de 10 000 places par année. Pour 10 000 places, il fallait recruter plus de 1 000 éducatrices par année afin de satisfaire aux exigences du gouvernement concernant le ratio enfants/éducatrices. Comment s'assurer que les éducatrices embauchées avaient les qualités nécessaires pour augmenter le capital humain d'enfants en bas âge ? Les travaux de Japel *et al.* (2005) montrent que ceci était une tâche probablement impossible à réaliser. Leur étude montre que le niveau de scolarité des éducatrices était de manière générale trop bas pour produire des effets positifs importants chez les enfants. De plus, ces chercheurs montrent que pour les premières années du programme, la qualité des services de garde n'était pas suffisante pour atteindre les objectifs du gouvernement, dont celui de réduire les inégalités d'apprentissage. Il semble d'ailleurs que la qualité ne se soit pas beaucoup améliorée depuis ces premières années de la politique.

Malheureusement, Japel *et al.* (2005) montrent qu'il existe une corrélation positive entre la qualité des services et le revenu des parents, de sorte que là où la qualité n'était pas acceptable, les enfants provenaient en majorité de foyers plus modestes. Qui plus est, la recherche américaine montre de manière générale qu'une qualité des services élevée est nécessaire pour obtenir un impact positif sur les enfants de milieux défavorisés (voir Heckman, 2011). Nous reviendrons en conclusion sur les réformes possibles de cette politique.

2. LA RÉFORME SCOLAIRE AUX NIVEAUX PRIMAIRE ET SECONDAIRE DU QUÉBEC EN 2001

Une autre politique éducative majeure au Québec fut l'implantation de la réforme pédagogique de 2001. Cette réforme se voulait fondamentalement une refonte des méthodes d'enseignement et des contenus pédagogiques. D'une part,

à la suite de cette réforme, beaucoup moins d'importance est accordée aux apprentissages basés sur la mémorisation ou sur la résolution de problèmes reposant sur l'application systématique d'une mécanique donnée ou de techniques de solutions. On cherche à faire comprendre aux enfants le processus utilisé pour arriver aux solutions. On veut aussi que les apprentissages favorisent le développement des compétences transversales, c'est-à-dire qu'ils recoupent plusieurs matières et qu'ils puissent s'appliquer de diverses manières. Pour les mathématiques, par exemple, la méthode d'enseignement met l'emphase sur l'expérimentation de méthodes de solutions pour des problèmes pratiques. D'autres aspects du nouveau pédagogique qui ne touchaient pas les méthodes d'apprentissage ont aussi été mis en place, comme l'idée de ne plus évaluer les enfants les uns par rapport aux autres, mais d'évaluer la progression de l'élève sur une base individuelle (évaluer l'élève aujourd'hui par rapport à ce qu'il était hier).

Comme plus haut, Haeck *et al.* (2014) utilisent les données de l'ELNEJ pour estimer l'effet de cette réforme sur une épreuve de mathématique, le CAT/2 pour des enfants de différents niveaux scolaires et ce, de manière séparée (années scolaires du primaire, niveaux 1-2, 3-4, 5-6, et du secondaire, niveaux 7-8, 9-10), car le test CAT/2 augmente en difficulté selon le niveau scolaire. Le test CAT/2 n'est pas une épreuve sur l'utilisation des mathématiques pour la solution de problèmes pratiques de longue réflexion. Il est composé de problèmes simples d'algèbre ou de géométrie, ou encore de fractions. On pouvait donc s'attendre à ce que les effets puissent être négatifs étant donné la nature de la réforme.

Une fois de plus, comme pour l'évaluation de la politique des services de garde, la méthodologie pour estimer les effets se base sur une comparaison de l'évolution des élèves du Québec avant et après la réforme avec les élèves dans les autres provinces canadiennes, agglomérés en un seul groupe de comparaison (soit les élèves du reste du Canada). Ce sont les résultats scolaires des élèves qui sont comparés. Cependant, en contraste avec cette étude, non seulement estime-t-on les effets de la politique sur la moyenne des résultats, mais aussi sur les différents percentiles (25, 50, 75, 90). On doit l'approche méthodologique pour estimer ces effets à Athey et Imbens (2006). En gros, pour estimer les effets de la politique avec cette méthode, il faut estimer la distribution des résultats au Québec comme si cette réforme n'avait pas eu lieu, soit la distribution contre-factuelle des résultats en mathématiques.

Les résultats montrent que, pour tous les niveaux et tous les percentiles considérés, les résultats du CAT/2 ont été affectés négativement par la réforme, et ce, de manière assez substantielle. De plus, dans certains cas, certains effets ne sont statistiquement significatifs que pour les pourcentages du bas. Puisqu'une fois de plus, un des objectifs de la réforme était la réduction des inégalités, ces résultats devraient interpeller les décideurs publics. Évidemment, si tous les effets sur les percentiles sont négatifs, les effets sur les moyennes seront négatifs aussi.

L'article montre aussi des effets moyens négatifs de la politique sur des épreuves en lecture, en mathématiques et en science avec d'autres échantillons. L'analyse

est moins rigoureuse dans ce cas que dans celui basé sur le CAT/2, car il n'y a pas de variables de contrôle pour d'autres facteurs pouvant causer des différences dans l'évolution des résultats au Québec par rapport à ceux du reste du Canada. Des résultats négatifs de la réforme ont aussi été estimés par Cyrenne *et al.* (2014).

3. L'EFFET DE L'ÉCOLE PRIVÉE SUR LA RÉUSSITE SCOLAIRE SECONDAIRE ET POSTSECONDAIRE

La politique de subventions des écoles privées est aussi une politique de capital humain. Nous ne présenterons pas ici une analyse bénéfices-coûts de cette politique. Les arguments économiques pour ces subventions seraient d'ailleurs moins forts si ces écoles n'avaient pas d'effets positifs sur le capital humain des élèves qui s'y trouvent. On pourrait aussi avancer l'hypothèse que la concurrence créée par les subventions augmente la qualité du système éducatif au Québec, mais à notre avis, il n'existe pas de preuves convaincantes. Cette hypothèse reste à vérifier. Nous discuterons plutôt de l'évaluation de l'impact de fréquentation de l'école privée sur la probabilité de terminer son secondaire 5 ans après le début du secondaire (le nombre d'années minimum), 7 ans après le début, la probabilité d'entreprendre des études postsecondaires au Québec, et finalement des études universitaires. Pour des raisons techniques, cet impact est estimé pour les élèves qui ont choisi de fréquenter le secteur privé au secondaire. Nous calculerons donc l'estimation de l'effet moyen du traitement sur les traités et ne prétendrons pas que ces effets s'appliquent à des élèves du secteur public.

Les résultats discutés ici proviennent de Lapiere *et al.* (2017). Pour l'estimation, ces derniers utilisent l'*Enquête longitudinale pour les jeunes en transition* (EJET). Le texte produit des résultats pour deux cohortes, les 15 ans en 2000 (dite cohorte PISA), et les 18-20 ans, aussi en 2000, observées au premier cycle de l'EJET. Nous nous concentrons sur la cohorte plus jeune, car le nombre de variables explicatives importantes disponibles pour l'étude est plus élevé que pour la cohorte plus âgée – le revenu des parents, entre autres, est disponible pour la jeune cohorte, mais non pour l'autre. Cette enquête est ensuite reprise aux 2 ans, jusqu'à 6 fois pour la cohorte des 15 ans. Ces derniers sont donc observés jusqu'à l'âge de 25 ans. Cependant, nous n'utilisons pas les données pour les cycles 5 et 6 de l'EJET à cause d'une forte attrition. Cette attrition est nettement plus élevée pour les étudiants dans le secteur public à l'âge de 15 ans.

Les fortes subventions au secteur privé permettent aux familles de classe moyenne de choisir cette option pour leurs enfants (voir Lapiere *et al.*, 2017), puisque les frais de scolarité compteront pour moins de 5 % des revenus pour les familles dans cette classe. Ainsi, le pourcentage d'élèves au privé dans notre échantillon s'élève à près de 20 %. Puisque l'échantillon de l'EJET est assez grand, il nous permet d'observer plusieurs centaines d'élèves inscrits au privé. Un aspect économétriquement intéressant de la population d'élèves au privé est le fait que la grande majorité s'y inscrit dès le début du secondaire et qu'un pourcentage très faible quitte le privé en cours de route (Lefebvre *et al.*, 2009). Ainsi,

l'effet de traitement estimé approxime l'effet de la fréquentation du privé depuis le début du secondaire. Enfin, puisqu'une part importante des enfants du secteur privé provient de la classe moyenne, il est plus aisé de trouver des enfants comparables dans le système public. Ceci est important, car notre méthode d'estimation est dérivée des méthodes d'appariement basées sur l'idée de trouver dans l'échantillon du public un groupe de comparaison crédible pour les traités, soit les élèves du privé.

Pour estimer l'effet du privé sur les différentes mesures de succès académique, les auteurs utilisent une méthode dite de balancement entropique. Cette méthode est basée sur le calcul d'une série de poids individuels pour le groupe des enfants du public. Ces poids rendent les moyennes pondérées des variables expliquant la fréquentation du privé (variables de contrôle telles la région de résidence, le statut d'immigrant, les revenus des parents, etc.) des élèves du secteur public dans l'échantillon identique aux moyennes de ces mêmes variables pour les enfants du privé (Heinmueller, 2012). Une fois les poids estimés, l'effet de traitement est calculé par la différence entre la moyenne de la variable dépendante pour les traités (élèves du privé) et la moyenne pondérée (avec les poids de balancement entropique) de cette variable pour le groupe contrôle (élèves du public). De toute évidence, les variables de contrôle les plus importantes sont l'éducation des parents et le revenu des parents, mais une autre variable fondamentale représente la position sociale relative des parents dans la société basée sur leur occupation ou profession. Une variable importante est omise, celle de la mesure de l'habileté de l'enfant avant son entrée au privé. Nous y reviendrons plus bas.

Les résultats montrent des effets très forts sur l'obtention du diplôme d'études secondaires après 5 ans, de l'ordre de 10 points de pourcentage. Les effets sont du même ordre pour les garçons et les filles. Les effets sur la probabilité de terminer le secondaire après 7 ans sont beaucoup moins élevés, ils sont autour de 5 points en pourcentage avec un écart-type assez important. Les effets sur la fréquentation d'instituts d'enseignement collégial ou universitaire sont aussi très élevés, soit autour de 10 points de pourcentage. Ces résultats semblent démontrer que les parents prennent une excellente décision lorsqu'ils choisissent le secteur privé pour leur enfant.

Le problème fondamental dans ce type d'analyse est l'omission, parmi les variables de contrôle, d'une variable qui, si disponible, pourrait potentiellement changer la donne, soit celle de l'aptitude pour les sujets scolaires. Pour mesurer l'impact d'une telle omission, deux stratégies d'estimation sont effectuées dans l'étude. Premièrement, à la manière de (Mealli *et al.*, 2008), nous simulons un grand nombre de fois l'impact d'une variable omise qui est corrélée fortement avec la fréquentation de l'école privée et le succès à l'école. Cette variable explicative simulée doit théoriquement être corrélée avec la fréquentation du privé et la variable dépendante qui prend plusieurs valeurs dans l'analyse pour que son inclusion puisse modifier les estimés des effets de la fréquentation de l'école privée. La question est donc comment calibrer ces corrélations pour la simulation? Nous

avons choisi de fixer les corrélations pour la variable simulée selon les valeurs des corrélations entre le revenu familial et la fréquentation et le revenu familial et la variable dépendante, car nous observons cette corrélation dans l'échantillon. Le revenu familial est fortement corrélé avec la fréquentation de l'école privée et les variables dépendantes choisies pour les estimations. Une variable simulée avec des caractéristiques semblables au revenu familial incluse comme variable explicative pourrait donc potentiellement modifier les estimés des effets de traitement. Après cet exercice, nous trouvons que les effets de traitement estimés sont assez robustes à la présence de cette variable dans la procédure de balancement entropique, alors qu'ils baissent de l'ordre de 10 % pour les variables dépendantes analysées dans l'étude et restent statistiquement significatifs.

Le deuxième exercice de robustesse introduit les résultats des épreuves PISA en lecture, en mathématiques, et sciences dans les variables de contrôle. Malheureusement, les participants ne passent qu'une épreuve sur trois. Nous devons donc procéder à une estimation par épreuve. Une autre conséquence sera la réduction de la taille des échantillons. Nous procédons donc à une estimation avec tous les élèves ayant passé l'épreuve en mathématiques, une autre avec ceux ayant passé l'épreuve en lecture, et enfin une dernière avec les élèves ayant passé l'épreuve en sciences.

L'interprétation causale des résultats suivant cet exercice est problématique dans ce cas pour deux raisons. D'abord, il est possible que la fréquentation à l'école privée puisse causer une augmentation dans les résultats PISA. Dans ce cas, les résultats des tests pourraient être médiateurs pour le succès scolaire, et ainsi ne devraient pas apparaître comme contrôle dans l'estimation. D'autre part, si les résultats ne sont pas affectés par la fréquentation du privé, ils doivent être une variable de contrôle, pouvant capter des habiletés dont l'enfant a hérité de ces parents génétiquement ou par des investissements en capital humain. Cependant, ces deux mécanismes (médiation ou variable de contrôle) devraient réduire les estimations de l'impact du privé. Si on estime les effets avec les deux sexes confondus, les effets de la fréquentation restent statistiquement significatifs, même avec le résultat des épreuves comme variable de contrôle. Cependant, cet effet est réduit d'approximativement 30 pour cent pour la fin des études secondaires en 5 ans (passant d'approximativement de 0,10 à 0,07, mais variant selon l'échantillon, car comme il est mentionné plus haut, les étudiants qui passent chaque épreuve ne sont pas les mêmes). Pour l'obtention du diplôme secondaire en 7 ans, les effets baissent selon le même ordre de grandeur, passant d'environ 0,44 à 0,28. Pour l'impact sur la fréquentation du postsecondaire, la baisse est plus faible, soit entre 20 et 25 pour cent, passant de 0,10 à 0,08 à l'âge de 19 ans et de 0,14 à 0,11 à l'âge de 21 ans. Enfin, pour la fréquentation universitaire à 23 ans, les effets baissent de 22 à 30 pour cent, soit d'environ 0,16 à 0,12.

Si on estime les effets par sexe, on remarque des différences importantes, en particulier pour les impacts sur la fréquentation universitaire à 23 ans. En effet, pour l'échantillon des jeunes hommes ayant passé l'épreuve en mathématiques,

l'introduction des résultats PISA dans les variables de contrôle réduit l'impact de la fréquentation du privé de plus de 50 pour cent, passant de 0,10 à 0,045, tandis que pour les jeunes femmes qui ont passé l'épreuve de sciences, l'effet passe de 0,187 à 0,110. Pour les autres épreuves, les baisses d'impact sont de moins de 25 pour cent. Il est à noter que l'effet, sans les épreuves comme variables de contrôle de 0,10 pour les jeunes hommes ayant passé l'épreuve de mathématiques, est le plus faible effet estimé pour la fréquentation universitaire à 23 ans. Dans tous les autres cas, les effets de traitement estimés sans les épreuves comme contrôles sont de plus de 0,15. Donc, malgré la présence de variables de contrôles qui peuvent avoir été des médiatrices de l'effet du privé ou indicatrices d'habiletés avant la fréquentation du privé, les effets du privé sont souvent statistiquement significatifs et importants en grandeur.

CONCLUSION

Nous avons présenté des résultats concernant trois politiques majeures d'augmentation du capital humain. Dans deux des cas, les résultats escomptés ne sont pas au rendez-vous, alors que dans l'autre, soit celui des subventions aux écoles privées, d'autres résultats s'avèrent nécessaires afin de tirer une conclusion définitive.

Plusieurs raisons peuvent expliquer pourquoi le capital humain des enfants défavorisés n'a pas augmenté suite à la mise en place de la politique des services de garde. D'abord, les enfants les plus défavorisés en sont exclus, car les familles avec une mère qui travaille à temps plein sont favorisées pour les places en garderie. Les enfants avec une mère à l'aide sociale ne pourront donc pas bénéficier des services éducatifs offerts en service de garde, en particulier pour les 3 et 4 ans. Actuellement, le gouvernement cherche à pallier cette lacune en introduisant la maternelle à temps plein, en milieu défavorisé dans un premier temps, puis en milieu plus favorisé ultérieurement. Cependant, les premières évaluations des effets de cette nouvelle politique sur les enfants défavorisés montrent que les objectifs Japel *et al.* (2016) ne sont pas atteints en terme de mieux préparer les enfants à la maternelle dès 5 ans. Deuxièmement, les ratios de neuf enfants par éducatrice restent élevés. Certains programmes américains comme le *Perry Preschool Project* suggèrent des ratios plus bas pour des résultats probants chez les enfants défavorisés (Heckman *et al.*, 2010). Troisièmement, les places ont été créées très rapidement, laissant peu de temps pour la création d'une main-d'œuvre spécialisée en petite enfance défavorisée. La maternelle 4 ans peut sembler une solution intéressante avec des ratios enfants/éducateurs plus faibles, car elle peut offrir des services éducatifs aux enfants les plus défavorisés qui ne sont pas en garderie subventionnée, mais nous croyons qu'il serait judicieux d'identifier les enfants à risque dès la naissance et de penser à une politique qui leur serait spécifique.

Dans le cas de la réforme du primaire et du secondaire, la question qui se pose est la suivante : avant la mise en place de la politique, le Québec se classait bien en moyenne et pour l'égalité des chances suite aux résultats obtenus dans les épreuves internationales, comme PISA. Nous pensons qu'il aurait été préférable de réfor-

mer les programmes éducatifs avec des politiques ciblant les enfants défavorisés, puisque les enfants des classes sociales plus favorisées réussissaient relativement très bien. Il était donc risqué de réformer le programme éducatif pour tous les enfants, surtout sur la base d'une politique appuyée sur peu de preuves empiriques. Plusieurs disciplines, comme les mathématiques et les sciences, nécessitent l'apprentissage d'une mécanique de preuve qui s'acquiert par la résolution de problèmes purement abstraits. D'autres matières, comme la géographie ou l'histoire, exigent un apprentissage mnésique. Il faut espérer qu'on saura redonner une place importante à ces méthodes dans les écoles québécoises.

En terminant, la politique de subventions des écoles privées demeure une question plus complexe à analyser. Cependant, nos résultats démontrent qu'il est risqué de réduire les subventions aux écoles privées. En effet, une telle politique pourrait causer des réductions importantes du nombre d'individus faisant des études postsecondaires, et ainsi réduire le niveau de capital humain agrégé de la province, baissant du coup la productivité des travailleurs et la croissance économique. Certains, comme le Conseil supérieur de l'éducation du Québec (CSE, 2016), pensent que les effets de pairs positifs dans le secteur public, qui seraient engendrés par un retour d'élèves performants dans les classes du secteur public, pourraient contrecarrer les effets possiblement négatifs sur les élèves qui sortent du privé.

Derrière cette idée se trouve le concept des effets négatifs de « l'écrémage, » c'est-à-dire un mécanisme par lequel la performance des élèves du public souffre de la perte de bons élèves vers le privé. À notre avis, il n'existe pas de preuves empiriques convaincantes de ce processus. Dans les résultats du PISA, les inégalités au Québec ne sont pas beaucoup plus fortes que dans le reste du Canada. Pour le Canada, la différence en 2012 pour les mathématiques, entre le percentile 10 et 90 est de 231, pour le Québec, elle est de 237. De plus, ceci n'est pas redevable à la faiblesse du dixième percentile au Québec – ce dernier est de 413 au Québec et 406 pour le Canada, – mais bien à cause d'une performance exceptionnelle dans le haut de la distribution. En effet, le percentile 90 au Québec est de loin le plus élevé au Canada. Ce résultat est possiblement le fruit d'un enseignement efficace du privé. Donc, même les enfants dans le bas de la distribution des résultats, en grande partie dans le secteur public, font très bien par rapport aux enfants qui sont dans le bas de la distribution dans les autres provinces. Nous ne considérons pas les résultats de 2016 à cause d'un boycottage des écoles publiques qui visait à mettre de la pression sur le gouvernement afin que ce dernier augmente les ressources en éducation primaire et secondaire.

En conclusion, nous pensons qu'il serait avantageux pour les gouvernements de cibler de façon précise la population des enfants défavorisés du Québec avec des politiques adaptées spécifiquement pour elle. Étant donné la diversité de cette population, probablement très différente dans les villes et dans les campagnes, à cause entre autres de l'immigration, une certaine expérimentation d'interventions

devrait se faire afin d'éviter les écueils d'une politique monolithique comme l'a été la réforme en éducation de 2000.

Il existe actuellement au Québec une discussion sur le développement de maternelles pour les enfants de 4 ans comme substituts aux Centres de Petite Enfance (CPE) ou garderies familiales. Cette question est controversée, car cette politique réduirait nécessairement le rôle des CPE. L'avantage de maternelles est de pouvoir accueillir tous les enfants de 4 ans. Actuellement, certains enfants de milieux défavorisés n'accèdent pas aux services éducatifs dans les CPE parce que leur mère n'occupe pas un emploi à temps plein. Ces enfants auraient nécessairement accès à de tels services en maternelle. Puisque la maternelle n'est pas obligatoire, on pourrait se demander si tous les parents accepteraient d'envoyer les enfants en maternelle 4 ans. L'expérience de 1997 montre que la fréquentation en maternelle 5 ans était passée d'environ 80 % à pratiquement 100 % lors de la réforme qui offrit la maternelle à temps plein pour ce groupe d'âge en 1997 (le temps partiel était offert avant cette réforme). Il reste que les clés pour le succès de ces maternelles est la qualité des éducatrices, la taille des classes (petites), et l'implication des parents à la maison dans le suivi des enfants, en particulier pour les enfants défavorisés. Il faut donc s'assurer que les conditions d'apprentissage soient optimales en particulier pour les enfants à risque d'échouer à l'école, sinon on pourrait possiblement revivre l'échec de la réforme de 2000. Enfin, l'infrastructure du réseau des services de garde pourrait être utilisée pour offrir aux parents et à leurs tout-petits des services éducatifs mieux adaptés aux problèmes spécifiques de l'enfance à risque quand les enfants ont moins de 4 ans.

On pourrait aussi favoriser la fréquentation des écoles privées dans la population défavorisée avec des bons utilisables pour les frais d'inscription du privé, bons qui seraient attribués aux familles défavorisées sur la base du revenu. Il y aurait possiblement une forte demande pour ces places en école privée si on se fie aux expériences américaines du même genre. On pourrait alors comme aux États-Unis, imposer une loterie pour déterminer qui serait admis dans les écoles privées. Ainsi, des études empiriques sur l'efficacité des écoles privées basées sur une allocation aléatoire pourraient être entreprises par des chercheurs spécialisés dans ces questions. Ceci pourrait finalement nous assurer que les effets positifs du succès scolaire trouvés dans les études non expérimentales ne sont pas dus à la sélection. Peu importe, nous pensons que les résultats non expérimentaux sur l'impact des écoles privées devraient inciter les autorités publiques à financer de la recherche visant à expliquer le succès de ces écoles dans la formation des élèves.

Finalement, nos résultats montrent que la mémorisation, et les aspects plus mécaniques de l'apprentissage ne peuvent être ignorés dans la formation en mathématiques et devraient être favorisés dans l'apprentissage des mathématiques. Il nous semble que cela ne devrait pas occasionner de grandes difficultés pour une reformulation partielle des méthodes d'enseignement au primaire et au secondaire. Notre expérience de professeurs à l'université nous laisse aussi croire que l'apprentissage en mathématiques doit aussi passer par la résolution de pro-

blèmes abstraits qui nécessitent des outils de mémorisation et des techniques de solution de nature plus mécanique.

BIBLIOGRAPHIE

- ATHEY, S. et G. IMBENS (2006) : « Identification and Inference in Nonlinear Difference-In-Difference Models », *Econometrica*, 74(2), 431–498.
- BAKER, M., J. GRUBER et K. MILLIGAN (2008) : « Universal Child Care, Maternal Labor Supply, and Family Well-Being », *Journal of Political Economy*, 116(4), 709–745.
- BARIL, R., P. LEFEBVRE et P. MERRIGAN (2000) : « Québec Family Policy : Impact and Options, Choices », *IRPP*, 6(1).
- CSE (2016) : « Remettre le cap sur l'équité. Rapport sur l'état et les besoins de l'éducation 2014-2016 », Conseil supérieur de l'éducation.
- CYRENNE, D., S. LAROSE, S. DUCHESNE, S. SMITH et M. HARVEY (2014) : « Perceptions de l'enseignement et réussite éducative au secondaire : une analyse comparative selon que les élèves aient été exposés ou non au renouveau pédagogique. Rapport final déposé à la direction de la recherche du MELS dans le cadre de l'entente contractuelle SC-36787 », Université Laval, Québec.
- HAECK, C., L. LEBIHAN, P. LEFEBVRE et P. MERRIGAN (2018a) : « Childcare and parental behavior and well-being during childhood », Document de Travail, RGHC, UQÀM.
- HAECK, C., L. LEBIHAN et P. MERRIGAN (2018b) : « Universal Childcare and Long-term Effects on Child Well-Being : Evidence from a Canada », *Journal of Human Capital*, 12(1), 38–98.
- HAECK, C., P. LEFEBVRE et P. MERRIGAN (2014) : « The distributional impacts of a universal school reform on mathematical achievements : a natural experiment from Canada », *Economics of Education Review*, 41, 137–160.
- (2015) : « Canadian Evidence on Ten Years of Universal Preschool Policies : The Good and the Bad », *Labour Economics*, 36, 137–157.
- HECKMAN, J. J. (2011) : « The economics of inequality : The value of early childhood education », *American Educator*, 35, 31–47.
- HECKMAN, J. J., S. H. MOON, R. PINTO, P. A. SAVELYEV et A. Q. YAVITZ (2010) : « Analyzing Social Experiments as Implemented : A Reexamination of the Evidence From the HighScope Perry Preschool Program », *Quantitative Economics*, 1(1), 1–46.
- HEINMUELLER, J. (2012) : « Entropy Balancing, A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies », *Political Analysis*, 20, 25–46.
- INSTITUT DU QUÉBEC (2018) : « Décrochage scolaire au Québec. Dix ans de surplace malgré les efforts de financement », Note de recherche.
- JAPÉL, C., F. CAPUANO, M. BIGRAS, M. BRODEUR, J. GIROUX, C. GOSSELLIN, P. LAPOINTE, P. LEFEBVRE et A. STE-MARIE (2016) : « Les mater-

- nelles 4 ans : la qualité de l'environnement éducatif et son apport à la préparation à l'école chez les enfants en milieux défavorisés », Document de Travail, FRQSC.
- JAPEL, C., R. E. TREMBLAY et S. CÔTÉ (2005) : « La qualité, ça compte ! Résultats de l'Étude longitudinale du développement des enfants du Québec concernant la qualité des services de garde », Document de Travail, IRPP.
- LAPIERRE, D., P. LEFEBVRE et P. MERIGAN (2017) : « Long-Term Educational Attainment of Private High-School Students in Québec : Estimates of Treatment Effects from Longitudinal Data », Document de Travail, Groupe de recherche sur le capital humain.
- LEFEBVRE, P. et P. MERRIGAN (2008) : « Childcare Policy and the Labor Supply of Mothers with Young Children : A Natural Experiment from Canada », *Journal of Labor Economics*, 26(3), 519–548.
- LEFEBVRE, P., P. MERRIGAN et M. VERSTRAETE (2009) : « Dynamic Labour Supply Effects of Childcare Subsidies : Evidence from a Canadian Natural Experiment on Universal Child Care », *Labour Economics*, 16(5), 561–598.
- LEHRER, S. et M. KOTTELENBERG (2013) : « New Evidence on the Impacts of Access to and Attending Universal Childcare in Canada », *Canadian Public Policy*, 39(2), 263–285.
- (2017) : « Targeted or universal coverage ? Assessing heterogeneity in the effects of universal childcare », *Journal of Labor Economics*, 35(3), 609–653.
- (2018) : « Does Quebec's Subsidized Child Care Policy Give Boys and Girls an Equal Start ? », *Canadian Journal of Economics*, 51(2), 627–659.
- MEALLI, F., I. ANDREA et T. NANNICINI (2008) : « From Temporary Help Jobs to Permanent Employment : What Can We Learn from Matching Estimators and their Sensitivity ? », *Journal of Applied Econometrics*, 22, 305–327.

