

Le rendement scolaire des enfants d'immigrants au Canada, 1994-98

par

Christopher Worswick*

N° 178

11F0019MIF N° 178

ISSN : 1205-9161

ISBN : 0-662-86392-5

Département d'économie, Université Carleton
et
Études sur la famille et le travail
Statistique Canada

Ottawa, Ontario
Canada K1A 0T6
Téléphone: (613) 941-2311
Télécopieur: (613) 941-6407
chris.worswick@statcan.ca

Le 14 novembre 2001

*L'auteur souhaite remercier Miles Corak, Nina Ahmed, Lori Curtis, Marc Frenette, Tracey Leesti, Ted McDonald, Anne-Marie Shaker, Phil Oreopoulos et les participants aux rencontres du Forum canadien de recherche sur la situation d'emploi de 2001 pour leurs observations utiles.

Les vues exprimées dans le présent document sont celles de l'auteur, et elles ne représentent pas nécessairement les opinions de Statistique Canada.

Also available in English

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Table des matières

1.	<i>Introduction</i>	1
2.	<i>Documentation pertinente</i>	1
2.1	Rendement des immigrants sur le marché du travail	1
2.2	Rendement scolaire des enfants d'immigrants	3
3.	<i>Méthodologie et spécification</i>	4
3.1	Spécification économétrique.....	4
3.2	Prise en compte de l'hétérogénéité non observée.....	5
4.	<i>Échantillon d'estimation, variables clés et statistiques sommaires</i>	6
4.1	Les données de l'ELNEJ et l'échantillonnage.....	6
4.2	Comparabilité de l'ELNEJ avec le Recensement du Canada de 1996	7
4.3	Variables clés	8
4.4	Statistiques sommaires.....	9
5.	<i>Analyse multivariante du rendement scolaire des enfants</i>	10
5.1	Résultats des modèles de probabilité linéaire - Évaluation par la PMR	10
5.2	Résultats des modèles de probabilité linéaire - Évaluation par l'enseignant.....	11
5.3	Régression des résultats aux tests	13
6.	<i>Conclusions</i>	14

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Résumé

Le rendement scolaire des enfants d'immigrants dans le réseau d'enseignement du Canada est analysé à l'aide des données des trois premiers cycles de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes. Le rendement scolaire est mesuré sous l'angle des capacités de lecture et de rédaction, des aptitudes en mathématiques et des aptitudes globales. Les évaluations que font les parents et les enseignants du rendement des enfants sont utilisées, tout comme les résultats d'épreuves organisées en bonne en due forme. En moyenne, les enfants d'immigrants réussissent généralement au moins aussi bien que les enfants de citoyens nés au Canada dans tous les aspects du rendement scolaire. Les enfants d'immigrants dont la langue maternelle est l'anglais ou le français obtiennent des résultats particulièrement élevés. Les enfants des autres immigrants ont un rendement inférieur en lecture, en rédaction et en composition mais, en mathématiques, leur rendement se compare à celui des enfants de parents nés au Canada. L'auteur a également constaté que le rendement scolaire de ces enfants en lecture, en rédaction et en mathématiques va en augmentant avec le nombre d'années passées dans le réseau d'enseignement du Canada et qu'il équivaut ou est supérieur à celui des enfants de parents nés au Canada à l'âge de 13 ans dans presque toutes les disciplines concernées.

Mots clés: enfants, éducation, immigrants

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



1. Introduction

L'immigration demeure au premier rang des débats d'orientation au Canada. Un des éléments essentiels d'une politique éclairée en matière d'immigration est la compréhension approfondie du rendement non seulement des immigrants adultes, mais aussi de leurs enfants (ceux qui sont nés à l'étranger et ceux qui sont nés au Canada). De plus, les responsables de la politique canadienne en matière d'éducation doivent travailler de pair avec ceux de la politique sur l'immigration afin de créer un climat favorable à l'apprentissage pour tous les enfants. Le principal objectif de la présente étude est d'analyser le rendement des enfants d'immigrants dans le réseau scolaire du Canada en utilisant les enfants de parents nés au Canada comme groupe témoin. La compréhension de la capacité des enfants d'immigrants de réussir dans notre système d'éducation revêt une importance inestimable pour identifier les enfants à risque et pour évaluer le rendement antérieur de la politique du Canada en matière d'immigration au regard de la sélection des immigrants dont les familles réussiront au Canada.

Les données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) de Statistique Canada sont utilisées pour effectuer l'analyse. Elles proviennent des cycles de 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999 de l'enquête. Cette source de données relativement nouvelle est idéale dans ce contexte puisqu'elle fournit des renseignements détaillés sur les enfants, leurs parents et leur rendement scolaire. En outre, le fait que des liens peuvent être tissés entre les observations des enfants d'un cycle à l'autre de l'enquête signifie que nous pouvons aussi analyser le rendement des enfants au fur et à mesure qu'ils évoluent dans le réseau scolaire.

En moyenne, les enfants d'immigrants réussissent généralement au moins aussi bien que les enfants de citoyens nés au Canada dans tous les aspects du rendement scolaire. Les enfants d'immigrants dont la langue maternelle est l'anglais ou le français obtiennent des résultats particulièrement élevés. Les enfants des autres immigrants ont un rendement inférieur en lecture, en rédaction et en composition mais, en mathématiques, leur rendement se compare à celui des enfants de parents nés au Canada. L'auteur a également constaté que le rendement scolaire de ces enfants en lecture, en rédaction et en mathématiques va en augmentant avec le nombre d'années passées dans le réseau d'enseignement du Canada et qu'il équivaut ou est supérieur à celui des enfants de parents nés au Canada à l'âge de 13 ans dans presque toutes les disciplines concernées.

2. Documentation pertinente

2.1 Rendement des immigrants sur le marché du travail

Les auteurs des études économiques sur l'adaptation des immigrants au marché du travail se sont surtout attardés sur les gains des immigrants par rapport à ceux des Canadiens de naissance. Ces auteurs estiment des équations faisant intervenir le capital humain et les gains, auxquelles s'ajoutent des renseignements sur les années écoulées depuis la migration, la période d'arrivée et le pays d'origine. Les auteurs de récents travaux empiriques sur le Canada et les États-Unis ont utilisé des données transversales multiples (généralement extraites de recensements) pour estimer l'ampleur de l'écart des gains entre les immigrants et les Canadiens de naissance peu après l'arrivée des immigrants ainsi que la vitesse à laquelle cet écart diminue au fur et à mesure que les immigrants s'ajustent au

nouveau marché de travail¹. Les études concernant les deux pays n'ont mis au jour qu'une faible preuve d'assimilation des gains pour les récentes cohortes d'immigrants, mais de fortes preuves d'effets « permanents » ou d'effets de cohorte qui laissent croire que les revenus relativement moins élevés des immigrants récents se maintiendront au fil des ans. De nombreux auteurs voient dans les changements concernant le rendement relatif des immigrants récents une preuve de la diminution de la productivité de ceux-ci. Au Canada, ces changements sont attribuables 1) aux changements dans la répartition des immigrants entre les pays d'origine pendant les périodes d'arrivée² et 2) aux changements dans la composition des immigrants par catégorie pendant les périodes d'arrivée.

Dans une récente étude, Duleep et Regets (1997) ont utilisé des données longitudinales provenant de fichiers de couplage de la Current Population Survey des États-Unis et ont établi que les revenus à l'arrivée des plus récentes cohortes d'immigrants étaient moins élevés que ceux des cohortes précédentes, mais qu'ils avaient augmenté plus rapidement après le même nombre d'années suivant la migration. Il est donc possible que les plus récentes cohortes d'immigrants aux États-Unis soient plus désavantagées à leur arrivée (par rapport aux cohortes précédentes après le même nombre d'années suivant la migration). Cependant, ce désavantage peut être temporaire, et le rythme plus élevé d'augmentation des gains des récentes cohortes d'immigrant peut complètement effacer ces différences initiales.

Deux récentes études utilisant des données canadiennes ont mis en doute la conclusion selon laquelle les plus récentes cohortes d'immigrants au Canada ont connu un rendement sur le marché du travail plus médiocre que celui des cohortes précédentes après le même nombre d'années suivant la migration. McDonald et Worswick (1998) utilisent les données d'onze enquêtes ponctuelles (1981-1992) menées dans le cadre de l'Enquête sur les finances des consommateurs de Statistique Canada pour analyser les écarts entre les immigrants et les Canadiens de naissance de sexe masculin au chapitre des gains. Ils ont démontré que l'assimilation des gains des immigrants au Canada est liée aux conditions macroéconomiques, et plus particulièrement que cette assimilation est plus élevée en période de relance qu'en période de récession. Grant (1999) constate que la chute des gains initiaux des plus récentes cohortes semble terminée et que les immigrants arrivés entre 1981 et 1985 ont connu un taux d'assimilation des gains de 17 % au cours de leurs cinq premières années au Canada.

À ce jour, les données montrent que les plus récentes cohortes d'immigrants au Canada et aux États-Unis ont touché des gains moins élevés à leur arrivée dans leur pays d'adoption. Les recherches récentes indiquent toutefois que ces écarts observés dans les premières années de leur arrivée peuvent être temporaires. Il est possible que les plus récents immigrants soient en mesure de s'ajuster à leur nouvel environnement.

Une question découle naturellement de cette constatation : cette capacité d'adaptation est-elle également une caractéristique de leurs enfants? Si les récentes cohortes d'immigrants peuvent

¹ Chiswick (1978) a été le premier à effectuer une analyse de ce genre. Parmi les travaux récents, mentionnons ceux de Beach et Worswick (1993) ainsi que ceux de Baker et Benjamin (1994), réalisés à l'aide de données canadiennes. Pour leur part, Long (1980), Borjas (1985), LaLonde et Topel (1992) de même que Borjas (1995) ont utilisé des données des États-Unis.

² Au cours des 40 dernières années, la proportion d'immigrants au Canada originaires des États-Unis ou de l'Europe a diminué, tandis que la proportion d'immigrants originaires d'un pays d'Asie, d'Afrique et des Antilles a augmenté. Voir Green et Green (1995) pour un examen de la politique du Canada en matière d'immigration.

surmonter leurs premières difficultés sur le marché du travail et si leurs enfants peuvent réussir dans le réseau scolaire, ces difficultés initiales peuvent n'être qu'un phénomène temporaire.

2.2 Rendement scolaire des enfants d'immigrants

Dans une étude inédite, Sweetman (1998) compare le rendement des enfants d'immigrants en mathématiques et en sciences à celui d'autres enfants en utilisant les données pour l'Australie, le Canada, la Grande-Bretagne et les États-Unis de la Troisième enquête internationale sur les mathématiques et les sciences (TEIMS), menée en 1995. Il a constaté que les résultats des enfants d'immigrants aux examens de mathématiques et de sciences sont généralement plus faibles que ceux des enfants nés au Canada et aux États-Unis, mais plus élevés que ceux des enfants nés en Australie. Il a également constaté que, plus le nombre d'années passées dans le réseau scolaire augmente, plus le rendement des enfants d'immigrants converge vers le rendement moyen des enfants nés au Canada et aux États-Unis³.

La présente étude diffère de cette comparaison entre pays en ce sens qu'elle se concentre sur les résultats canadiens et utilise des données longitudinales. Les données de la TEIMS sont extraites d'enquêtes ponctuelles uniques pour chaque pays. Or, les données longitudinales de l'ELNEJ nous permettent de suivre le parcours réel des enfants au fur et à mesure qu'ils évoluent dans le réseau scolaire du Canada. De plus, les données de l'ELNEJ portent non seulement sur les mathématiques, mais aussi sur les capacités de lecture et de rédaction ainsi que sur les aptitudes globales. Il est probable que les enfants dont les parents n'ont ni l'anglais ni le français comme langue maternelle rencontrent des difficultés en lecture et en rédaction plutôt qu'en mathématiques et en sciences. Les données de la TEIMS ne portent aucunement sur le rendement en lecture et en rédaction.

Il convient de passer en revue un certain nombre d'autres études. Currie et Thomas (1999) analysent l'incidence du programme *Head Start* (programme préscolaire parrainé par le gouvernement) sur les résultats aux examens d'enfants hispaniques vivant aux États-Unis. Ils ont constaté que le programme présentait des avantages importants et considérables, mais que ceux-ci variaient selon les sous-groupes de la population hispanique⁴.

Richmond et Mendoza (1990) décrivent les difficultés rencontrées par les enfants d'immigrants des pays des Caraïbes au Canada et en Grande-Bretagne. Ils soutiennent que, dans les deux pays, on s'est grandement préoccupé du « rendement scolaire médiocre » des enfants antillais. Ils citent aussi des résultats d'enquêtes sur les familles d'immigrants et les professeurs d'enfants d'immigrants des Caraïbes. Les données indiquent que ces enfants font face à de la discrimination. Ils signalent également que des chercheurs ont cerné des conditions sociales et domestiques des enfants comme étant d'importants facteurs déterminants du rendement scolaire des élèves.

Signalons enfin l'importante étude de Carliner (1995) sur les compétences linguistiques d'immigrants aux États-Unis et de leurs enfants. À l'aide des données des recensements des États-Unis de 1980 et

³ Voir également l'étude d'Ahmed (2001), qui utilise les données de l'ELNEJ pour analyser la corrélation entre la santé et le rendement scolaire des enfants d'immigrants.

⁴ L'étude de Currie (1995) sur le recours au régime public d'assurance maladie par les enfants d'immigrants aux États-Unis est également intéressante. Bien que le point central de cette étude du recours aux services de santé diffère de celui de la présente recherche, la méthodologie utilisée présente certaines ressemblances.

de 1990, Carliner a établi qu'une proportion substantielle d'enfants nés aux États-Unis et issus de groupes ethniques qui se sont installés dans ce pays au cours des 30 dernières années ne parlaient pas couramment l'anglais lorsqu'ils ont commencé l'école primaire.

3. Méthodologie et spécification

3.1 Spécification économétrique

La base de données de l'ELNEJ fournit des renseignements longitudinaux sur les enfants, leurs parents, d'autres membres de leurs familles, leurs enseignants, leurs écoles et leurs quartiers. Compte tenu de la nature longitudinale des données, jusqu'à trois observations sur chaque enfant sont disponibles. Différentes questions sont posées sur chaque enfant selon l'âge de celui-ci et la participation scolaire. Un échantillon d'enfants d'âge scolaire est utilisé, et des mesures du rendement scolaire définies sous l'angle 1) des capacités de lecture, 2) des capacités de rédaction, 3) des compétences en mathématiques et 4) des aptitudes globales sont analysées. On a recours à une analyse de régression pour lier ces variables aux caractéristiques de l'enfant, aux caractéristiques des parents et à la province de résidence. Il est particulièrement intéressant de déterminer si les écarts sur le plan du rendement scolaire sont plus ou moins importants, le cas échéant, selon le statut d'immigrant de la personne la mieux renseignée (PMR), la langue maternelle de la PMR, le sexe de l'enfant ainsi que le niveau de scolarité de la PMR et de son conjoint⁵.

Le système public d'éducation est fondé sur les deux langues officielles du Canada, l'anglais et le français. Dans l'analyse qui suit, les enfants sont identifiés en partie par le statut d'immigrant de la PMR, mais aussi par la langue maternelle de celle-ci. On suppose que les enfants vivant dans des ménages où la langue parlée est la même que la langue d'enseignement de l'enfant sont susceptibles d'être mieux préparés à l'apprentissage scolaire que les autres enfants. L'analyse porte donc sur trois groupes : 1) les enfants de PMR nées au Canada et qui, suppose-t-on, connaissent mieux la langue d'enseignement avant de commencer l'école, 2) les enfants de PMR immigrantes dont la langue maternelle est l'anglais ou le français (appelés ci-après les « enfants AF ») et 3) les enfants de PMR immigrantes dont la langue maternelle n'est ni l'anglais ni le français (appelés ci-après les « enfants NAF »).

Voici un modèle en format réduit du rendement scolaire d'un enfant au moment t :

$$(1) \quad Y_{it} = X_{it}\beta + \beta_{ief}EF_i + \beta_{iefA}EF_iYRS_{it} + \beta_{io}NEF_i + \beta_{ioA}NEF_iYRS_{it} + \varepsilon_{it}$$

où Y_{it} est une mesure du rendement scolaire⁶, X_{it} est un vecteur des caractéristiques personnelles et familiales⁷, EF_i (AF) est une variable nominale qui équivaut à un si la PMR est un immigrant dont la langue maternelle est l'anglais ou le français, NEF_i (NAF) est une variable nominale qui équivaut à

⁵ La PMR est la mère de l'enfant dans la vaste majorité des cas. Par exemple, dans le deuxième cycle de l'enquête, la PMR était la mère biologique de l'enfant dans 90,2 % des cas.

⁶ Dans l'analyse, ce sera le logarithme naturel du résultat d'un test ou une variable indicatrice (1,0) du rendement de l'enfant basée sur la perception de la PMR et de l'enseignant.

⁷ L'âge et le sexe de l'enfant sont notamment pris en considération. Des variables nominales pour les années d'enquête sont aussi incluses.

un si la PMR est un immigrant dont la langue maternelle n'est ni l'anglais ni le français, YRS_{it} (ANS) est la différence entre l'âge de l'enfant et l'âge minimum auquel les enfants peuvent subir l'examen dans le cadre de l'enquête, ε_{it} est une erreur de zéro moyenne pouvant contenir une hétérogénéité individuelle spécifique que l'on suppose être fixe et β , β_{ief} , β_{iefA} , β_{io} et β_{ioA} sont des vecteurs de paramètres.

Cette spécification permet de mettre au jour les différences sur le plan du rendement scolaire entre les trois groupes d'enfants (ceux dont la PMR était née au Canada, les enfants AF et les enfants NAF). En outre, ces différences peuvent varier (en principe) selon le nombre d'années passées dans le réseau scolaire⁸. Ainsi, il est possible, par exemple, qu'un enfant dont la PMR n'a pas l'anglais ou le français comme langue maternelle puisse avoir un rendement plus faible en lecture à un jeune âge. Toutefois, au fur et à mesure qu'il évolue dans le réseau scolaire, ses résultats aux tests de lecture peuvent converger vers ceux des autres enfants.

Les modèles des résultats aux tests sont estimés à l'aide d'une analyse de régression standard. Les évaluations discrètes du rendement de l'enfant par la PMR et l'enseignant sont analysées à l'aide de modèles de probabilité linéaire. Ceux-ci peuvent être critiqués en raison du fait qu'ils ne limitent pas les prédictions à une fourchette allant de zéro à un. Le modèle des probits, par exemple, ne comporte pas cette lacune. Le modèle de probabilité linéaire a été retenu parce que les estimations sont faciles à interpréter et parce qu'il peut être facilement appliqué à l'utilisation d'une estimation des effets fixes⁹.

3.2 Prise en compte de l'hétérogénéité non observée

Comme il est impossible d'observer au moins certains aspects des antécédents familiaux et des capacités d'un enfant dans des ensembles de données standards, il est raisonnable de supposer que ces aspects apparaîtront, du moins en partie, dans le terme d'erreur de l'équation (1). Nous supposons aussi que ces facteurs ne varient pas avec le temps. Ils sont donc traités comme une composante de l'élément fixe du terme d'erreur. L'ignorance de ce fait conduira à des estimations inefficaces des autres paramètres du modèle ainsi qu'à des estimations de paramètres incohérentes si ces « effets fixes » sont également liés aux variables de la partie droite de (1).

Une stratégie d'estimation des effets fixes a été utilisée de préférence à une stratégie d'estimation des effets aléatoires parce qu'il y a de fortes raisons de croire que l'hétérogénéité non observée est liée aux variables explicatives, ce qui invalide les stratégies des effets aléatoires standards.

Un autre avantage de la stratégie d'estimation des effets fixes est qu'elle autorise l'estimation de l'effet réel de la variable des années dans chaque modèle. La composition des enfants à un niveau scolaire donné peut varier selon les cycles du panel. Cela peut être dû à l'arrivée de nouvelles familles d'immigrants entre 1994 et 1998 et à l'entrée de leurs enfants dans la base de sondage. L'estimation des effets fixes nous permet de neutraliser les caractéristiques non observées, ce qui permet ensuite l'estimation de l'effet réel d'un plus grand nombre d'années dans le réseau scolaire du Canada plutôt

⁸ Une spécification plus générale a également été envisagée, où le carré de la variable YRS_{it} (ANS) était aussi pris en considération sous l'angle des interactions avec les variables EF_i (AF) et NEF_i (NAF). Règle générale, les coefficients de ces interactions n'étaient pas statistiquement significatifs. Une spécification plus parcimonieuse, (1), a donc été retenue.

⁹ Moffitt (1999) milite en faveur de l'utilisation du modèle de probabilité linéaire étant donné que, pour les observations se rapprochant de la moyenne, le problème des probabilités prédites à l'extérieur de la fourchette 0-1 n'est pas susceptible d'être un obstacle et parce que des méthodes peuvent être utilisées pour régler le problème d'hétéroscédasticité du modèle.

que l'estimation des effets d'un changement dans la composition des cohortes d'enfants qui commencent l'école.

La stratégie d'estimation des effets fixes produit des estimations de coefficients pour les variables qui peuvent varier concernant un enfant donné pendant la période visée par l'enquête. Par exemple, des estimations de coefficients sont générées pour les variables auxquelles donne lieu l'interaction de la variable YRS_{it} (ANS) avec les variables indicatrices EF_i (AF) et NEF_i (NAF). Il sera cependant impossible de générer des estimations de coefficients pour les autres variables, comme les variables indicatrices EF_i (AF) et NEF_i (NAF). Cela signifie qu'il sera possible de générer le changement au fil des ans dans le réseau scolaire touchant l'écart sur le plan du rendement entre l'enfant d'une PMR immigrante et l'enfant d'une PMR née au Canada, mais qu'il sera impossible de générer l'écart à un moment précis à l'aide de l'estimation des effets fixes.

Pour résoudre ce problème, une estimation au second degré est réalisée en utilisant comme variable dépendante les résidus de l'estimation du premier degré/des effets fixes. Les résidus contiennent les effets des variables qui ne varient pas avec le temps. L'estimation au second degré permet une régression des résidus des variables restantes de la partie droite de (1). Elle produit notamment des estimations de coefficients pour les variables EF_i (AF) et NEF_i (NAF). Ces estimations au second degré peuvent être utilisées avec les estimations de premier degré pour générer les écarts prévus sur le plan du rendement entre les enfants de PMR immigrantes et les enfants de PMR nées au Canada selon le nombre d'années passées dans le réseau scolaire.

4. Échantillon d'estimation, variables clés et statistiques sommaires

4.1 Les données de l'ELNEJ et l'échantillonnage

Les données des fichiers principaux de l'ELNEJ de Statistique Canada sont utilisées dans l'analyse. Elles proviennent des cycles de 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999 de l'enquête.

La population visée par le cycle de 1994-1995 comprenait les enfants de 0 à 11 ans vivant dans une province en 1994-1995. L'échantillon du premier cycle était formé de 22 831 enfants. Dans le deuxième cycle, la population visée comprenait les enfants de 0 à 13 ans vivant dans une province en 1996-1997, et l'échantillon était formé de 20 025. Par souci d'économie, un nombre moins élevé d'enfants ont été interviewés dans le deuxième cycle. On y est arrivé en partie en suivant deux enfants au maximum par ménage. C'est ainsi que 16 903 enfants du premier cycle se retrouvaient également dans le deuxième cycle.

L'échantillon du troisième cycle était composé de 31 963 enfants de 0 à 15 ans vivant dans une province en 1998-1999. L'échantillon de ce cycle est considérablement plus gros à cause d'une importante augmentation du nombre de nouveaux enfants visés par l'enquête. Le nombre total d'enfants inclus dans les trois cycles de l'enquête s'élève à 15 400.

Seuls les enfants fréquentant actuellement l'école faisait partie dans l'échantillon, ce qui s'est traduit par un échantillon combiné de 29 287 enfants pour les trois cycles. Le nombre d'enfants dont la PMR est un immigrant s'élève à 2 698. Le nombre d'enfants AF est de 1 275, et le nombre d'enfants NAF

est de 1 423.

Les ensembles de données de l'ELNEJ comprennent des poids afin de permettre la généralisation des résultats à tous les enfants canadiens. Ces poids sont utilisés dans la présente analyse.

4.2 Comparabilité de l'ELNEJ avec le Recensement du Canada de 1996

Afin de déterminer si l'échantillon de l'ELNEJ est représentatif des trois populations nous intéressant (les enfants de PMR nées au Canada, les enfants AF et les enfants NAF), des comparaisons ont été effectuées avec le fichier de microdonnées du Recensement du Canada de 1996. Compte tenu des caractéristiques différentes de l'ELNEJ et du Recensement, une comparaison exacte est impossible. Il est toutefois possible de calculer les pourcentages d'enfants du deuxième cycle de l'ELNEJ selon le statut d'immigrant et la langue maternelle de la PMR. Ces pourcentages peuvent ensuite être comparés au pourcentage de femmes du Recensement de 1996 qui avaient au moins un enfant non marié résidant dans le même logement selon le statut d'immigrant des femmes et leur langue maternelle.

D'après les données de l'ELNEJ, le pourcentage d'enfants d'âge scolaire pour lesquels la PMR est un immigrant s'élève à 18,3 %¹⁰. Dans le Recensement du Canada de 1996, le pourcentage de femmes immigrantes et dont au moins un enfant non marié vit à la maison s'établit à 17,6 %. Cela étaye l'idée que les enfants de PMR immigrantes sont bien représentés dans l'ELNEJ.

Il est également intéressant de comparer le pourcentage d'enfants pour lesquels la PMR est un immigrant et qui se trouvent dans la catégorie des NAF dans l'ELNEJ avec le pourcentage d'immigrantes dans le Recensement de 1996 dont au moins un enfant non marié vit à la maison et dont la langue maternelle n'est ni l'anglais ni le français. Le premier pourcentage s'établit à 59,2 %, et le second, à 65,6 %. Cela indique que les enfants NAF peuvent être sous-représentés dans l'ELNEJ. À noter cependant qu'il n'y a que 6,4 % de différence et que cela ne représente peut-être pas une différence significative au regard des taux de réponse. La cause peut en être la nature imparfaite de la comparaison entre les deux sources de données.

Cette différence peut notamment être due au taux de refus plus élevé des parents d'enfants NAF. Les questions sont détaillées et il faut considérablement de temps pour y répondre. Il est possible que les parents ayant une connaissance limitée de l'anglais ou du français soient plus susceptibles de refuser de répondre aux questions de l'enquête¹¹.

¹⁰ Ce pourcentage est établi avec les poids de l'échantillon. C'est la raison pour laquelle il est plus élevé que s'il avait été calculé avec les unités mesurées. La base de sondage de l'ELNEJ produit un échantillonnage superposé des enfants à l'extérieur des grands centres urbains, où s'installent souvent les immigrants. Cela se traduit par un sous-échantillonnage de la population des enfants d'immigrants.

¹¹ Il est possible que les enfants NAF de l'ELNEJ forment un groupe sélectionné dont la connaissance de l'anglais et/ou du français par les parents est supérieure à celle des parents immigrants équivalents qui peuvent avoir refusé de répondre aux questions de l'enquête. Cela se traduirait par un biais à la hausse sur le plan du rendement de l'ensemble des enfants NAF. Toutefois, compte tenu de la différence passablement petite entre la proportion d'enfants NAF de l'échantillon de l'ELNEJ et la proportion d'immigrantes dont au moins un enfant vit à la maison d'après les données du Recensement, il semble improbable que cet échantillonnage ait une importante incidence sur les résultats de la présente étude.

4.3 Variables clés

Les données de l'ELNEJ autorisent une analyse du rendement scolaire des enfants sous un certain nombre de rapports et en fonction de différentes sources de déclaration. Les principaux aspects nous intéressent sont : 1) la lecture, 2) la rédaction, 3) les mathématiques et 4) le rendement scolaire global. Les données de l'ELNEJ nous fournissent ces informations à partir de différentes variables. Les trois sources utilisées dans le présent document sont : 1) les questions posées à la PMR concernant l'enfant, 2) les questions posées à l'enseignant et 3) les résultats des tests subis par l'enfant.

L'enseignant n'était interviewé qu'avec l'autorisation des parents. De plus, l'enfant ne passait des examens qu'avec l'autorisation de ses parents. Les résultats des examens et l'évaluation du rendement scolaire de l'enfant par l'enseignant ne sont donc disponibles que pour un sous-ensemble d'enfants pour lesquels l'évaluation de la PMR est aussi disponible. Il est improbable que l'échantillonnage soit aléatoire. L'ensemble de données ne semble toutefois pas contenir de variables pouvant être utilisées comme instruments pour corriger l'échantillonnage. Nous avons donc choisi d'effectuer des analyses distinctes de l'évaluation de la PMR, de l'évaluation de l'enseignant et des résultats des examens pour voir si les résultats semblent appuyer le choix de la mesure du rendement et l'échantillon utilisé.

L'enquête n'offre pas le même choix de réponses possibles à la PMR et à l'enseignant sous l'angle de l'évaluation des capacités de l'enfant dans chaque domaine. Un ensemble de réponses qualitatives étaient proposées dans chaque secteur à la PMR ou à l'enseignant. On demandait à la PMR de coter le rendement de l'enfant dans différents aspects de son développement à l'aide des catégories suivantes : 1) très bon, 2) bon, 3) dans la moyenne, 4) faible et 5) très faible. Quant à l'enseignant, les catégories suivantes lui étaient proposées : 1) parmi les premiers de la classe, 2) au-dessus de la moyenne de la classe, mais non parmi les premiers, 3) dans la moyenne de la classe, 4) au-dessous de la moyenne de la classe, mais non parmi les derniers et 5) parmi les derniers de la classe. Dans chaque cas, le classement naturel de ces réponses servait à générer une variable indicatrice. En ce qui concerne les questions posées à la PMR, la variable nominale créée équivaut à un si la PMR indiquait que l'enfant réussit « très bien » et à zéro si l'une des quatre autres réponses possibles était choisie. En ce qui a trait aux questions posées à l'enseignant, la variable nominale créée équivaut à un si l'enseignant indiquait que le degré de réussite scolaire de l'enfant le place « parmi les premiers de la classe » ou « au-dessus de la moyenne de la classe, mais non parmi les premiers » et à zéro si l'une des trois autres réponses possibles était choisie. Bien que ces deux variables nominales présentent des ressemblances, elles ne sont pas directement comparables. Toutefois, comme les tailles des échantillons l'indiquent au tableau 1, les variables indicatrices ont des moyennes d'échantillon semblables. Cela peut vouloir dire que les variables représentent des normes de rendement semblables.

Pendant l'interview à la maison, on demandait aux parents de consentir à ce que l'enfant passe une série de tests à l'école. Aux trois cycles, on faisait passer le test révisé d'Échelle de vocabulaire en images de Peabody (EVIP) aux enfants de 4 et 5 ans et à ceux de 6 ans qui n'étaient pas encore en 2^e année. Ce test vise à évaluer le niveau de vocabulaire oral de l'enfant. Au premier cycle, les élèves de 2^e année et plus subissaient un examen de mathématiques. Aux deuxième et troisième cycles, les élèves de 2^e année et plus subissaient un examen de mathématiques et de lecture. Toujours dans ces

deux mêmes cycles, on faisait passer des versions distinctes des examens de mathématiques et de lecture aux élèves de chaque niveau scolaire (total de sept)¹².

Pour les trois tests, des notes brutes et des notes graduées existent. Les notes brutes représentent les résultats réels aux tests mesurés sous l'angle des réponses exactes. Pour obtenir les notes graduées, on a ajusté les notes brutes de façon à autoriser des comparaisons des notes des enfants d'un niveau scolaire et d'un groupe d'âge à l'autre. Dans le présent document, les résultats sont exprimés en notes uniformisées. L'analyse a toutefois été reprise avec les notes brutes, et les résultats étaient qualitativement les mêmes.

4.4 Statistiques sommaires

Les moyennes d'échantillon des principales mesures du rendement scolaire sont présentées au tableau 1. Les parties supérieure et inférieure contiennent des variables indicatrices sur le rendement de l'enfant concernant 1) la lecture, 2) la rédaction, 3) les mathématiques et 4) les aptitudes globales. La première partie contient des variables calculées à partir des questions posées à la PMR, et la deuxième partie contient des variables semblables calculées à partir des questions posées à l'enseignant.

Si nous comparons les deux premières colonnes, nous constatons que, pour chaque aspect, le rendement moyen des enfants de PMR immigrantes est généralement au moins aussi bon que le rendement moyen des enfants de PMR nées au Canada, selon l'évaluation que fait la PMR ou l'enseignant du rendement de l'enfant. Le rendement moyen des enfants de PMR immigrantes diffère de celui des enfants de PMR nées au Canada uniquement dans le cas de l'évaluation que fait la PMR des compétences en lecture et dans le cas de l'évaluation de l'enseignant des compétences en mathématiques et des aptitudes globales. Dans chaque cas, les enfants de PMR immigrantes ont un rendement moyen plus élevé.

Les troisième et quatrième colonnes montrent les moyennes d'échantillon de ces variables pour les enfants de PMR immigrantes selon la langue maternelle de la PMR. Selon l'aspect concerné et selon l'évaluation de la PMR et celle de l'enseignant, les enfants AF ont un meilleur rendement que les enfants NAF. À noter également que les enfants du premier groupe ont un rendement moyen plus élevé que les enfants de PMR nées au Canada dans tous les domaines et que ces différences sont dans tous les cas significatives au niveau de 10 %. En ce qui concerne l'évaluation des capacités de rédaction par les PMR et l'évaluation des capacités de lecture par les enseignants, les enfants NAF affichent un rendement considérablement moins élevé que celui des enfants de PMR nées au Canada.

Le tableau 2 indique les moyennes d'échantillon des résultats aux tests (l'EVIP pour les enfants de la maternelle ou de la 1^{re} année, et les tests de lecture et de mathématiques pour les enfants de 2^e année ou plus). En ce qui a trait à l'EVIP, les enfants de PMR immigrantes ont des résultats moins élevés que les enfants de PMR canadiennes de naissance. Lorsque nous établissons les moyennes séparément selon la langue maternelle des PMR immigrantes, nous constatons que les moyennes des

¹² L'examen de mathématiques est une version abrégée de l'épreuve d'opérations mathématiques CAT/2. Il mesure les compétences au regard des opérations d'addition, de soustraction, de multiplication et de division. Le test de compréhension de lecture a été élaboré en partie à partir du CAT/2.

enfants AF et NAF sont considérablement moins élevées que celles des enfants de PMR nées au Canada, l'écart étant beaucoup plus important dans le cas des enfants NAF. Le rendement des enfants AF est significativement plus élevé que celui des enfants de PMR nées au Canada au regard des tests de lecture et de mathématique. Cela peut dénoter une assimilation au fil du temps dans le sens du rendement des enfants de PMR nées au Canada (Puisque les tests de lecture et de mathématique sont exécutés par des enfants plus âgés (à partir de la 2^e année)). Le rendement des enfants NAF est considérablement plus faible que celui des enfants de PMR nées au Canada pour ce qui est des tests de lecture, mais la différence au chapitre des mathématiques est statistiquement négligeable.

5. Analyse multivariable du rendement scolaire des enfants

5.1 Résultats des modèles de probabilité linéaire - Évaluation par la PMR

Le tableau 3a contient des estimations par les moindres carrés obtenues à partir des modèles de probabilité linéaire de l'évaluation du rendement scolaire de l'enfant par la PMR. Étant donné que nombre des caractéristiques des résultats sont présentes dans les quatre modèles, nous aborderons tout d'abord les rapports entre le statut d'immigrant et la langue maternelle de la PMR pour les quatre modèles, avant de passer à une étude des effets des autres variables des modèles.

Les coefficients des contrôles pour les enfants AF ne sont généralement pas significatifs, à l'exception des résultats en mathématiques, où le coefficient de la variable nominale pour le groupe AF n'est pas significatif, mais où le coefficient de l'interaction de la variable AF avec la variable ANS est significatif au niveau de 10%. Les résultats vont dans le sens de l'idée selon laquelle ces enfants AF ont un rendement semblable à celui des enfants de PMR nées au Canada dans tous les domaines, du moins sous l'angle de l'évaluation par la PMR. Les estimations des coefficients des contrôles pour les enfants NAF indiquent que ceux-ci ont généralement un rendement scolaire plus faible que celui des enfants de PMR nées au Canada, au moins pendant les premières années de fréquentation scolaire. Cet effet n'est pas statistiquement significatif en ce qui concerne la lecture, mais il l'est en ce qui a trait à la rédaction, aux mathématiques et aux aptitudes globales.

À la figure 1a, ces rapports sont représentés graphiquement selon la fourchette d'âges à laquelle les enfants peuvent subir le test. La partie supérieure contient les profils prévus des enfants AF, et la partie inférieure, les rapports équivalents des enfants NAF. Étant donné que les coefficients des variables AF du tableau 3 ne sont pas statistiquement significatives, les enfants AF ont généralement un rendement semblable à celui des enfants de PMR nées au Canada. Par ailleurs, pendant les premières années de fréquentation scolaire, le rendement des enfants NAF est plus faible que celui des enfants de PMR nées au Canada. Cependant, à 11 ans, il n'y a ni différence sur le plan du rendement moyen entre les deux groupes ni avantage pour les enfants NAF.

Les résultats du tableau 3a nous donnent aussi des indications relativement à un certain nombre d'autres déterminants du rendement scolaire de l'enfant. Nous constatons que le rendement des jeunes filles est significativement plus élevé que celui des garçons en lecture et en rédaction et sous l'angle des aptitudes globales. De plus, le rendement des filles en mathématiques équivaut à celui des garçons. Signalons aussi que le niveau de scolarité de la PMR et du conjoint de celle-ci est un important facteur déterminant de la réussite de l'enfant dans chaque domaine. La corrélation positive

entre le niveau de scolarité des parents et le rendement de l'enfant semble plus importante dans le cas de la PMR que de son conjoint.

Le tableau 3b contient des coefficients estimés à partir de l'estimation par régression des effets fixes du modèle de probabilité linéaire de l'évaluation du rendement de l'enfant par la PMR. La procédure d'estimation supprime les effets fixes individuels spécifiques (ou coordonnées à l'origine). Il s'agit des effets de l'une ou l'autre des variables qui ne varient pas avec le temps dans le cadre de l'enquête longitudinale. Seules les variables qui varient avec le temps et qui concernent un enfant précis peuvent être prises en considération. Les effets de l'âge de l'enfant et des variables nominales pour l'année d'enquête ont été isolés. En outre, les variables d'interaction des variables AF et NAF avec la variable ANS sont incluses, tout comme la variable nominale pour le conjoint présent¹³. Le tableau 3b contient également les résultats de l'estimation de second degré, utilisant les résidus du premier degré comme variable dépendante et régressant les résidus sur les variables du membre droit de l'équation (1) qui ne varient pas avec le temps.

La comparaison des estimations des coefficients des tableaux 3a et 3b fait ressortir un certain nombre de différences. Il est toutefois difficile de dégager une tendance dans les écarts des estimations entre les deux méthodes. La meilleure façon de procéder à cet égard est de comparer, en prenant les enfants de PMR nées au Canada comme groupe témoin, les profils prévus des écarts de rendement scolaire pour les enfants AF et NAF de la figure 1a avec les profils équivalents de la figure 1b, établis à l'aide des estimations du tableau 3b. En ce qui concerne les enfants AF, il se dégage un désavantage initial plus prononcé. Ces différences ne sont cependant significatives que dans les cas de la rédaction et des aptitudes globales. En outre, une tendance plus prononcée à la hausse est apparente et conduit à un point d'intersection vers l'âge de 9 ans. Passé cet âge, le modèle prévoit un meilleur rendement pour les enfants AF que pour les enfants de PMR nées au Canada. Pour ce qui est des enfants NAF, les rapports sont semblables dans les deux figures. Toutefois, la méthode des effets fixes donne des profils un peu plus uniformes avec des désavantages initiaux plus petits pour les enfants de PMR nées au Canada¹⁴.

5.2 Résultats des modèles de probabilité linéaire - Évaluation par l'enseignant

Le tableau 4a contient les estimations établies à l'aide du modèle de probabilité linéaire pour l'évaluation du rendement scolaire de l'enfant faite par l'enseignant. Comme nous l'avons signalé plus haut, l'enseignant n'était interviewé que si les parents en donnaient l'autorisation. Cette partie de l'estimation concerne donc un sous-ensemble des échantillons utilisés dans les estimations des tableaux 3a et 3b. L'évaluation par l'enseignant présente toutefois un intérêt particulier en ce sens qu'il peut y avoir un biais de la part de la PMR relativement au bon rendement de l'enfant aux différentes activités, biais attribuable à la relation étroite qu'elle entretient avec l'enfant. En revanche, l'évaluation par l'enseignant est susceptible d'être plus objective.

¹³ Nous n'avons pas isolé les effets du niveau de scolarité de la PMR et de son conjoint étant donné que, dans de nombreux cas, il est improbable qu'il change pendant la période visée par l'enquête longitudinale.

¹⁴ Le coefficient de la variable de la présence du conjoint n'est généralement pas significatif dans l'estimation des effets fixes de tous les modèles du présent document. Cet état de choses est probablement dû au fait que la présence d'un conjoint est liée à l'hétérogénéité non observée dans les caractéristiques du ménage, lesquelles sont liées au rendement scolaire de l'enfant. Les autres facteurs qui influent sur le rendement scolaire (le sexe, le niveau de scolarité de la PMR, le niveau de scolarité du conjoint, etc.) ont des effets très semblables dans la méthode d'estimation des effets fixes (tableau 3a).

Les coefficients estimés des variables AF indiquent un rendement plus faible que celui des enfants de PMR nées au Canada au moment de l'entrée à l'école, mais aussi un rattrapage avec le temps. Cette corrélation est très forte en ce qui concerne la lecture. Les coefficients ne sont généralement pas significatifs dans les autres domaines. Cette tendance est beaucoup plus manifeste pour les enfants NAF. Leur désavantage initial s'établit entre 20 % et 27 % et est très significatif. Ces écarts diminuent avec les années passées à l'école, à raison de 2,7 % à 4,6 %.

La figure 2a montre ces corrélations pour les enfants AF et NAF. Dans le cas des enfants AF, les profils indiquent un rendement moyen équivalent ou supérieur à celui des enfants de PMR nées au Canada dès l'âge de 9 ans. Pour les enfants NAF, le point d'intersection apparaît plus tard. Cependant, à 12 ans, le rendement des enfants NAF est aussi élevé que celui des enfants de PMR nées au Canada.

Les chiffres du tableau 4a montrent que les corrélations entre le niveau de scolarité des parents et le rendement de l'enfant se ressemblent beaucoup dans chaque cas. Comme c'était le cas avec les chiffres fondés sur l'évaluation par la PMR, le niveau de scolarité plus élevé de la PMR ou de son conjoint se traduit par un rendement considérablement plus élevé en lecture, en rédaction et en mathématiques de même que par un rendement global beaucoup plus élevé. Cette variable a plus d'effet dans le cas de la PMR que dans le cas de son conjoint. De plus, le fait que la PMR n'ait fait que des études primaires et non des études secondaires influe grandement sur le rendement des enfants. Cela peut témoigner de l'importance de l'enseignement offert par la PMR avant que l'enfant ne commence l'école et après son entrée à l'école. Il est possible que le rôle du conjoint de la PMR dans ce processus d'apprentissage ne soit pas aussi important.

Les derniers chiffres du tableau 4a portent sur les écarts de rendement fondés sur le sexe de l'enfant et la présence du conjoint de la PMR. Les capacités de lecture et de rédaction ainsi que les aptitudes globales des jeunes filles sont significativement plus élevées (selon l'évaluation par l'enseignant). Cependant, l'écart entre les garçons et les jeunes filles n'est pas statistiquement significatif en mathématiques. Les coefficients de la variable nominale indiquant la présence d'un conjoint sont tous positifs et significatifs. Cela signifie que les enfants dont les deux parents sont présents ont un meilleur rendement scolaire, toutes choses étant égales par ailleurs.

Le tableau 4b indique les résultats de la régression de l'estimation des effets fixes des modèles. La procédure est la même que celle utilisée pour obtenir les résultats du tableau 3b. Comme c'était le cas pour l'évaluation par la PMR, il y a un certain nombre de différences entre les résultats de l'estimation sans les effets fixes et les résultats de l'estimation avec les effets fixes. Ces différences sont plus marquées dans le cas des enfants NAF. Les importantes différences négatives du tableau 4a relatives au rendement des enfants de PMR nées au Canada ne sont pas présentes dans le tableau 4b.

La comparaison des parties de la figure 2b avec celles de la figure 2a fait bien ressortir cet état de choses. Les profils de la figure 2b sont produits à l'aide des résultats du tableau 4b. Les profils des enfants NAF indiquent un désavantage initial beaucoup plus petit relativement au groupe témoin et un profil beaucoup plus égal au fil des années à l'école. Ce n'est que dans le domaine des mathématiques qu'émerge un âge d'intersection, les enfants NAF affichant à 10 ans un rendement équivalent à celui des enfants de PMR nées au Canada. Dans les autres domaines, les écarts sont

toutefois petits. Dans le cas des enfants AF, les différences de profils entre les figures 2a et 2b sont plus petites et conduisent aux mêmes conclusions qualitatives. Dans les deux cas, le rendement des enfants AF est généralement équivalent à celui des enfants de PMR nées au Canada. La seule exception est la lecture, où, dans les deux ensembles de résultats, les enfants AF sont désavantagés à leur entrée à l'école. Cependant, les enfants AF rattrapent les enfants de PMR nées au Canada dans les deux cas à 9 ans.

5.3 Régression des résultats aux tests

Les résultats de la régression des notes obtenues aux tests sont présentés au tableau 5a. La première colonne montre les résultats du modèle établi à partir du test d'EVIP. Rappelons qu'on a fait passer ce test aux enfants de 4 et de 5 ans ainsi qu'à ceux de 6 ans qui n'étaient pas encore en 2^e année. Comme il s'agit d'un test de vocabulaire oral, il se compare davantage au test de lecture que le test de mathématiques. Les enfants de la 2^e année ou plus ont passé les autres tests (lecture et mathématiques). Il est donc possible de croire que l'EVIP mesurait le rendement des enfants de la maternelle et que les deux autres tests mesuraient leur rendement un peu plus tard.

La figure 3a montre les écarts prévus aux résultats des tests, par âge, pour les enfants AF et NAF, en prenant les enfants de PMR nées au Canada comme groupe témoin. Concernant l'EVIP, les enfants AF sont désavantagés à 4,9 % à 4 ans. Cette différence est significative au niveau de 5 %. La figure met au jour un désavantage encore plus important pour les enfants NAF. Les résultats de ce groupe d'enfants sont en effet inférieurs de 16,8 % à 4 ans par rapport à ceux des enfants de PMR nées au Canada. Cette différence diminue toutefois avec le nombre d'années passées à l'école. En fait, elle diminue de trois points de pourcentage chaque année. Les résultats de la deuxième colonne indiquent de plus petites différences pour les enfants des PMR immigrantes par rapport aux enfants de PMR nées au Canada. Les enfants AF n'affichent pas de différence significative sur le plan de la lecture, à 7 ans ou plus tard, par rapport aux enfants de PMR nées au Canada. D'autre part, les enfants NAF ont des résultats plus faibles en lecture d'environ 7 % que les enfants de PMR nées au Canada. Souvenons-nous que la différence équivalente au test d'EVIP (voir la colonne 1) est beaucoup plus grande. Cela peut indiquer une convergence, en ce sens que le rendement de ces enfants d'immigrants se rapproche de celui des enfants de parents nés au Canada au fur et à mesure qu'ils avancent dans le système d'enseignement du pays. À la troisième colonne (test de mathématiques), les contrôles pour les enfants de PMR immigrantes ne sont pas significatifs sur le plan statistique. Cette constatation est compatible avec la comparaison des moyennes d'échantillon du tableau 1, où les résultats au test de mathématiques étaient en moyenne très semblables entre les trois groupes ou légèrement supérieurs dans le cas des enfants NAF.

Dans l'ensemble, le rendement des enfants AF semble égaler celui des enfants de PMR nées au Canada, tant à la maternelle, sous l'angle des aptitudes générales, qu'à l'école primaire, sous l'angle de la lecture et des mathématiques. Le désavantage des enfants NAF est assez considérable à la maternelle, bien que l'écart semble plus petit en ce qui concerne les enfants plus âgés.

Le niveau de scolarité de la PMR et de son conjoint joue un rôle important au regard des résultats des enfants aux trois tests. Plus le niveau de scolarité de l'adulte est élevé, meilleur est le rendement de l'enfant. Même si les études supérieures sont importantes pour chaque conjoint, le fait que la PMR n'ait fréquenté que l'école primaire influe également sur le rendement de l'enfant. Cette constatation

va dans le sens de l'idée selon laquelle la PMR joue un rôle crucial dans la préparation de l'enfant aux études primaires et que le conjoint de la PMR ne s'investit pas autant dans ce rôle.

Le tableau 5b contient les résultats de l'estimation des effets fixes des modèles des résultats aux tests. Ces résultats ressemblent beaucoup à ceux du tableau 5a. Nous pouvons le constater en comparant les profils prévus de la figure 3b (établis à l'aide des résultats du tableau 5b) aux profils de la figure 3a. Dans les deux cas, la même tendance se dégage : les enfants AF et NAF sont désavantagés à la maternelle et en 1^{re} année mais, après un plus grand nombre d'années passées à l'école, leur rendement se compare à celui des enfants de PMR nées au Canada.

6. Conclusions

Le rendement scolaire des enfants d'immigrants dans le système d'enseignement du Canada a été analysé à l'aide des données des trois premières phases de l'ELNEJ de Statistique Canada. Le rendement scolaire est mesuré sous l'angle des capacités de lecture et de rédaction, des compétences en mathématiques et des aptitudes globales. Les évaluations du rendement des enfants faites par les parents et les enseignants ainsi que les résultats des tests en bonne et due forme ont été utilisés.

Dans l'ensemble, les enfants d'immigrants réussissent au moins aussi bien en moyenne que les enfants de personnes nées au Canada dans tous les aspects du rendement scolaire. Les enfants de parents immigrants dont la langue maternelle est l'anglais ou le français obtiennent des résultats particulièrement élevés. En lecture, les enfants des autres parents immigrants ont un rendement plus faible que celui des autres enfants, mais leur rendement dans les autres domaines est comparable à celui des enfants de parents nés au Canada. On constate également que, après un certain nombre d'années passées dans le réseau scolaire du Canada, le rendement de ces enfants en lecture se rapproche de celui des enfants de parents nés au Canada. Règle générale, les résultats indiquent que le rendement prévu des enfants d'immigrants dans presque tous les domaines est au moins aussi bon que celui des enfants de parents nés au Canada à l'âge de 13 ans. Cette prédiction s'avère beaucoup plus tôt dans un certain nombre de cas.

Les résultats montrent que les enfants d'immigrants au Canada réussissent en moyenne très bien à l'école. La réussite des enfants dont les parents ne parlent ni l'anglais ni le français est particulièrement impressionnante, compte tenu des difficultés auxquelles ils doivent probablement faire face pour s'adapter à un système scolaire fonctionnant dans une langue étrangère. Il serait indiqué que des chercheurs effectuent une comparaison des coûts des ressources pour le système d'éducation pour instruire les enfants issus des groupes AF et NAF.

La présente étude montre également que le système d'immigration du Canada a été en mesure de choisir des immigrants dont les enfants s'adapteront bien au système d'enseignement du pays. Il s'agit d'une importante constatation compte tenu de la préoccupation actuelle selon laquelle il est possible que les plus récentes cohortes d'immigrants ne connaissent pas autant de succès sur le marché du travail que les cohortes précédentes après avoir passé le même nombre d'années au pays. Les recherches futures devraient suivre le rendement de ces enfants d'immigrants au fur et à mesure qu'ils évoluent dans le réseau scolaire et sur le marché du travail, pour voir si leur réussite demeure comparable à celle des enfants de parents nés au Canada.

Tableau 1

Moyennes des variables indicatrices de l'évaluation du rendement scolaire de l'enfant par la PMR et l'enseignant, selon le statut d'immigrant et la langue maternelle de la PMR

Évaluation	Enfants de PMR nées au Canada	Enfants de PMR immigrantes	Enfants de PMR immigrantes : ang./franç. (AF)	Enfants de PMR immigrantes : autres (NAF)
	(1)	(2)	(3)	(4)
PMR				
Lecture	0,492 (0,500) [20 765]	0,512* (0,500) [2 173]	0,549*** (0,498) [1 027]	0,485 (0,500) [1 146]
Rédaction	0,373 (0,484) [20 008]	0,372 (0,483) [2 096]	0,404* (0,491) [990]	0,348* (0,477) [1 106]
Mathématiques	0,473 (0,499) [26 364]	0,498 (0,500) [2 673]	0,522*** (0,500) [1 260]	0,478 (0,500) [1 413]
Aptitudes globales	0,453 (0,498) [26 589]	0,461 (0,499) [2 698]	0,493*** (0,500) [1 275]	0,435 (0,496) [1 423]
Enseignant				
Lecture	0,477 (0,499) [9 844]	0,479 (0,500) [1024]	0,548*** (0,498) [493]	0,423** (0,494) [531]
Rédaction	0,426 (0,494) [11 013]	0,437 (0,496) [1 130]	0,483*** (0,500) [546]	0,398 (0,490) [584]
Mathématiques	0,499 (0,500) [10 840]	0,526* (0,500) [1 108]	0,555** (0,497) [541]	0,501 (0,500) [567]
Aptitudes globales	0,444 (0,497) [11 188]	0,478** (0,500) [1 142]	0,532*** (0,499) [554]	0,432 (0,496) [588]

Notes

1. Les données des trois cycles sont utilisées pour l'évaluation par la PMR, et les données des deux premiers cycles sont utilisées dans le cas de l'évaluation par l'enseignant.
2. Des tests ont été effectués concernant le caractère significatif de l'écart entre la moyenne d'échantillon pour les enfants de PMR immigrantes et la moyenne pertinente pour les enfants de PMR nées au Canada. Le symbole * signifie un niveau de 10 %, le symbole **, un niveau de 5 % et le symbole ***, un niveau de 1 %.
3. Les poids de l'enquête sont utilisés pour calculer ces moyennes.
4. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. Les tailles des échantillons (non pondérées) sont présentées entre crochets.
5. L'enseignant n'a été interviewé qu'avec l'autorisation des parents.

Tableau 2

Moyennes des résultats des enfants aux tests selon le statut d'immigrant et la langue maternelle de la PMR

Variable	Enfants de PMR nées au Canada	Enfants de PMR immigrantes	Enfants de PMR immigrantes : ang./franç. (AF)	Enfants de PMR immigrantes : autres (NAF)
Résultats	(1)	(2)	(3)	(4)
EVIP	100 (14,9) [9 874]	92,9*** (17,6) [1 301]	98,9** (16,6) [564]	88,9*** (17,0) [737]
Lecture	253 (46,13) [9 615]	253 (49,8) [875]	263*** (47,3) [438]	244*** (50,2) [437]
Mathématiques	457 (109,6) [13 419]	462 (111,7) [1 303]	470*** (110,0) [641]	456 (112,8) [662]

Notes

1. Dans chaque cas, la variable des résultats est le résultat uniformisé dans les données de l'ELNEJ. Les résultats à l'EVIP oscillent entre 40 (minimum) et 160 (maximum) dans les données. Les résultats aux tests de lecture varient de 61 (minimum) à 361 (maximum) dans les données. Pour ce qui est des mathématiques, les résultats vont de 204 (minimum) à 871 (maximum) dans les données.
2. Les données des trois cycles sont utilisées.
3. Des tests ont été effectués concernant le caractère significatif de l'écart entre la moyenne d'échantillon pour les enfants de PMR immigrantes et la moyenne pertinente pour les enfants de PMR nées au Canada. Le symbole * signifie un niveau de 10 %, le symbole **, un niveau de 5 % et le symbole ***, un niveau de 1 %.
4. Les poids de l'enquête sont utilisés pour calculer ces moyennes.
5. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. Les tailles des échantillons sont présentées entre crochets.
6. Les enfants ont passé tous les tests uniquement après avoir reçu l'autorisation des parents. Les enfants de la 2^e année ou plus ont passé les tests de lecture et de mathématiques. Les enfants de quatre et cinq ans ainsi que les enfants de six ans qui n'étaient pas encore en 2^e année ont passé le test d'EVIP.
7. Les élèves ont subi les tests de mathématiques et d'EVIP aux trois cycles (1994, 1996 et 1998). Ils n'ont subi le test de lecture que dans les deux derniers cycles (1996 et 1998).

Tableau 3a

Modèles de probabilité linéaire - Évaluation par la PMR

	Lecture	Rédaction	Mathématiques	Aptitudes globales
AF	0,104 (0,073)	0,008 (0,070)	-0,070 (0,056)	-0,062 (0,055)
NAF	-0,073 (0,062)	-0,107* (0,062)	-0,106** (0,048)	-0,138*** (0,047)
AF×ANS	-0,013 (0,015)	0,004 (0,014)	0,016* (0,009)	0,014 (0,009)
NAF×ANS	0,015 (0,013)	0,021 (0,013)	0,021** (0,007)	0,022*** (0,008)
Sexe féminin	0,124*** (0,011)	0,149*** (0,010)	-0,003 (0,009)	0,126*** (0,009)
Niv. de scol. de la PMR				
Études primaires	-0,111*** (0,031)	-0,069** (0,029)	-0,109*** (0,027)	-0,069*** (0,027)
Études secondaires sans diplôme	-0,043** (0,020)	-0,056*** (0,019)	-0,058*** (0,017)	-0,053*** (0,017)
Études postsecondaires	0,027** (0,014)	0,026** (0,013)	0,031*** (0,012)	0,032*** (0,012)
Études universitaires	0,129*** (0,020)	0,130*** (0,020)	0,151*** (0,018)	0,146*** (0,018)
Présence du conjoint				
	0,030 (0,027)	0,020 (0,027)	0,044* (0,023)	0,040* (0,023)
Niv. de scol. du conjoint				
Études primaires	-0,071** (0,030)	-0,066** (0,029)	-0,038 (0,027)	-0,052** (0,026)
Études secondaires sans diplôme	-0,019 (0,018)	-0,0001 (0,018)	0,010 (0,016)	0,008 (0,016)
Études postsecondaires	0,034** (0,013)	0,039** (0,013)	0,041*** (0,012)	0,050*** (0,012)
Études universitaires	0,079*** (0,020)	0,076*** (0,019)	0,115*** (0,017)	0,106*** (0,017)
R ²	0,043	0,052	0,040	0,052
Test F global	19,99	25,32	24,25	32,95
Taille de l'échantillon	22 938	22 104	29 037	29 287

Note:

1. Le modèle de régression isole les effets de la région de résidence au Canada ainsi que des termes linéaires et quadratiques de l'âge de l'enfant.
2. Le symbole * signifie un niveau de 10 %, le symbole **, un niveau de 5 % et le symbole ***, un niveau de 1 %.

Tableau 3b

Estimations des effets fixes des modèles de probabilité linéaire - Évaluation par la PMR

	Lecture	Rédaction	Mathématiques	Apt. globales
Premier degré				
Estimations des effets fixes				
AF×ANS	0,015 (0,010)	0,027** (0,011)	0,008 (0,007)	0,013** (0,006)
NAF×ANS	0,015 (0,011)	0,022* (0,012)	0,006 (0,007)	0,007 (0,007)
Présence du conjoint	0,009 (0,018)	-0,004 (0,019)	-0,005 (0,015)	0,010 (0,014)
Analyse de second degré des résidus du premier degré				
AF	-0,043 (0,027)	-0,116*** (0,026)	-0,030 (0,023)	-0,060*** (0,023)
NAF	-0,077*** (0,023)	-0,120*** (0,022)	-0,027 (0,020)	-0,056*** (0,020)

Notes

1. Les effets de l'âge de l'enfant et des variables nominales pour l'année d'enquête ont aussi été isolés dans l'estimation de premier degré.
2. Les effets du sexe de l'enfant, de la province de résidence ainsi que du niveau de scolarité de la PMR et de son conjoint ont aussi été isolés dans l'estimation de deuxième niveau.
3. Le symbole * signifie un niveau de 10 %, le symbole **, un niveau de 5 % et le symbole ***, un niveau de 1 %.

Tableau 4a

Modèles de probabilité linéaire - Évaluation par l'enseignant

	Lecture	Rédaction	Mathématiques	Apt. glob.
AF	-0,184** (0,088)	-0,089 (0,083)	-0,071 (0,088)	-0,112 (0,080)
NAF	-0,205** (0,077)	-0,271** (0,066)	-0,222** (0,076)	-0,228*** (0,047)
AF×ANS	0,044*** (0,015)	0,023 (0,015)	0,018 (0,016)	0,031** (0,014)
NAF×ANS	0,027* (0,015)	0,046*** (0,012)	0,042* (0,014)	0,039*** (0,013)
Jeunes filles	0,112*** (0,015)	0,170*** (0,014)	0,021 (0,014)	0,122*** (0,013)
Niv. de scol. de la PMR				
Études primaires	-0,100** (0,045)	-0,122** (0,043)	-0,140*** (0,038)	-0,170*** (0,033)
Études secondaires sans diplôme	-0,057* (0,029)	-0,079*** (0,026)	-0,044 (0,028)	-0,062** (0,026)
Études postsecondaires	0,033* (0,019)	0,029* (0,017)	0,038** (0,018)	0,036** (0,017)
Études universitaires	0,193*** (0,027)	0,168*** (0,027)	0,214*** (0,026)	0,216*** (0,026)
Présence du conjoint	0,115*** (0,030)	0,103*** (0,026)	0,120*** (0,027)	0,136*** (0,026)
Niv. de scol. du conjoint				
Études primaires	-0,001 (0,045)	-0,058 (0,047)	0,017 (0,046)	0,065 (0,046)
Études secondaires sans diplôme	-0,055** (0,027)	-0,019 (0,025)	-0,007 (0,027)	-0,046* (0,025)
Études postsecondaires	0,021 (0,019)	0,036* (0,018)	0,021 (0,019)	0,017 (0,019)
Études universitaires	0,107*** (0,027)	0,109*** (0,026)	0,109*** (0,026)	0,112*** (0,025)
R ²	0,070	0,081	0,060	0,086
Test F global	14,58	20,29	16,00	24,56
Taille de l'échantillon	10 868	12 143	11 948	12 330

Notes

1. Le modèle de régression isole les effets de la région de résidence au Canada ainsi que des termes linéaires et quadratiques de l'âge de l'enfant.
2. Le symbole * signifie un niveau de 10 %, le symbole **, un niveau de 5 % et le symbole ***, un niveau de 1 %.

Tableau 4b

Analyse des effets fixes des modèles de probabilité linéaire - Évaluation par l'enseignant

	Lecture	Rédaction	Mathématiques	Apt. glob.
Premier degré Estimations des effets fixes				
AF×ANS	0,032* (0,018)	0,010 (0,016)	0,012 (0,017)	0,010 (0,016)
NAF×ANS	-0,005 (0,019)	0,003 (0,017)	0,009 (0,017)	0,003 (0,017)
Présence du conjoint	0,038 (0,028)	0,040 (0,025)	0,050* (0,026)	0,040 (0,025)
Analyse de second degré des résidus du premier degré				
AF	-0,118*** (0,034)	-0,030 (0,032)	-0,030 (0,033)	-0,030 (0,032)
NAF	-0,039 (0,032)	-0,052* (0,027)	-0,056* (0,032)	-0,052* (0,027)

Notes

1. Les effets de l'âge de l'enfant et des variables nominales pour l'année d'enquête ont aussi été isolés dans l'estimation de premier degré.
2. Les effets du sexe de l'enfant, de la province de résidence ainsi que du niveau de scolarité de la PMR et de son conjoint ont aussi été isolés dans l'estimation de deuxième niveau.
3. Le symbole * signifie un niveau de 10 %, le symbole **, un niveau de 5 % et le symbole ***, un niveau de 1 %.

Tableau 5a

Régression des résultats aux tests

	EVIP	Lecture	Mathématiques
AF	-0,049** (0,021)	0,031 (0,020)	0,017 (0,016)
NAF	-0,168*** (0,023)	-0,068** (0,034)	0,001 (0,016)
AF×ANS	0,012 (0,015)	-0,003 (0,004)	-0,003 (0,004)
NAF×ANS	0,032* (0,017)	0,011 (0,007)	0,006 (0,004)
Jeunes filles	0,006 (0,006)	0,019*** (0,005)	-0,001 (0,004)
Niveau de scolarité de la PMR			
Études primaires	-0,081*** (0,020)	-0,051*** (0,015)	-0,049*** (0,011)
Études secondaires sans diplôme	-0,035** (0,014)	-0,037*** (0,014)	-0,020*** (0,007)
Études postsecondaires	0,026*** (0,008)	0,007 (0,006)	0,013*** (0,005)
Études universitaires	0,055*** (0,011)	0,043*** (0,008)	0,039*** (0,007)
Présence du conjoint	0,024* (0,014)	0,016 (0,013)	0,017* (0,009)
Niveau de scolarité du conjoint			
Études primaires	-0,015 (0,021)	-0,023 (0,014)	-0,011 (0,010)
Études secondaires sans diplôme	-0,014 (0,010)	-0,028** (0,013)	-0,002 (0,007)
Études postsecondaires	0,021*** (0,007)	0,017*** (0,006)	0,014*** (0,005)
Études universitaires	0,065*** (0,011)	0,051*** (0,008)	0,047*** (0,007)
R ²	0,136	0,461	0,678
Test F global	19,83	149,93	518,04
Taille de l'échantillon	11 175	10 490	14 722

Note:

1. Le modèle de régression isole les effets de la région de résidence au Canada ainsi que des termes linéaires et quadratiques de l'âge de l'enfant.
2. Le symbole * signifie un niveau de 10 %, le symbole **, un niveau de 5 % et le symbole ***, un niveau de 1 %.
3. Les enfants de la première phase du panel n'ont pas subi le test de lecture.

Tableau 5b

Estimations des effets fixes des modèles de résultats aux tests

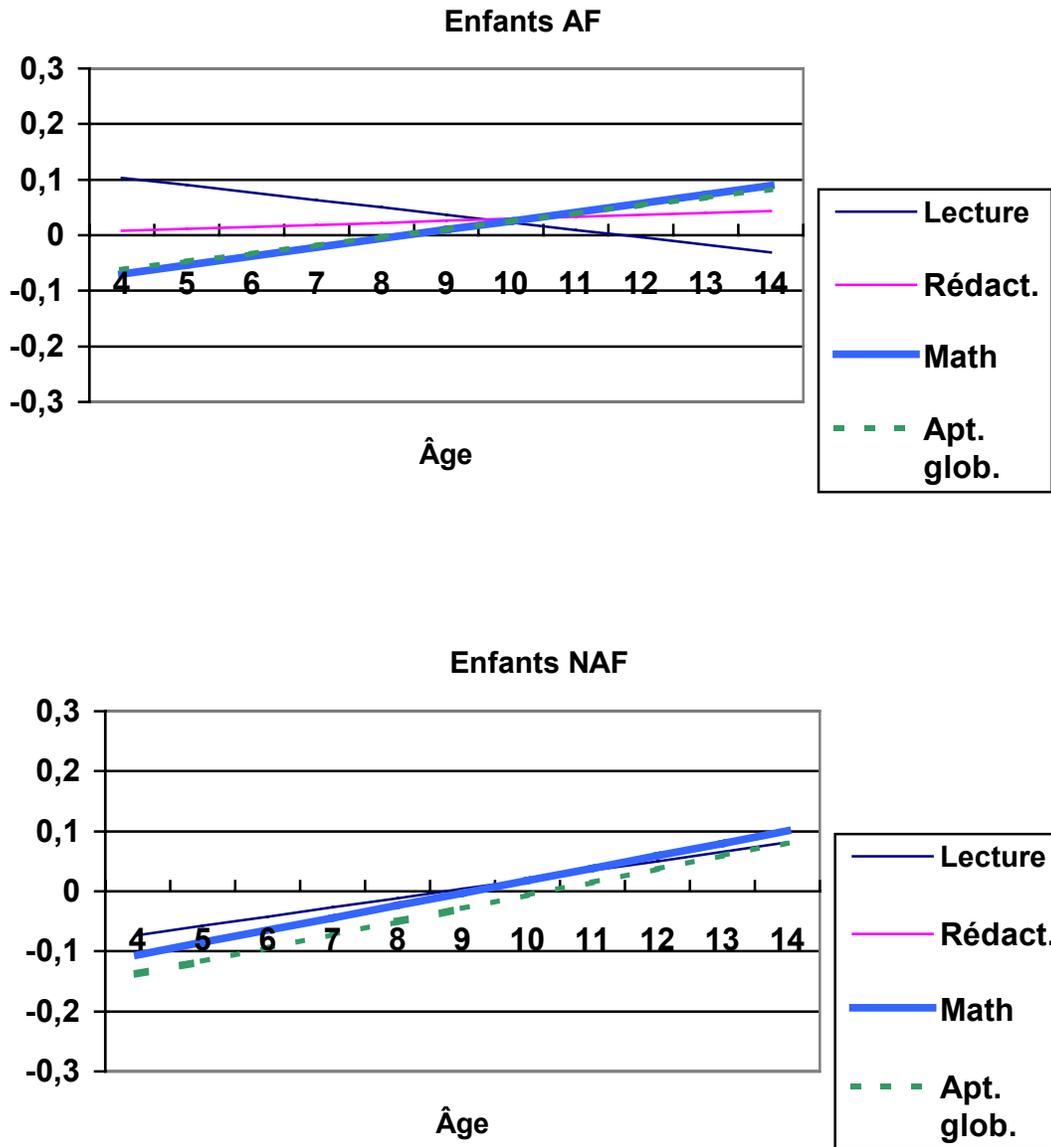
	EVIP	Lecture	Mathématiques
Premier degré Estimations des effets fixes			
AF×ANS	-0,006 (0,012)	0,007 (0,006)	-0,001 (0,004)
NAF×ANS	0,010 (0,013)	0,005 (0,007)	0,006 (0,004)
Présence du conjoint	-0,007 (0,016)	-0,002 (0,008)	-0,005 (0,007)
Analyse de second degré des résidus du premier degré			
AF	-0,030** (0,013)	0,008 (0,013)	0,014 (0,009)
NAF	-0,144*** (0,014)	-0,057*** (0,016)	-0,001 (0,008)

Notes

1. Les effets de l'âge de l'enfant et des variables nominales pour l'année d'enquête ont aussi été isolés dans l'estimation de premier degré.
2. Les effets du sexe de l'enfant, de la province de résidence ainsi que du niveau de scolarité de la PMR et de son conjoint ont aussi été isolés dans l'estimation de deuxième niveau.
3. Le symbole * signifie un niveau de 10 %, le symbole **, un niveau de 5 % et le symbole ***, un niveau de 1 %.

Figure 1a

Écarts de rendement selon l'âge entre les enfants de PMR immigrantes et les enfants de PMR nées au Canada - Évaluation par la PMR

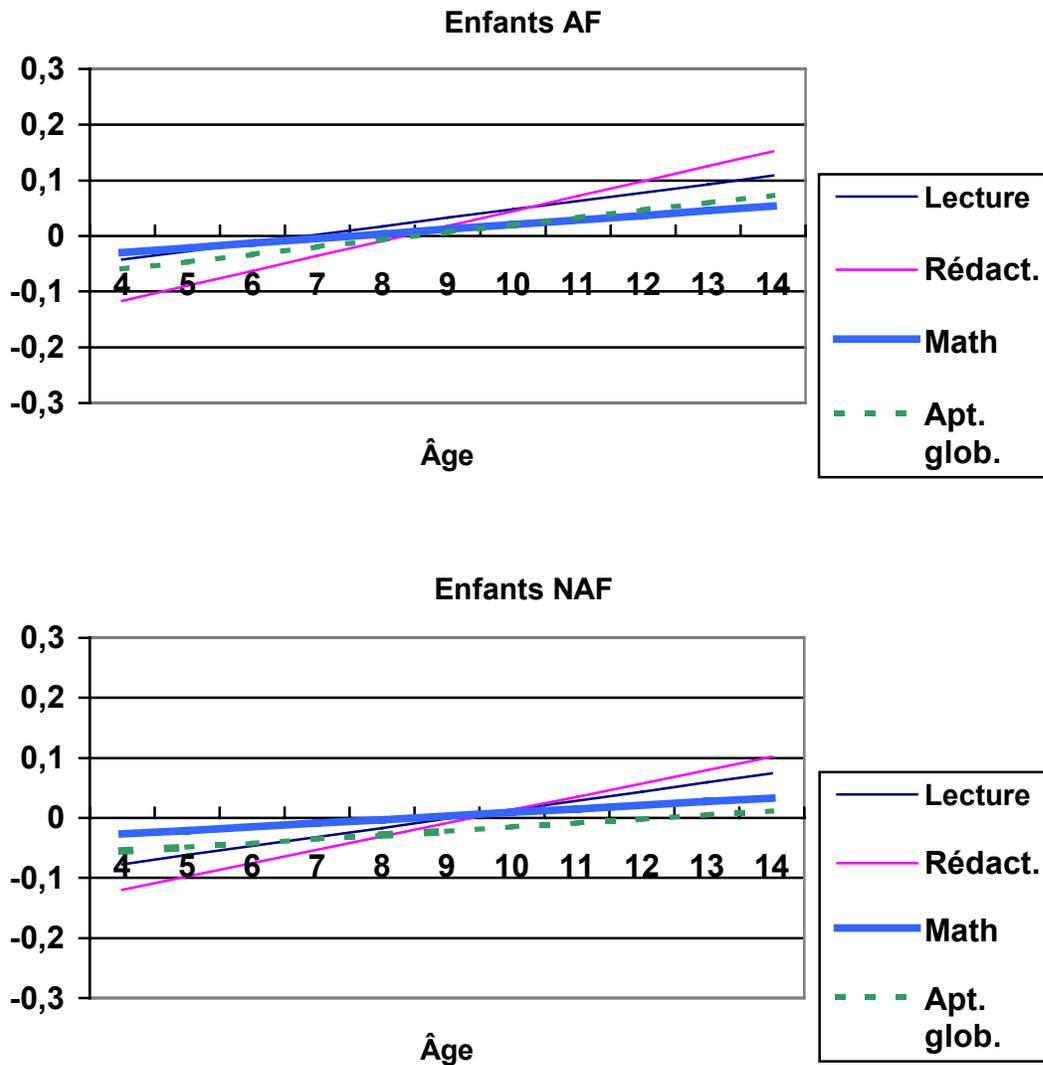


Notes

1. Les calculs de l'auteur sont fondés sur les estimations du tableau 3a.
2. L'axe vertical peut être mis à l'échelle de 100 et indiquer les écarts de rendement en pourcentage entre les enfants de PMR immigrantes et les enfants de PMR nées au Canada.

Figure 1b

Écarts de rendement selon l'âge entre les enfants de PMR immigrantes et les enfants de PMR nées au Canada - Évaluation par la PMR, estimation des effets fixes

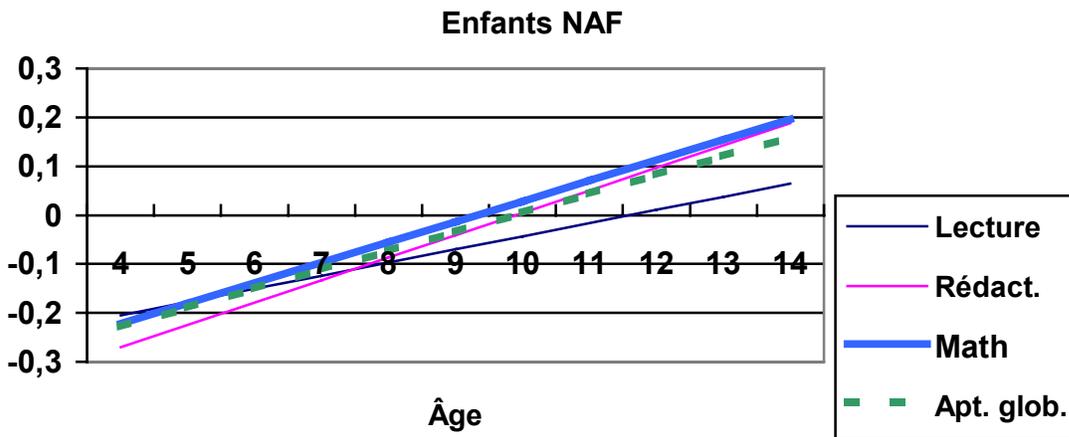
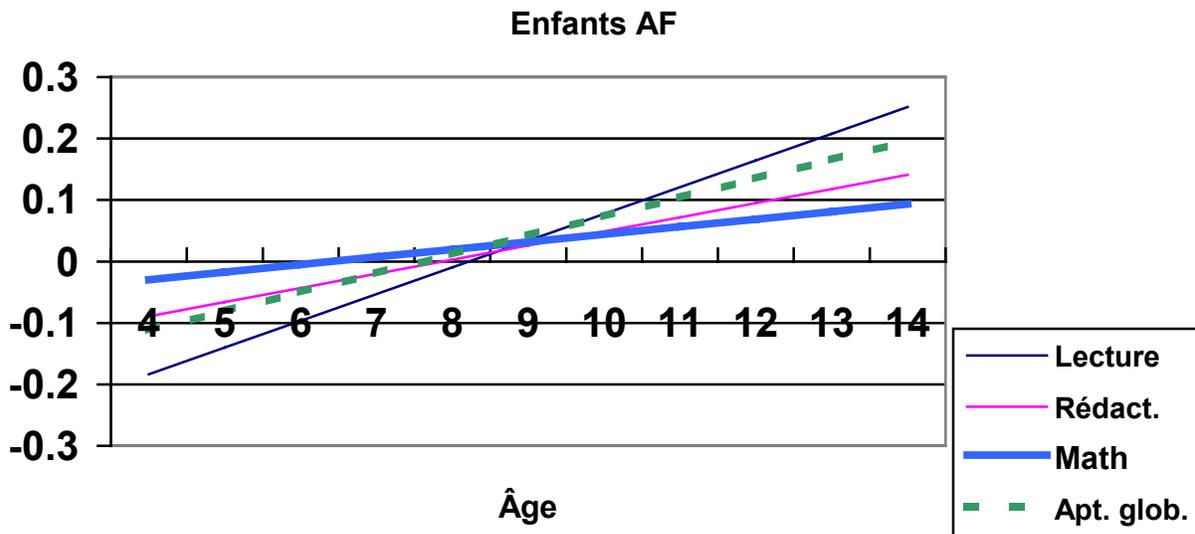


Notes

1. Les calculs de l'auteur sont fondés sur les estimations du tableau 3b.
2. L'axe vertical peut être mis à l'échelle de 100 et indiquer les écarts de rendement en pourcentage entre les enfants de PMR immigrantes et les enfants de PMR nées au Canada.

Figure 2a

Écarts de rendement selon l'âge entre les enfants de PMR immigrantes et les enfants de PMR nées au Canada - Évaluation par l'enseignant

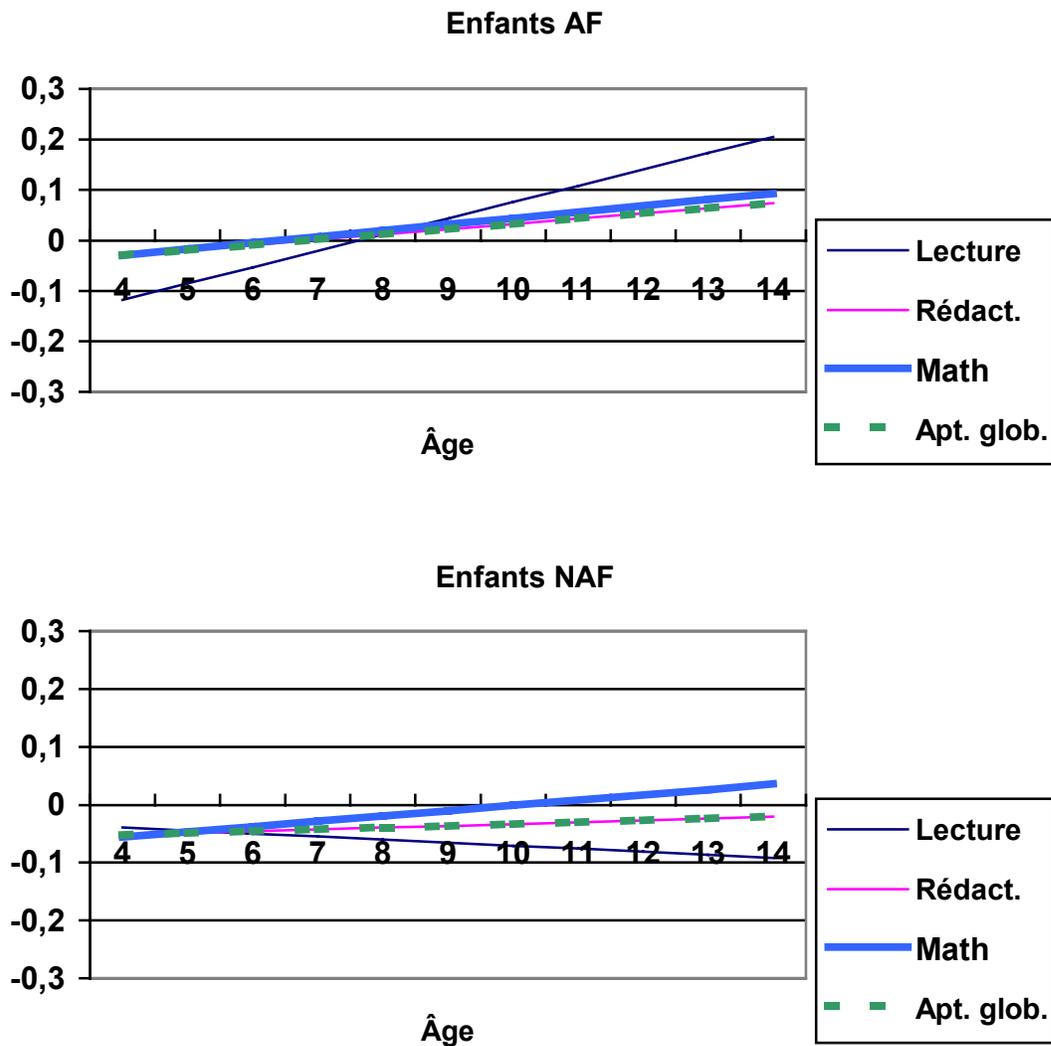


Notes

1. Les calculs de l'auteur sont fondés sur les estimations du tableau 4a.
2. L'axe vertical peut être mis à l'échelle de 100 et indiquer les écarts de rendement en pourcentage entre les enfants de PMR immigrantes et les enfants de PMR nées au Canada.

Figure 2b

Écarts de rendement selon l'âge entre les enfants de PMR immigrantes et les enfants de PMR nées au Canada - Évaluation par l'enseignant, estimation des effets fixes

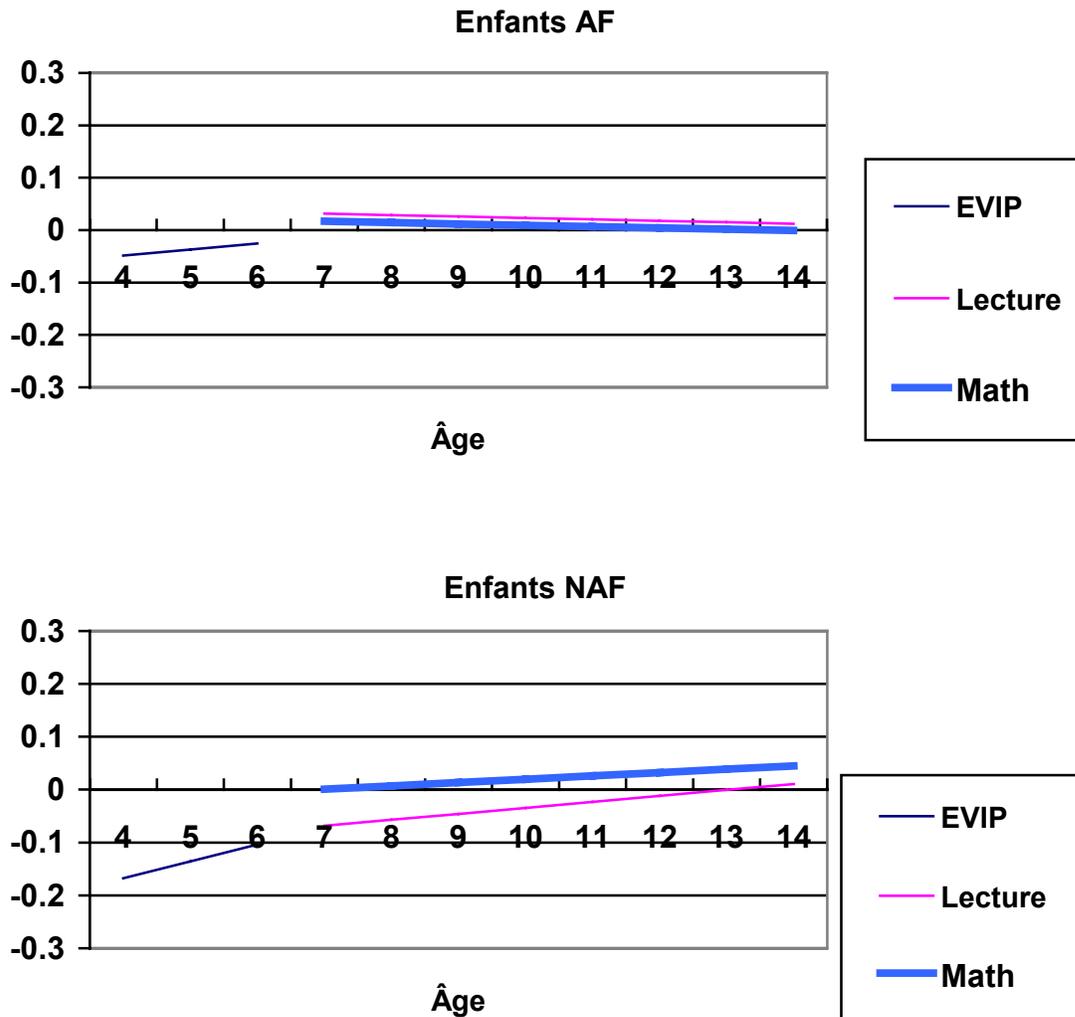


Notes

1. Les calculs de l'auteur sont fondés sur les estimations du tableau 4b.
2. L'axe vertical peut être mis à l'échelle de 100 et indiquer les écarts de rendement en pourcentage entre les enfants de PMR immigrantes et les enfants de PMR nées au Canada.

Figure 3a

Écarts de rendement selon l'âge entre les enfants de PMR immigrantes et les enfants de PMR nées au Canada - Tests en bonne et due forme

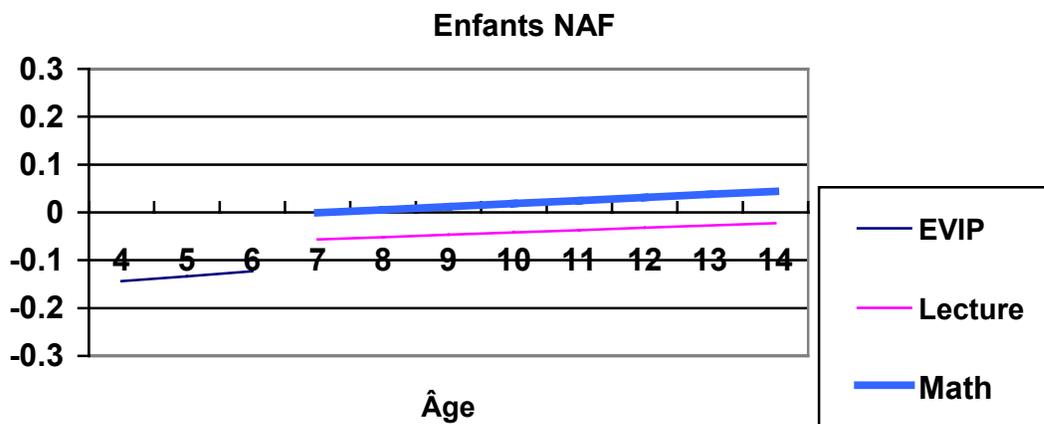
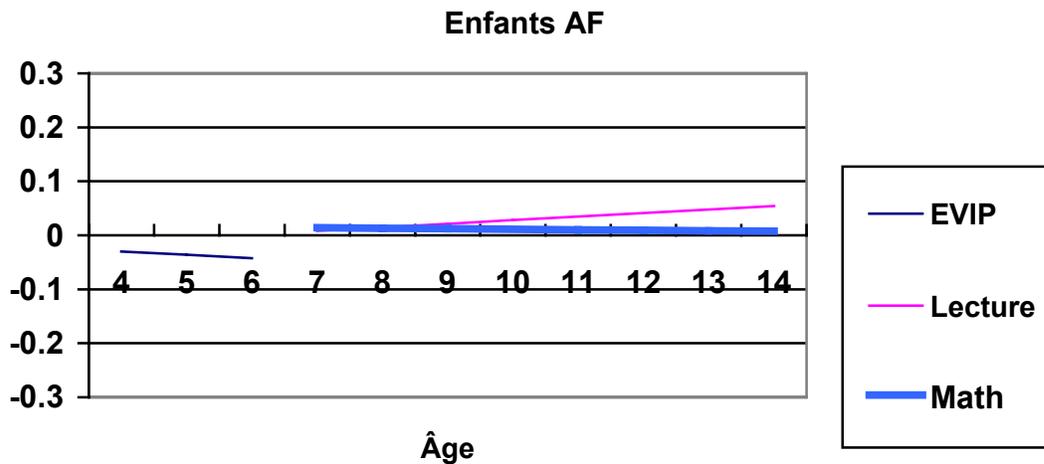


Notes

1. Les calculs de l'auteur sont fondés sur les estimations du tableau 5a.
2. L'axe vertical peut être mis à l'échelle de 100 et indiquer les écarts de rendement en pourcentage entre les enfants de PMR immigrantes et les enfants de PMR nées au Canada.

Figure 3b

Écarts de rendement selon l'âge entre les enfants de PMR immigrantes et les enfants de PMR nées au Canada - Tests en bonne et due forme, estimation des effets fixes



Notes

1. Les calculs de l'auteur sont fondés sur les estimations du tableau 5b.
2. L'axe vertical peut être mis à l'échelle de 100 et indiquer les écarts de rendement en pourcentage entre les enfants de PMR immigrantes et les enfants de PMR nées au Canada.

Bibliographie

AHMED, Nina . « Fitting in: the human capital assimilation of children in immigrant families in Canada », inédit, 2001.

BAKER, M., et D. Benjamin. « The Performance of Immigrants in the Canadian Labour Market », *Journal of Labor Economics* 12, 1994, p. 369-405.

BEACH, C.M., et C. Worswick. « Is There a Double-Negative Effect on the Earnings of Immigrant Women? », *Canadian Public Policy* 19, 1993, p. 36-53.

BLOOM, D.E., G. Grenier et M. Gunderson. « The changing labour market position of Canadian immigrants », *Canadian Journal of Economics*, 28 (4), 1995, p. 987-1005.

BORJAS, G.J. « Assimilation, Change in Cohort Quality, and the Earnings of Immigrants », *Journal of Labor Economics* 3, 1985, p. 463-89.

BORJAS, G.J. « Assimilation and Changes in Cohort Quality Revisited: What Happened to Immigrant Earnings in the 1980s? », *Journal of Labor Economics* 13, 1995, p. 201-245.

CARLINER. « The Language Ability of U.S. Immigrants: Assimilation and Cohort Effects », National Bureau of Economic Research, document de travail 5222, 1995.

CHISWICK, B.R. « The Effect of Americanization on the Earnings of Foreign-Born Men », *Journal of Political Economy* 86, 1978, p. 897-921.

CURRIE, Janet. « Do Children of Immigrants Make Differential Use of Public Health Insurance? », National Bureau of Economic Research, document de travail 5388, 1995.

CURRIE, Janet, et Duncan Thomas. « Does Head Start Help Hispanic Children? », *Journal of Public Economics*, 74(2), 1999, p. 235-262.

DULEEP, H.O., et M.C. Regets. « Measuring Immigrant Wage Growth Using Matched CPS Files », *Demography* 34(2), 1997, p. 239-249.

GRANT, Mary L. « Evidence of new immigrant assimilation in Canada », *Canadian Journal of Economics*, 32(4), 1999, p. 930-955.

GREEN, Allan G., et David A Green. « Canadian Immigration Policy: The Effectiveness of the Point System and Other Instruments », *Canadian Journal of Economics*, 28(4b), 1995, p.1006-1041.

LALONDE, Robert J., et Robert H. Topel. « Immigrants in the American labor market: quality, assimilation and distributional effects », *AEA Papers and Proceedings*, 1992, p. 297-302.

LONG, James E. « The effect of Americanization on earnings: some evidence for women, » *Journal of Political Economy*, 89, 1980, p. 1059-1085.

MCDONALD, J.T., et C. Worswick. « The Earnings of Immigrant Men in Canada: Job Tenure, Cohort and Macroeconomic Conditions », *Industrial and Labor Relations Review* 51(3), 1998, p. 465-482.

MOFFITT, Robert A. « New Developments in Econometric Methods for Labor Market Analysis », *Handbook of Labor Economics*, publié sous la direction de Orley Ashenfelter et David Card, Elsevier Science B.V., 1999.

RICHMOND, Anthony H., et Aloma Mendoza. « Education and Qualifications of Caribbean Immigrants and Their Children in Britain and Canada », dans *In Search of a Better Life: Perspectives on Migration from the Caribbean*, publié sous la direction de Ransford W. Palmer, 1990, p. 73-90.

SWEETMAN, Arthur. « Immigrant Children in Grade School: An International Perspective », 1998, manuscrit inédit.