

Le lien entre les compétences en numératie et les rendements sur le marché du travail au Québec

RAQUEL FONSECA

MARIE MÉLANIE FONTAINE

CATHERINE HAECK

Juin 2021

EN
AVANT!
MATH!

Le lien entre les compétences en numératie et les rendements sur le marché du travail au Québec

Rapport préparé pour le CIRANO

par

Raquel Fonseca*, Marie Mélanie Fontaine et Catherine Haeck

Université du Québec à Montréal, ESG UQAM

Chaire de recherche sur les enjeux économiques intergénérationnels,

Groupe de recherche sur le capital humain

CIRANO

Rapport : Juin 2021

Résumé

L'objectif de cette étude est d'estimer la relation entre les compétences en numératie mesurées à l'âge adulte et la rémunération des travailleurs au Québec. Pour ce faire, nous utilisons les micros données confidentielles du Programme pour l'évaluation internationale des compétences des adultes (PEICA) et celles de l'Enquête longitudinale et internationale des adultes (ELIA). Cette recherche est principalement descriptive. Dans un premier temps, nous dressons un portrait socioéconomique des individus selon leur niveau de compétences en numératie. Dans un deuxième temps, nous mesurons les rendements salariaux des compétences en numératie au Québec. Nos résultats suggèrent que pour les travailleurs actifs de la population québécoise, une augmentation d'un écart-type des compétences en numératie est associée à une augmentation moyenne de 21 % du salaire, un chiffre

* Auteure de correspondance. Courriel : fonseca.raquel@uqam.ca, téléphone : +1 514 987-3000, poste 6656. Les auteures sont reconnaissantes envers le CIRANO pour avoir financé la réalisation de cette étude. Les analyses contenues dans ce texte ont été réalisées au Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS), membre du Réseau canadien des centres de données de recherche (RCCDR). Les activités du CIQSS sont rendues possibles grâce à l'appui financier du Conseil de recherche en sciences humaines (CRSH), des Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC), de la Fondation canadienne pour l'innovation (FCI), de Statistique Canada, du Fonds de recherche du Québec - Société et culture (FRQSC), du Fonds de recherche du Québec - Santé (FRQS) ainsi que de l'ensemble des universités québécoises qui participent à leur financement. Les idées exprimées dans ce texte sont celles des auteures et non celles des partenaires financiers.

légèrement supérieur à celui estimé pour le reste du Canada. Nous documentons également en détail les variations dans ces rendements chez les adultes ayant des caractéristiques sociodémographiques différentes. Concrètement, nous estimons les rendements salariaux des compétences en numératie selon l'âge, le sexe, le pays de naissance, le niveau d'éducation des parents, le secteur d'activité et le type de travailleurs. Finalement, dans un troisième temps, nous évaluons à quel point les différentiels de compétences en numératie peuvent expliquer les écarts salariaux entre les hommes et les femmes. Nos résultats suggèrent que les disparités de compétences en numératie entre ces deux groupes peuvent expliquer une part importante des écarts de salaire entre les sexes. En effet, près de la moitié de l'écart salarial entre les hommes et les femmes est attribuable aux différences de compétences en numératie. Comparativement aux hommes, seulement 7.1 % des femmes de 16 à 64 ans au Québec ont un niveau de compétences en numératie élevé ou très élevé comparativement à 14.3 % des hommes.

Mots-clés

Compétences cognitives, compétences en numératie, mathématiques, PEICA, marché du travail, revenu, salaire.

Table des matières

Résumé	1
Mots-clés	2
Table des matières	3
Liste des figures	5
Liste des tableaux	6
1. Introduction	8
2. Revue de la littérature.....	12
2.1. Lien entre numératie et marché du travail	12
2.2. Choix du domaine d'études	17
2.3. Lien entre numératie et caractéristiques sociodémographiques.....	19
2.4. Évaluation des changements dans les politiques d'éducation.....	23
3. Présentation des données et faits stylisés.....	25
3.1. Programme pour l'évaluation internationale des compétences des adultes.....	26
3.2. Enquête longitudinale et internationale des adultes.....	27
3.3. Statistiques descriptives.....	28
4. Trajectoires de revenus et niveaux de compétence en numératie.....	37
5. Stratégie empirique pour identifier le lien entre les compétences et les revenus	39
5.1. Échantillonnage.....	39
5.2. Modèle pour l'estimation des rendements salariaux des compétences	40
5.3. Décomposition Blinder-Oaxaca	41
6. Résultats	44
6.1. L'effet de la numératie sur les revenus d'emploi	44
6.2. Décomposition de l'écart salarial entre les hommes et les femmes	53
7. Conclusion	55

Bibliographie.....	57
Annexes	63
A. Tableaux	64
B. Figures	79
C. Exemples d'exercices en littérature, numération et RP-ET	85

Liste des figures

Figure 1 Répartition du type d'occupation selon le niveau de compétences au Québec.....	32
Figure 2 Scores moyens selon la profession occupée, au Québec	33
Figure 3 Répartition des scores en numératie selon l'âge et la province de résidence	34
Figure 4 Évolution des trajectoires de revenus d'emploi au cours du temps selon le niveau de compétences en numératie.....	38
Figure 5 Rendements des compétences en numératie par âge	46

Liste des tableaux

Tableau 1 Corrélation entre les différents scores de compétences	10
Tableau 2 Résumé des différents niveaux de compétence en numératie au Québec	27
Tableau 3 Répartition des hommes et des femmes résidant au Québec selon le niveau de compétence en numératie et l'âge	29
Tableau 4 Caractéristiques sociodémographiques et professionnelles des individus résidant au Québec selon le niveau de compétences en numératie	31
Tableau 5 Répartition des hommes et des femmes occupant un emploi dans le domaine des STGM ou non, au Québec et dans le reste du Canada	35
Tableau 6 Statistiques descriptives comparatives	36
Tableau 7 Estimation des rendements des compétences en numératie selon la catégorie d'âge, au Québec	45
Tableau 8 Estimation des rendements des compétences en numératie des travailleurs âgés de 35 à 54 ans, au Québec	47
Tableau 9 Estimations des rendements des compétences en numératie selon différentes caractéristiques sociodémographiques, au Québec	50
Tableau 10 Estimation des rendements des compétences en numératie selon des mesures alternatives de revenus, au Québec	52
Tableau 11 Décomposition Blinder-Oaxaca de l'écart salarial entre hommes et femmes, au Québec	54
Tableau A1 Niveaux de compétences et descripteurs des caractéristiques des tâches.....	64
Tableau A2 Description des variables utilisées dans le PEICA et l'ELIA.....	65
Tableau A3 Résumé des différents niveaux de compétence (reste du Canada).....	66
Tableau A4 Résumé des différents niveaux de compétence (Canada).....	66
Tableau A5 Répartition des hommes et des femmes résidant hors Québec selon le niveau de compétence en numératie et l'âge	67
Tableau A6 Répartition des hommes et des femmes résidant au Canada selon le niveau de compétence en numératie et l'âge	67
Tableau A7 Caractéristiques sociodémographiques et professionnelles des individus résidant hors Québec selon le niveau de compétences en numératie	68

Tableau A8 Caractéristiques sociodémographiques et professionnelles des individus résidant au Canada selon le niveau de compétences en numératie.....	69
Tableau A9 Estimation des rendements des compétences en numératie selon la catégorie d'âge, hors Québec	70
Tableau A10 Estimation des rendements des compétences en numératie selon la catégorie d'âge, au Canada	70
Tableau A11 Estimation des rendements des compétences en numératie des travailleurs âgés de 35 à 54 ans, hors Québec	71
Tableau A12 Estimation des rendements des compétences en numératie des travailleurs âgés de 35 à 54 ans, au Canada	72
Tableau A13 Estimations des rendements des compétences en numératie selon différentes caractéristiques sociodémographiques, hors Québec	73
Tableau A14 Estimations des rendements des compétences en numératie selon différentes caractéristiques sociodémographiques, au Canada	74
Tableau A15 Estimation des rendements des compétences en numératie selon des mesures alternatives de revenus, hors Québec	75
Tableau A16 Estimation des rendements des compétences en numératie selon des mesures alternatives de revenus, au Canada	76
Tableau A17 Décomposition Blinder-Oaxaca de l'écart salaire entre hommes et femmes, hors Québec	77
Tableau A18 Décomposition Blinder-Oaxaca de l'écart salaire entre hommes et femmes, au Canada	78

1. Introduction

La numératie est définie dans le Programme pour l'évaluation internationale des compétences des adultes (PEICA) comme « la capacité de localiser, d'utiliser, d'interpréter et de communiquer de l'information et des concepts mathématiques afin de s'engager et de gérer les demandes mathématiques de tout un éventail de situations de la vie adulte » (OCDE, 2014 : p. 27). Acquérir un niveau de compétence fonctionnel dans ce domaine est donc essentiel pour le bien-être des individus, de l'économie et de la société. En effet, un niveau de compétences élevé en numératie est généralement associé à des salaires plus élevés. Plusieurs études ont abordé cette question en Europe (Currie & Thomas, 2001 ; McIntosh & Vignoles, 2001 ; Joensen & Nielsen, 2009) et aux États-Unis (Murnane et al., 2000 ; Rose & Betts, 2004 ; Lin et al., 2018 ; Wolcott, 2018), en revanche, il existe peu d'évidences récentes portant sur des données canadiennes (Charette & Meng, 1998 ; Finnie & Meng, 2001 ; Green & Riddell, 2002).

Des études nord-américaines ont par ailleurs observé une hausse marquée des inégalités de revenus (voir Card & Dinardo (2002) pour les États-Unis et Lemieux (2008) pour le Canada), et ces inégalités de revenus sont d'autant plus importantes, dans les pays où on observe de fortes inégalités de compétences (Juhn et al., 1993 ; Leuven et al., 2004 ; Jovicic, 2016 ; Broeck et al., 2017).

Une des hypothèses avancées est que la demande pour les travailleurs hautement qualifiés a crû plus rapidement que l'offre, ce qui a provoqué une hausse relative des salaires des travailleurs qualifiés par rapport aux travailleurs moins qualifiés, où les auteurs définissent la qualification à partir de l'éducation (Katz & Murphy, 1992 ; Lemieux, 2009). Les principaux facteurs étant la révolution technologique amorcée dans les années 90 et la croissance rapide des technologies numériques (Acemoglu & Autor, 2011 ; Katz & Autor, 1999).

Dans cette étude, on analyse le lien entre la numératie et les revenus sur le marché du travail. Au Canada, le score moyen des adultes en numératie, mesuré au moyen du PEICA, était de 265 points en 2012¹. Ce résultat se situe 4 points en dessous de la moyenne des pays

¹ Les compétences en numératie mesurées à l'aide du test PEICA sont rapportées sur une échelle de valeurs allant de 0 à 500 points et concernent la population adulte âgée de 16 à 65 ans.

de l'OCDE, classant le pays en 14^e position sur 23 (OCDE, 2013 : *Figure 2.6a, p. 85*). Ce portrait global cache toutefois des différences importantes entre les générations. En effet, puisque les systèmes éducatifs ont évolué à travers le temps, on constate que le niveau de compétence en numératie varie fortement avec l'âge, et ceci est observé dans la plupart des pays. Au Canada, l'écart de score entre les individus les plus jeunes (16-24 ans) et les plus âgés (55-64 ans) est de 17 points (les scores moyens sont respectivement de 268 et 251 points) et cet écart passe à 26 points en ce qui concerne les jeunes de 25 à 34 ans et les plus de 55 ans² (le score moyen des jeunes de 25 à 34 ans est de 277 points). En comparaison, l'écart moyen de tous les pays est de, respectivement, 19 et 27 points. En revanche, l'écart intergénérationnel est faible aux États-Unis (2,3), en Norvège (6,2) et au Danemark (7,7) et en faveur des plus âgés en Angleterre (-0,7) (OCDE, 2013 : *Tableau A3.2, p. 290*). À l'égard de la distribution des scores, au Canada, 180 points séparent les 5^e et les 95^e centiles en numératie. Le score moyen des individus situés dans le 5^e centile est de 169 points et celui des individus situés dans le 95^e centile est de 349, ce qui indique un écart de compétence important entre les adultes les plus qualifiés et les moins qualifiés. En comparaison, cet écart est de 192 points aux États-Unis, ce qui représente l'écart le plus grand parmi les pays de l'OCDE. Par contre, les pays nordiques, souvent cités en exemple en matière d'égalité sociale, affichent quant à eux une distribution des scores plus étroite : des écarts, respectivement, de 165 et 167 points sont recensés au Danemark et en Finlande (OCDE, 2013 : *Figure 2.8, p. 89*).

Dans le cadre de cette étude, nous nous intéressons spécifiquement à l'effet des compétences en numératie et la rémunération sur le marché du travail au Québec³. Toutefois, les compétences des individus en mathématiques sont fortement corrélées à d'autres domaines de compétences tels que la littératie générale et la littératie financière (Skagerlunda et al., 2018). Le **Tableau 1** montre par ailleurs la corrélation qui existe entre la numératie, la littératie générale et la résolution de problème dans des environnements

² Les jeunes canadiens de 16 à 24 ans et 35 à 44 ans se positionnent au niveau international respectivement à la 16^e et 14^e position sur 22 (excluant Chypre) (OCDE, 2013 : *Tableau A3.2, p. 290*).

³ L'ensemble des résultats présenté pour le Québec est également présenté pour le reste du Canada et l'ensemble du Canada en annexe.

technologiques. La numératie est fortement corrélée à la littératie⁴ (0,86) ainsi qu'à la résolution de problème dans des environnements technologiques⁵ (RP-ET) (0,75)⁶. Les individus ayant de faibles capacités en mathématiques ont moins de chance de réussir dans les autres domaines tels que la lecture. De plus, un niveau minimal dans les compétences de base est requis pour s'insérer dans la vie professionnelle et sociale.

Tableau 1 Corrélations entre les différents scores de compétences

	Numératie	Littératie	RP-ET
Numératie	1,00		
Littératie	0,86	1,00	
RP-ET	0,75	0,80	1,00

Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

Note : l'échantillon comprend toute la population âgée de 16 à 64 ans et résidant au Québec en 2012. Les corrélations sont calculées à partir de la première valeur plausible et sont pondérées avec les poids d'échantillonnage fourni par Statistique Canada.

Les compétences financières sont d'autant plus importantes. En effet, [Lusardi et al. \(2015\)](#) ont montré que les individus avec un faible niveau de littératie financière ont tendance à effectuer plus de transactions coûteuses. De même, ceux-là sont également moins aptes à juger de leur état d'endettement. De leur côté, [Christelis et al. \(2010\)](#) ont montré qu'il existe une forte relation entre la propension à investir et les capacités cognitives. [Banks et al. \(2007\)](#) montrent quant à eux que le niveau de numératie est fortement corrélé aux choix de portefeuilles d'épargne-retraite et de placement.

Alors que de nombreuses études ont abordé la question du lien entre l'éducation et les revenus, peu d'études ont abordé la question du lien entre les compétences et les salaires au

⁴ La littératie est définie dans le PEICA comme « la capacité de comprendre, d'évaluer, d'utiliser et de s'engager dans des textes écrits pour participer à la société, pour accomplir ses objectifs et pour développer ses connaissances et son potentiel » (OCDE, 2014 : p. 98).

⁵ La résolution de problèmes dans des environnements technologiques (RP-ET) est définie dans le PEICA comme « la capacité d'utiliser la technologie numérique, les outils de communication et les réseaux pour acquérir et évaluer de l'information, communiquer avec les autres et effectuer des tâches pratiques ».

⁶ On voit également à l'aide de la **Figure A1** en annexe que ces compétences sont très corrélées à travers les différents niveaux et entre les sexes.

Canada. Les évidences concernant le Canada ou le Québec sont limitées et remontent à plusieurs années. Ce rapport vise à combler cette lacune en examinant le lien entre le niveau de compétences en numératie des individus évaluée à l'âge adulte et les rendements sur le marché du travail. Cette analyse est centrée sur la province du Québec. Pour cela, nous exploitons les volets canadiens de deux bases de données internationales administrées par Statistique Canada : le Programme pour l'évaluation internationale des compétences des adultes (PEICA) et l'Enquête longitudinale et internationale des adultes (ELIA). Le PEICA est une riche enquête contenant notamment les données sur l'évaluation dans les trois compétences de base, soit la numératie, la littératie et la résolution de problème dans des environnements technologiques (RP-ET) réalisée en 2012. L'ELIA, dont la première vague contient un sous-échantillon représentatif du PEICA, est une enquête couplée à des fichiers administratifs historiques nous permettant de tracer les trajectoires de revenus des individus depuis 1982.

Nous explorons l'association entre la maîtrise de ces compétences et un éventail de caractéristiques sociodémographiques telles que l'âge, le genre et le niveau de scolarité. Nous étudions également la relation entre ces compétences et les perspectives en matière d'emploi et d'ascension professionnelle, à travers l'analyse des trajectoires de revenus individuels. Nos résultats principaux montrent que les rendements salariaux des compétences en numératie des travailleurs actifs âgés de 35 à 54 ans sont estimés à 21 % au Québec. À niveau de compétences égales, nous trouvons peu de différences dans les rendements des compétences entre les hommes et les femmes. Nous trouvons également peu de différences entre les immigrants et les natifs du Canada. Toutefois, nous trouvons des différences significatives et plus importantes entre les employés du secteur privé et ceux du secteur public et entre ceux occupant un emploi à temps plein et ceux occupant un emploi à temps partiel.

La seconde partie de l'analyse se penche sur les causes des disparités de salaire entre les hommes et les femmes. En effet, nous trouvons un écart salarial de l'ordre de 9 % entre les hommes et les femmes et il s'avère que 48 % de cet écart salarial est attribuable aux différences de compétences entre les sexes. En effet, le pourcentage de femmes ayant des compétences élevées est plus faible que celui des hommes.

La suite de ce rapport est structurée comme suit. La section 2 présente une revue de littérature ciblée sur la question. La section 3 décrit les données utilisées. La section 4

présente les méthodologies utilisées pour analyser la relation entre les compétences et la rémunération sur le marché du travail, ainsi que la décomposition des écarts salariaux entre les hommes et les femmes par rapport aux compétences en numératie. La section 5 présente les résultats de l'analyse empirique et, enfin, la section 6 conclut.

2. Revue de la littérature

Dans cette section, nous présentons, en premier lieu, le lien entre les compétences en numératie et le marché du travail. Nous explorons, en deuxième lieu, le lien entre ces compétences et plusieurs caractéristiques sociodémographiques telles que le genre, l'âge, et l'environnement familial, ainsi que d'autres domaines de compétence. Enfin, nous présentons, en troisième lieu, les politiques éducatives visant l'acquisition de ces compétences, en milieu scolaire et sur le marché du travail.

2.1. Lien entre numératie et marché du travail

La littérature existante a démontré que les individus ayant des compétences élevées en mathématiques réussissent mieux sur le marché du travail (par exemple, leur taux d'emploi et leurs salaires sont plus élevés) que ceux ayant acquis peu de ces compétences ([Acemoglu & Autor, 2011](#) ; [Green & Riddell, 2001](#) ; [Hanushek & Woessmann, 2008](#) ; [Joensen & Nielsen, 2009](#) ; [McIntosh & Vignoles, 2001](#) ; [Rose & Betts, 2004](#)). Notamment, cette littérature met en lumière les différents obstacles auxquels font face les individus possédant peu de compétences en mathématiques sur le marché du travail.

Tout d'abord, ces derniers sont plus susceptibles d'être au chômage ou inactifs ([OCDE, Statistique Canada, 2011](#)). De plus, [McIntosh & Vignoles \(2001\)](#) démontrent, en explorant les données britanniques issues de l'*International Adult Numeracy (IAL)* pour l'année 1995, que de meilleures compétences en numératie sont associées à un taux d'emploi plus élevé. Selon cette étude, le taux d'emploi des femmes possédant un niveau de compétence élevé en numératie est supérieur de 18 points de pourcentage à celui des femmes possédant un faible niveau de compétence (cet écart passe à 12 points de pourcentage lorsque les auteurs prennent en compte l'éducation et l'environnement familial). L'effet est moins marqué chez leurs homologues masculins : le taux d'emploi estimé étant supérieur de seulement 5 points

de pourcentage à celui des hommes peu qualifiés (3 points de pourcentage avec l'ajout des contrôles pour l'éducation et l'environnement familial). Ces résultats sont concordants avec ceux trouvés par [Finnie & Meng \(2006\)](#) pour le Canada avec les données de l'Enquête sur les capacités de lecture et d'écriture utilisées quotidiennement de 1989. Dans une étude plus récente portant sur des données américaines, [Wolcott \(2018\)](#) a décrit l'évolution des écarts entre le taux d'emploi des hommes les plus qualifiés et celui des hommes les moins qualifiés à travers le temps⁷. Il note que le taux d'emploi de ces deux groupes était similaire et proche de 90 % dans les années 1950. Cependant, à partir des années 60, un écart s'est dessiné : 5 points de pourcentage étaient estimés en 1960 contre 13 points de pourcentage en 2010. Ces résultats sont supérieurs à ceux estimés par [McIntosh & Vignoles \(2001\)](#), cependant la définition des groupes d'hommes qualifiés est différente. [Wolcott \(2018\)](#) utilise le niveau d'éducation comme indicateur du niveau de compétences alors que [McIntosh & Vignoles \(2001\)](#) utilisent les évaluations en numératie de l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (le prédécesseur du PEICA). Or, l'utilisation des mesures de compétences directes est jugée plus adéquate que les mesures indirectes, comme le niveau d'éducation, pour évaluer l'impact des compétences sur le marché du travail ([Leuven et al., 2004](#)). Et comme le montre [McIntosh & Vignoles \(2001\)](#), les compétences jouent un rôle même à éducation constante.

D'autres études antérieures ont également montré que les inégalités de revenus ont fortement augmenté dans les années 80, coïncidant avec la révolution technologique observée au cours des dernières décennies ([Bound & Johnson, 1992](#)). Plusieurs hypothèses sont avancées dans la littérature pour expliquer les plus faibles taux d'emploi et de participation au travail des individus peu qualifiés. Selon la première hypothèse, il y a eu un changement du côté de l'offre de ces travailleurs. En effet, les facteurs augmentant la valeur du loisir comme les prestations sociales ([Barnichon & Figura, 2015](#)) et l'utilisation récréative des ordinateurs ([Aguiar et al., 2017](#)) ont entraîné une baisse des heures travaillées des personnes peu qualifiées. La deuxième hypothèse repose sur un changement au niveau de la demande de ces travailleurs. Il y a eu un effet de substitution entre le capital et la main-d'œuvre généré par l'automatisation, réduisant la demande des travailleurs les moins

⁷ [Wolcott \(2018\)](#) a exploité les données de la *Current Population Survey (CPS)* entre 1980 et 2010.

qualifiés (Acemoglu & Restrepo, 2019 ; D. Autor & Dorn, 2009 ; Autor, 2014 ; Fort et al., 2018 ; Goux & Maurin, 2000). La mondialisation a également eu un impact négatif sur la situation des travailleurs peu qualifiés aux États-Unis par le transfert de l'activité manufacturière en Chine (Autor et al., 2016) et le Canada n'a pas été épargné (Anderson, 2005 ; Bigsten & Munshi, 2014 ; Grenier & Tavakoli, 2009). Une autre hypothèse s'appuie sur le fait que la révolution technologique et la croissance rapide des technologies de l'information et de la communication (TIC) ont été en défaveur des travailleurs peu qualifiés (Lemieux, 2009). Ceux-ci ont été particulièrement frappés par les changements numériques déployés dans la recherche d'emploi tels que la diffusion des offres d'emploi en ligne, ceci a pu contribuer à augmenter les frictions sur le marché du travail pour les employés peu qualifiés (Wolcott, 2018), augmentant ainsi les difficultés à chercher et trouver un emploi pour ceux-ci. Enfin, de manière générale, on observe que les employeurs ont tendance à favoriser les candidats possédant de solides compétences en mathématiques. Koedel & Tyhurst (2012) ont réalisé une expérience de terrain en envoyant des CV fictifs pour lesquels des compétences mathématiques⁸ ont été attribuées au hasard à des employeurs potentiels. Les auteurs ont constaté que les candidats ayant de meilleures compétences mathématiques ont davantage suscité l'intérêt des employeurs, alors que les postes visés n'exigeaient pas particulièrement de hautes qualifications mathématiques. Une des hypothèses soulevées par les auteurs est que les employeurs perçoivent ces compétences comme des habiletés observables. Finalement, une autre hypothèse mentionnée dans la littérature est les inégalités dues à la mondialisation. La mondialisation a également eu un impact négatif sur la situation des travailleurs peu qualifiés et le Canada n'a pas été épargné (Anderson, 2005 ; Bigsten & Munshi, 2014 ; Grenier & Tavakoli, 2009).

Le niveau de compétence en numératie affecte également d'autres déterminants du marché du travail comme le statut d'emploi (temps plein vs temps partiel), les semaines et les heures travaillées (Charette & Meng, 2016 ; Finnie & Meng, 2006). Les travailleurs peu qualifiés se retrouvent également concentrés dans les emplois les plus précaires (DiPrete et

⁸ Koedel & Tyhurst (2012) ont ajouté des qualifications supplémentaires liées aux mathématiques dans les CV, telles que les domaines étudiés des mineurs et des majeurs à l'université ainsi que des informations sur les activités des candidats comme la participation à un groupe d'intérêt (par exemple : un club de mathématiques).

al., 2006), rendant les conditions de travail de ces travailleurs moins favorables. Ces travailleurs se retrouvent donc désavantagés économiquement, et avec des revenus moindres. Ils sont aussi moins susceptibles que les travailleurs occupant des emplois qualifiés de suivre des formations leur permettant d'obtenir des promotions (Booth et al., 2002)⁹. Le manque de compétences en numératie apparaît donc comme le facteur principal à l'origine de la situation peu favorable des individus possédant peu de compétences en mathématiques sur le marché du travail. Le manque d'opportunités professionnelles et de possibilités d'avancement les rend plus vulnérables à la pauvreté et à l'exclusion sociale.

Par ailleurs, au chapitre de la rémunération, on constate que les individus possédant des compétences élevées en mathématiques gagnent généralement des salaires supérieurs à ceux possédant peu de ces compétences (Charette & Meng, 2016 ; Currie & Thomas, 2001 ; Hanushek & Woessmann, 2008 ; Hastings et al., 2013 ; Joensen & Nielsen, 2009 ; McIntosh & Vignoles, 2001 ; Rose & Betts, 2004 ; Wolcott, 2018). De ce fait, plusieurs études ont mis en lumière le rôle majeur des compétences mathématiques dans la détermination du salaire, à travers l'utilisation d'analyses crédibles prouvant le caractère causal de cette relation. Les mécanismes principaux identifiés par plusieurs auteurs sont que les diplômés du secondaire ayant une formation avancée en mathématiques sont plus susceptibles d'obtenir leur diplôme du secondaire, de poursuivre des études universitaires et d'occuper des professions nécessitant des exigences plus élevées en matière de compétences, et par conséquent, de gagner des revenus supérieurs (Cortes et al., 2015 ; Goodman, 2017 ; Joensen & Nielsen, 2009 ; Rose & Betts, 2004).

Cette hypothèse est appuyée par deux études qui ont identifié l'impact causal des programmes d'études liés aux sciences, à la technologie, au génie et aux mathématiques (STGM) sur les revenus sur le marché du travail. Tout d'abord, Hastings et al. (2013) ont exploité la discontinuité dans les règles d'admission des programmes postsecondaires au Chili pour examiner l'effet du domaine d'études sur les revenus d'emploi. Les auteurs montrent que les rendements éducatifs les plus importants sont observés parmi les étudiants issus des domaines en santé, sciences et technologies, droit et sciences sociales

⁹ Booth et al. (2002) ont estimé que, par rapport aux travailleurs occupant un emploi permanent, les travailleurs sous contrat ou saisonniers ont respectivement 12 et 20 % moins de chance de suivre une formation liée à l'emploi.

comparativement aux diplômes en sciences humaines, arts et éducation où les rendements sont faibles ou négatifs et ne diffèrent pas significativement de zéro. Ensuite, [Kirkeboen et al. \(2016\)](#) estiment les rendements éducatifs de différents domaines d'études postsecondaires. Pour cela, les auteurs ont exploité diverses sources de données administratives norvégiennes couvrant, entre autres, les demandes d'admission postsecondaires pour la période allant de 1998 à 2004. Le système d'admission au postsecondaire en Norvège est particulièrement intéressant puisque le processus est centralisé et couvre la majorité des institutions du pays. Ce processus génère des discontinuités qui randomisent efficacement les candidats proches des seuils d'admission dans différents domaines d'études et écoles. Ayant accès également à la liste des domaines demandés par les candidats, les auteurs sont en mesure d'estimer des modèles exprimés par rapport à la meilleure alternative. Plus spécifiquement, ils estiment les rendements éducatifs de différents domaines par rapport à un autre domaine. Par exemple, choisir la médecine, l'ingénierie, les sciences, les affaires, le droit et la technologie plutôt que les sciences humaines entraînent un effet significatif et positif sur les salaires. Les individus ayant choisi les sciences plutôt que les sciences humaines ont approximativement triplé leur salaire au début de leur carrière professionnelle. Notons toutefois qu'il peut exister d'autres facteurs pouvant expliquer les différences de rendements entre les domaines d'études, comme la demande de travail dans ces spécialités.

Les bénéfices sur les revenus ne se font pas seulement ressentir pour les individus ayant étudié dans les domaines d'études STGM. Les élèves qui suivent des cours additionnels de mathématiques voient eux aussi des effets positifs sur leur situation sur le marché du travail. À ce sujet, [Joensen & Nielsen \(2009\)](#) ont exploité un projet pilote instauré dans certaines écoles secondaires au Danemark entre 1984 et 1987, permettant aux élèves de suivre différentes combinaisons de cours incluant des cours de mathématiques avancés. Les élèves admis dans ces écoles secondaires n'étaient pas informés de l'implémentation du programme à l'avance¹⁰. En utilisant comme instrument la variation exogène de l'exposition de ces élèves aux cours de mathématiques, les auteurs ont trouvé un impact positif et significatif sur les revenus à l'âge adulte. Les étudiants ayant participé au projet pilote obtiennent des revenus

¹⁰ Les élèves n'ont donc pas spécifiquement visé ces écoles dans le but de suivre ces nouvelles combinaisons de cours.

supérieurs de 20 à 25 % comparativement aux élèves n'ayant pas participé au projet. Goodman (2017) a exploité les changements au niveau des exigences en mathématiques des écoles secondaires survenus aux États-Unis après la publication en 1983 du rapport de la Commission nationale de l'excellence en éducation intitulé « *A Nation at Risk: The Imperative for Educational Reform*¹¹ ». L'auteur trouve que les cours supplémentaires de mathématiques ont eu un impact significatif et positif sur les revenus gagnés sur le marché du travail, et l'effet était surtout observé parmi les élèves ayant de faibles compétences dans ce domaine. L'effet estimé est une augmentation d'environ 3 % sur leurs revenus gagnés à l'âge adulte, ce qui suggère que chaque cours de mathématiques apporte un rendement éducatif d'environ 10 %. Au Canada, Finnie & Meng (2006) montrent pour leur part que les hommes et les femmes ont avantage à acquérir des compétences en numératie et en littératie pour augmenter leur chance de réussir sur le marché du travail. En effet, les auteurs trouvent des effets significatifs et positifs sur les revenus, surtout chez les hommes décrocheurs. Les résultats montrent toutefois que chez les femmes, ce sont surtout celles possédant des compétences élevées qui retirent le plus de bénéfices sur leurs revenus.

La sous-section qui suit expose les différences en matière de compétences mathématiques observées selon différentes caractéristiques sociodémographiques. Les principales recensées dans la littérature sont essentiellement celles liées au genre, à l'âge et à l'environnement familial.

2.2. Choix du domaine d'études

Il existe des différences importantes entre les hommes et les femmes en ce qui a trait au niveau de compétences en numératie. Un des mécanismes identifiés dans la littérature est celui du choix du domaine d'études : même si les femmes sont plus nombreuses que les hommes à obtenir un diplôme universitaire, elles sont moins susceptibles que les hommes à se spécialiser dans le domaine des STGM (Card & Payne, 2017 ; Griffith, 2010 ; Kahn & Ginther, 2017 ; Mouganie & Wang, 2020). Card & Payne (2017) ont exploité des données administratives provenant du système centralisé des admissions universitaires ontariennes, à savoir l'*Ontario University Application Center (OAC)*. Ces données contiennent des

¹¹ Ce rapport présente des recommandations afin d'améliorer la qualité de l'enseignement en offrant entre autres des cours supplémentaires dans les domaines de base .

informations sur les cours et les notes du secondaire ainsi que le programme universitaire pour lequel les candidats ont été admis, entre 2005 et 2012. L'échantillon, composé de plus 400 000 nouveaux entrants à l'université, révèle que 30,3 % des femmes et 42,5 % des hommes s'inscrivent dans un programme STGM, soit un écart de 13,2 %, alors même que les femmes comptent pour plus de la moitié des admissions universitaires totales (57,5 %). Leurs analyses suggèrent que les femmes ont tendance à suivre moins de cours liés aux STGM durant la dernière année du secondaire. En moyenne, les filles et les garçons admis dans les programmes STGM au secondaire ont des notes similaires en mathématiques et en sciences, mais les filles ont des notes plus élevées que les garçons dans les matières littéraires. L'avantage comparatif des filles en littérature explique une part substantielle de la différence entre les genres dans la probabilité de poursuivre dans le domaine des STGM à l'université. [Griffith \(2010\)](#) souligne également que d'une part, les femmes sont moins nombreuses que les hommes à choisir une spécialisation dans le domaine des STGM, mais lorsqu'elles le font, elles sont aussi moins susceptibles de persister dans ces domaines. L'auteure identifie trois mécanismes de rétention des étudiantes dans les domaines des STGM : les notes de première année, le ratio d'étudiants au premier cycle et la proportion de femmes précédemment diplômées dans les domaines STGM. L'hypothèse du rôle des modèles de réussite féminin est aussi supportée par [Mouganie & Wang \(2020\)](#). Les résultats de leur étude révèlent que l'exposition à des pairs féminins très performants en mathématiques augmente la probabilité que les filles aient un parcours universitaire scientifique. Deux études ont identifié le lien causal entre la performance académique en sciences des femmes et le sexe de l'instructeur. La probabilité que les filles poursuivent des études supérieures en STGM augmente lorsque l'enseignement est dispensé par une femme ([Bettinger & Long, 2005](#) ; [Carrell et al., 2010](#)). D'autre part, la façon dont la matière est enseignée peut diminuer l'intérêt des femmes dans un domaine. Par exemple, [Boggio et al. \(2020\)](#) ont montré qu'offrir un cadre spécifique au genre, c'est-à-dire un cadre dans lequel les femmes peuvent s'identifier, peut jouer un rôle dans l'augmentation de leur intérêt dans un domaine et dans leur cas pour la littérature financière. Cette approche permet de contribuer à réduire les écarts observés entre les hommes et les femmes dans les activités financières.

2.3. Lien entre numératie et caractéristiques sociodémographiques

Selon les résultats du PEICA de 2012, les évaluations dans le domaine de la numératie révèlent que les hommes obtiennent des scores plus élevés que les femmes. Au Canada, cet écart est de 14,6 points (avec une erreur-type égale à 1,2) et il est de 11,7 points (avec une erreur-type égale à 0,3) en moyenne pour l'ensemble des pays participants (OCDE, 2013, *Tableau A3.4 (N)*, p. 294). Notons que les résultats sont en faveur des femmes en ce qui concerne les évaluations en littératie. Ces différences liées au genre dans les résultats en mathématiques mesurés à l'âge adulte se reflètent également à travers les évaluations du Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) évalué à l'âge de 15 ans. Les adultes âgés de moins de 27 ans font également partie des cohortes évaluées par les enquêtes PISA de 2000 à 2009. Au Canada, les résultats du PISA 2000 révèlent que les garçons devançaient les filles en mathématiques de 10 points¹² en moyenne (Bussière et al, 2001), cette différence équivaut à un cinquième d'année scolaire, sachant qu'une année d'étude représente l'équivalent de 47 points au Canada sur l'échelle PISA¹³ (OCDE, 2007). En 2012, parmi les adultes âgés de 25 à 34 ans du PEICA (ceux qui faisaient partie de la cohorte évaluée par le PISA 2000), on recensait une différence de 13 points en numératie entre les hommes et les femmes (OCDE, 2013 : *Tableau B3.1 (N)*, p. 449). Dans le PEICA, une différence de score de 13 points représente l'équivalent de près de deux années scolaires¹⁴ (OCDE, 2013). Ainsi, les inégalités de compétences entre les hommes et les femmes observées à l'adolescence persistent et se creusent à l'âge adulte.

Outre, les différences de choix occupationnels mentionnés précédemment, il existe d'autres facteurs qui peuvent influencer les femmes à s'orienter ou non vers un champ d'études ou une profession exigeant des compétences élevées en mathématiques, comme les

¹² Les résultats des évaluations aux tests PISA se basent sur une échelle de compétence normalisée dont la moyenne internationale s'établit à 500 points de score et l'écart-type à 100 (OCDE, 2014b).

¹³ « Enfin, dans les 28 pays de l'OCDE dont une proportion non négligeable d'élèves de 15 ans fréquente au moins deux années d'études différentes, l'écart de performance entre ces deux années d'études montre qu'une année d'études représente en moyenne 38 points sur l'échelle PISA de culture scientifique » (OCDE, 2007 : *Encadré 2.5 p. 62*). Cette équivalence varie selon le pays, et est de l'ordre de 47 points pour le Canada (OCDE, 2007 : *Tableau A1.2*).

¹⁴ Une année d'éducation est donc équivalente à 7 points en moyenne sur l'échelle de scores PEICA (OCDE, 2013).

STGM. Selon certaines études, les femmes auraient tendance à sous-estimer leurs compétences mathématiques, contrairement aux hommes qui eux auraient tendance à les surestimer (Bench et al., 2015 ; Rapoport & Thibout, 2018). Fonseca & Lord (2020) ont d'ailleurs estimé que le manque de confiance des femmes canadiennes explique environ 15 % de l'écart entre les sexes en matière de littératie financière. Le manque de confiance de la part des femmes peut par conséquent contribuer à freiner leurs intentions de poursuivre des études dans les domaines STGM. De plus, des études ont également mis en lumière que les garçons ont plus tendance que les filles à prendre en considération leurs revenus futurs dans leur choix éducationnel comparativement aux filles, qui valorisent davantage la proportion de femmes dans le domaine, la flexibilité au travail ou encore la prévisibilité des trajectoires de carrière (Hastings et al., 2013). Par ailleurs, Lordan & Pischke (2016) suggèrent à ce sujet que les préférences spécifiques aux hommes et aux femmes sont importantes dans le choix occupationnel des individus. En se basant sur l'analyse de la satisfaction à l'égard des conditions de travail, les auteurs ont trouvé qu'il existe une relation négative et significative entre la satisfaction des femmes au travail et la proportion d'hommes au sein d'une entreprise. D'autres auteurs ont également soulevé le climat moins accommodant envers les femmes dans les domaines traditionnellement masculins, comme le manque d'accommodement pour concilier la vie de famille et le travail, pour expliquer la faible part des femmes dans ces domaines. Des études suggèrent d'ailleurs que les femmes ont tendance à quitter plus souvent leur emploi lorsqu'elles travaillent dans le secteur des STGM, car elles sont insatisfaites des possibilités de rémunération et de promotion (Glass et al., 2013 ; Hunt, 2016). Selon une récente étude, 43 % des femmes quittent leur emploi à temps plein dans les STGM après la naissance ou l'adoption d'un enfant contre 23 % des pères. Les nouvelles mères sont plus susceptibles que les nouveaux pères de passer à un statut de travail à temps partiel ou de quitter définitivement le marché du travail. Les nouveaux parents sont donc plus susceptibles de quitter leur emploi lorsqu'ils travaillent dans les domaines des STGM que leurs pairs sans enfant ou travaillant dans un autre domaine (Cech & Blair-Loy, 2019). Ces résultats soulèvent la difficulté à concilier le travail et les responsabilités familiales dans ces domaines. Outre les difficultés liées à la conciliation, d'autres facteurs sociaux peuvent influencer les femmes à ne pas se diriger vers des domaines traditionnellement occupés par des hommes. Fonseca et al. (2012) ont par ailleurs montré que la division du travail au sein

des couples dans la prise de décision financière explique la majorité de l'écart entre les hommes et les femmes observé dans la littératie financière.

En résumé, les femmes ont donc des trajectoires professionnelles particulières comparées à celles des hommes. Ces différences sont le résultat d'une multitude de facteurs dont le choix éducationnel et occupationnel au début de leur carrière qui vont influencer leur capacité à acquérir plus de compétences en mathématiques et par conséquent leur situation sur le marché du travail. En se dirigeant moins vers les emplois dans les domaines STGM, elles s'éloignent également des emplois les mieux rémunérés contribuant ainsi à maintenir les écarts de salaire entre les hommes et les femmes ([Black et al., 2008](#)). Enfin, les résultats obtenus par [Levine & Zimmerman \(1995\)](#) suggèrent par ailleurs qu'augmenter le nombre de cours de mathématiques au secondaire affecte positivement le salaire et la probabilité que les femmes intègrent des domaines non traditionnels. Cependant, comme mentionné plus tôt, selon [Finnie & Meng \(2006\)](#), seules les femmes avec des compétences en numératie très élevées voient leur rémunération augmenter.

La relation entre l'âge et les compétences mathématiques constitue une problématique de plus en plus importante pour les pouvoirs publics, surtout dans le contexte du vieillissement de la population. Il existe des différences particulièrement importantes en matière de compétences dans le domaine des mathématiques entre les individus plus jeunes et ceux plus âgés. En moyenne, les individus les plus âgés, soit ceux entre 55 et 65 ans, obtiennent des scores plus faibles dans les évaluations en numératie dans le cadre du PEICA que les plus jeunes, âgés de 25 à 34 ans. Un écart de 27,2 points était mesuré pour l'ensemble des pays participants. Au Canada, cet écart est néanmoins légèrement moindre, de l'ordre de 25,1 points ([OCDE, 2013](#)). Cet écart de compétence représente l'équivalent de près de 4 années d'éducation entre les deux cohortes ([OCDE, 2013](#)). Cette différence liée à l'âge peut être expliquée par plusieurs facteurs. Le premier, les individus âgés de 55 à 65 ans, soit ceux nés dans les années 50, sont moins susceptibles de détenir un diplôme universitaire que les individus plus jeunes, soit ceux nés dans les années 80. Selon le plus récent recensement de Statistique Canada, 20,3 % des adultes âgés de 55 à 65 ans détiennent un grade universitaire contre 35 % des jeunes de 25 à 34 ans¹⁵. Le second facteur est lié à la dépréciation et à la

¹⁵ Statistique Canada. 2017. Scolarité — Faits saillants en tableaux. Recensement de 2016. Produit no 98-402-X2016010 au catalogue de Statistique Canada. Ottawa. Diffusé le 29 novembre 2017.

perte des compétences au cours de la vie. Desjardins & Jonas (2012) ont exploité trois bases de données, dont le PEICA (2012)¹⁶, afin d'analyser l'évolution des profils de compétences en fonction de l'âge, tout au long de la vie et à travers le temps. Les auteurs ont trouvé qu'il existe effectivement une relation négative entre les compétences et l'âge. Toutefois, il y a un certain nombre de facteurs individuels et sociaux qui peuvent influencer l'acquisition ou la perte de ces compétences au cours de la vie et au cours du temps. L'éducation, la formation, l'engagement social, les activités mentales et physiques peuvent contribuer à atténuer l'effet de l'âge sur les compétences cognitives.

Enfin, il existe un facteur important pouvant influencer les compétences en numératie des individus : l'environnement familial. Généralement, le niveau d'éducation des parents est utilisé pour caractériser l'environnement familial. Dans la littérature, il est établi que l'environnement familial affecte positivement le niveau de compétences en mathématiques. Calero et al. (2019) ont estimé que les enfants dont les parents ont obtenu leur diplôme d'étude secondaire ont des scores en numératie de 16 points supérieurs aux enfants dont les parents ne sont pas diplômés. Cet écart est de 36 points pour les enfants dont les parents ont fait des études supérieures. Currie & Thomas (2001) se sont également penchés sur les différences de performance entre les élèves provenant de groupes socioéconomiques différents dans le contexte britannique. Ils ont également cherché à savoir dans quelles mesures le statut socioéconomique¹⁷ (SSE) a une incidence sur les revenus futurs de ces jeunes. Les auteurs ont trouvé que les enfants au SSE faible ont des résultats plus faibles aux évaluations de mathématiques à l'âge de 16 ans comparativement aux enfants au SSE élevé. Par contre, une fois qu'ils prennent en compte la qualité de l'école, cet écart diminue considérablement, suggérant que les différences observées entre ces deux groupes sont expliquées en grande partie par le fait que les élèves au SSE élevé fréquentent de meilleures écoles. Ces résultats sont également corroborés par Mou & Atkinson (2020) avec des données canadiennes. Ces derniers ont trouvé que le SSE familial est effectivement un déterminant

<http://www12.statcan.gc.ca/census-recensement/2016/dp-pd/hltfst/edu-sco/index-fra.cfm> (site consulté le 31 mai 2020).

¹⁶ Les deux autres bases de données sont l'Enquête internationale sur la littératie des adultes de 1994-1998 et l'Enquête sur la littératie et les compétences des adultes de 2003-2007.

¹⁷ Les auteurs ont caractérisé le statut socioéconomique des enfants par la profession du père.

important dans les résultats des élèves en mathématiques, mais que le SSE scolaire¹⁸ influence également fortement la réussite des élèves en mathématiques. Ils estiment qu'une augmentation d'un écart-type du SSE d'une école est associée à une augmentation de 60 points dans les résultats en mathématiques (comparé à 23 points lorsqu'il s'agit du SSE familial).

En somme, la littérature nous indique que le genre, l'âge et le statut socioéconomique familial sont tous trois des facteurs déterminants dans la réussite scolaire et par extension dans la réussite sur le marché du travail. Les pouvoirs publics ont tout intérêt à prendre en considération ces facteurs dans la mise en place des programmes de développement de compétences mathématiques afin de cibler spécifiquement ces groupes de personnes plus à risque.

Dans la sous-section qui suit, nous passons en revue les différentes politiques et réformes qui ont été identifiées dans la littérature comme étant bénéfiques pour l'amélioration des compétences dans le domaine des mathématiques.

2.4. Évaluation des changements dans les politiques d'éducation

Différentes stratégies ont vu le jour au niveau international afin de mettre en place des programmes et réformes visant l'amélioration et l'acquisition des compétences de base en mathématiques en faveur des individus peu qualifiés dans ce domaine. Comme nous venons de le voir précédemment, les compétences en mathématiques sont fortement liées à la réussite scolaire et professionnelle. Ces stratégies ont été instaurées soit par le biais du système éducatif ou sur le marché du travail. En milieu scolaire, les recherches montrent que le fait de suivre des cours additionnels de mathématiques, ou des programmes comprenant une composante scientifique accroît la probabilité de s'orienter vers des études scientifiques et par conséquent d'accéder à un emploi mieux rémunéré (par exemple, [Levine & Zimmerman, 1995](#)). [Rose & Betts \(2004\)](#) ont identifié spécifiquement deux cours de mathématiques, soit l'algèbre et la géométrie, qui s'avèrent liés à des salaires plus élevés une dizaine d'années après l'obtention de leur diplôme. Les auteurs soulignent toutefois qu'il

¹⁸ Le SSE scolaire est défini par la moyenne des SSE de tous les élèves au sein d'une même école ([Mou & Atkinson, 2020](#)).

n'est pas hors de tout doute que le lien entre les cours de mathématiques et le salaire soit le reflet des différences non observées des étudiants.

Certaines études ont également considéré la taille des classes comme facteur pouvant influencer le choix du domaine d'études et le salaire futur des jeunes, et cet effet est surtout observé chez les individus issus de milieux défavorisés. Basé sur des données suédoises, [Fredriksson et al. \(2013\)](#) ont évalué les effets de long terme de la taille des classes, et plus particulièrement sur les salaires gagnés à l'âge adulte. Les auteurs explorent les variations dans la taille des classes attribuables à une règle fixant un nombre maximal d'élèves par classe dans le système éducatif primaire suédois, et trouvent un effet positif de la réduction de la taille des classes dans les trois dernières années du primaire sur les résultats scolaires, mais aussi sur le taux de diplomation et sur les salaires des adultes âgés de 27 à 42 ans, où une augmentation de 4,4 % était estimée. [Dustmann et al. \(2003\)](#) ont évalué l'effet de la taille de classes sur les revenus mesuré entre l'âge de 23 à 42 ans, en se basant sur les données de l'Angleterre et du Pays de Galles provenant du *National Child Development Study (NCDS)*. Les auteurs ont trouvé un effet négatif et significatif de la plus grande taille des classes sur les salaires à l'âge adulte. [Chetty et al. \(2011\)](#) ont également examiné cette question en utilisant les données du projet STAR¹⁹ (*Student-Teacher Achievement Ratio*), instauré dans l'État du Tennessee aux États-Unis, combinées avec des données administratives sur les revenus. Les auteurs ont trouvé un effet positif sur la probabilité de poursuivre des études postsecondaires. Cependant, ils n'ont trouvé aucune différence de salaire significative entre les élèves assignés à de petites et grandes classes. Les auteurs précisent toutefois que les analyses sur les revenus sont estimées de façon imprécise. Aussi, les revenus sont observés lorsque les individus sont âgés de 27 ans, ce qui peut être tôt pour évaluer la situation de long terme sur le marché du travail.

[Calero et al. \(2019\)](#) ont exploité les données de 16 pays participants au PEICA (2012) afin d'étudier l'évolution des compétences des adultes à travers les cohortes. Les auteurs proposent notamment deux hypothèses pour expliquer les écarts de compétences entre générations. La première est qu'il y a une perte de compétence liée au vieillissement, qu'ils décrivent comme étant un processus biologique ; la seconde est liée aux changements dans

¹⁹ Dans le cadre du projet STAR, 11 571 élèves de la maternelle à la troisième année et leurs enseignants ont été assignés aléatoirement à des classes au sein de leur école ([Chetty et al., 2011](#)).

la qualité et la quantité de l'éducation, qu'ils définissent comme étant la capacité du système éducatif à produire des compétences ou l'effet de cohorte. Leurs résultats montrent d'une part que l'effet dû au vieillissement a diminué à travers les cohortes, alors que l'effet de cohorte varie selon le niveau de scolarité. À l'égard du deuxième cycle de l'enseignement secondaire et de l'enseignement post-secondaire hors tertiaire, les auteurs notent une détérioration de la qualité de l'enseignement à travers le temps, puisque concernant les cohortes de jeunes, soit ceux nés entre 1991 et 1995, l'éducation ajoute 33 points à leurs compétences en numératie, alors que l'effet mesuré est de 42 points pour les cohortes d'individus nées entre 1946 et 1950. Alors que dans l'enseignement tertiaire, il y a eu une augmentation monotone de la qualité de l'enseignement pour les groupes nés entre 1945 et 1975 et une baisse mineure pour les groupes nés entre 1980 et 1990. Enfin, une décomposition des écarts de compétences entre les cohortes révèle que l'âge compte pour près de la moitié de la différence totale, alors que la qualité de l'enseignement représente 35 % de la différence (dans le cas de la numératie). En somme, les auteurs suggèrent que la détérioration des compétences liée à l'âge peut être compensée par un allongement de la durée des études et par une amélioration de la qualité de l'éducation.

En conséquence, augmenter le niveau de compétences des individus à un effet positif sur leur situation économique et sociale, et peut également avoir des répercussions bénéfiques pour la société comme la diminution du chômage, l'augmentation de la productivité, la baisse des inégalités.

3. Présentation des données et faits stylisés

Dans cette section, nous décrivons en premier lieu les bases de données utilisées pour mener la présente analyse. La première est le Programme pour l'évaluation internationale des compétences des adultes (PEICA) et la seconde est l'Enquête longitudinale et internationale des adultes (ELIA). Toutes deux font partie d'une initiative internationale réalisée dans le but de fournir des données d'enquête comparable à l'échelle internationale. Elles sont administrées par Statistiques Canada, par conséquent nous disposons uniquement du volet canadien de ces enquêtes. Par la suite, nous présentons quelques statistiques descriptives.

3.1. Programme pour l'évaluation internationale des compétences des adultes

La première base de données sur laquelle s'appuie cette étude est issue de la vague 1 du Programme pour l'évaluation internationale des compétences des adultes (PEICA) menée sous l'égide de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) entre août 2011 et mars 2012²⁰. Le PEICA est une enquête transversale fournissant des informations démographiques et socio-économiques ainsi que des mesures de compétence de la population âgée de 16 à 64 ans dans les 24 pays participants²¹. Les mesures de compétence ont été évaluées individuellement dans les trois domaines suivants : la littératie, la numératie et la résolution de problèmes dans des environnements technologiques (RP-ET)²². Les évaluations sont rapportées sur une échelle de valeurs allant de 0 à 500 points et sont divisées en six niveaux²³ (inférieur au niveau 1 et niveaux 1 à 5).

Le **Tableau 2** présente les différents regroupements qui sont utilisés dans la présente analyse. En ce qui a trait aux évaluations de la littératie et de la numératie, celles-ci étaient proposées sur papier ou sur ordinateur. Cependant, l'évaluation de la résolution de problème dans des environnements technologiques (RP-ET) n'était offerte que sur ordinateur, par conséquent, les individus qui n'avaient pas les compétences nécessaires en informatique ou qui avaient choisi l'évaluation sur papier n'ont pas été évalués dans ce domaine²⁴.

Au Canada, l'échantillon compte environ 27 000 individus répartis sur l'ensemble des 13 provinces et territoires. Les individus avaient la possibilité de répondre au questionnaire dans les deux langues officielles (le français ou l'anglais). À ce sujet, 80 % de l'échantillon total ont répondu en anglais et 20 % en français. Au Québec, il y a près de 5 900 répondants, ce qui représente 22 % de l'échantillon total. La richesse des informations de cette enquête

²⁰ Pour la plupart des pays, au Canada, la collecte des données a eu lieu entre novembre 2011 et juin 2012. La prochaine vague de collecte devrait avoir lieu en 2021 (PEICA, s.d.).

²¹ La liste complète des pays participants inclut : l'Allemagne, l'Australie, l'Autriche, la Belgique, le Canada, Chypre, la Corée, le Danemark, l'Espagne, l'Estonie, les États-Unis, la Russie, la Finlande, la France, l'Irlande, l'Italie, le Japon, la Norvège, les Pays-Bas, la Pologne, la République slovaque, la République tchèque, le Royaume-Uni et la Suède.

²² Voir en annexe pour des exemples de questions dans les trois domaines de compétence évalués.

²³ Le **Tableau A1** en annexe présente une description détaillée des capacités mesurées dans chacun des niveaux.

²⁴ Au total, 5 613 personnes n'ont pas passé le test en RP-ET, ce qui représente 20 % de l'échantillon total.

assure que les résultats obtenus soient comparables à l'échelle internationale et classifiables selon de nombreux facteurs tels que le genre, l'âge, la scolarité, le pays de naissance, la langue, les antécédents familiaux (comme le niveau de scolarité des parents), l'occupation, etc.

Tableau 2 Résumé des différents niveaux de compétence en numératie au Québec

Niveaux agrégés	Niveaux détaillés (numérique)	Pointage	Niveaux détaillés (descriptif)	Nombre d'observations	% d'observations
Faible	1	< 176 points	Très faible	302	5,1
	2	176 à moins de 226 points	Faible	984	16,8
Moyen	3	226 à moins de 276 points	Moyen faible	2 096	35,7
	4	276 à moins de 326 points	Moyen	1 887	32,1
Élevé	5	326 à moins de 376 points	Élevé	502	8,6
	6	> 376	Très élevé	100	1,7

Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

Note : l'échantillon comprend toute la population âgée de 16 à 64 ans et résidant au Québec en 2012.

3.2. Enquête longitudinale et internationale des adultes

La seconde base de données utilisée dans le cadre de cette étude est l'Enquête longitudinale et internationale des adultes (ELIA). L'ELIA est une récente enquête élaborée dans le but de fournir des informations longitudinales sur la population canadienne relatives à des thèmes tels que le marché du travail, l'éducation et la famille. La première vague a été conduite en 2012. Le panel, composé de ménages permanents sélectionnés lors de la première vague, est représentatif de la population canadienne, et ceux-ci sont interrogés tous les deux ans ainsi que tous les nouveaux membres de plus de 15 ans qui ont rejoint le ménage entre deux vagues. Deux avantages essentiels nous ont amenés à recourir à cette enquête en complément du PEICA (2012). Premièrement, parmi les 32 000 répondants qui composent la vague 1 de 2012 de l'ELIA se trouve un sous-échantillon composé de 8 600 individus ayant également fait partie du PEICA (2012). À l'échelle du Québec, parmi les 6000 individus, 1700 ont également participé au PEICA. Deuxièmement, l'enquête a été couplée à des données administratives historiques, soit les fichiers T1 (fournissant toutes les sources de revenus des individus déclarées à des fins fiscales) qui sont disponibles annuellement de 1982 à 2017 et les fichiers T4 (qui contiennent des informations sur les emplois) disponibles quant à eux de 2000 à 2017.

La sous-section qui suit présente des statistiques descriptives nous permettant de dresser un portrait de la situation des Québécois et des Québécoises en ce qui a trait à leur niveau de compétence en numératie et de voir s’il existe un lien entre ces compétences et leur situation sur le marché du travail. Notons que nous aurons plus souvent recours aux données du PEICA (2012) dans la mesure où la taille de l’échantillon de cette enquête est trois fois plus grande que celle de l’ELIA, nous serons ainsi en mesure d’effectuer des découpages plus fins au niveau des caractéristiques des individus. Nous utiliserons l’ELIA lorsque nous aurons recours aux fichiers administratifs et aux renseignements longitudinaux.

3.3. Statistiques descriptives

Nous commençons par présenter les caractéristiques sociodémographiques et professionnelles de la population québécoise active, soit les individus âgés de 16 à 64 ans, selon leur niveau de compétence en numératie. Cette analyse va nous permettre de dresser un portrait statistique des personnes possédant un niveau élevé, moyen et faible dans le domaine de la numératie.

Le **Tableau 3** présente la répartition de la population résidant au Québec selon les différents niveaux de compétence en numératie, ainsi que le genre et l’âge. De manière globale, on constate que la majorité des Québécois (67 %) et des Québécoises (70 %) ont des compétences moyennes²⁵ dans le domaine de la numératie. On constate également que la proportion de personnes possédant de faibles compétences en numératie est supérieure à la proportion de personnes possédant de très hautes compétences. Seuls 7 % des femmes et 14 % des hommes se situent dans les niveaux les plus élevés de compétence en numératie alors que 19 % des hommes et 23 % des femmes ont obtenu un score inférieur ou égal au niveau 1. Ce premier constat souligne la présence d’écarts de compétences significatifs liés au genre. En observant les proportions désagrégées par âge, on constate qu’il y a également des différences de compétences importantes entre les générations. La proportion dans le niveau moyen reste stable, en revanche il y a changement marqué dans les niveaux faibles et élevés. Parmi les moins de 34 ans, il y a plus d’hommes ayant des compétences élevées que d’hommes ayant des compétences faibles. Ce n’est pas le cas pour les femmes, mais la

²⁵ Niveau moyen faible et niveau faible combinés.

proportion de femmes de moins de 34 ans possédant de fortes compétences est plus élevée que la moyenne pour l'ensemble des femmes (10,6 % contre 7,1 %). Parmi les plus de 35 ans, la proportion d'hommes et de femmes possédant de faibles compétences est nettement plus élevée. Il y a respectivement près de 29 % des femmes et 22 % des hommes dans cette catégorie d'âge qui possèdent un niveau de compétences faibles ou très faibles en numératie. Cet écart de compétence intergénérationnel peut être expliqué d'une part par les changements dans la quantité et la qualité de l'enseignement suivie par ces générations et d'autre part par la dépréciation du capital humain.

Tableau 3 Répartition des hommes et des femmes résidant au Québec selon le niveau de compétence en numératie et l'âge

	Hommes			Femmes		
	Tous	34 ans et moins	35 ans et plus	Toutes	34 ans et moins	35 ans et plus
Niveau très faible	4,2 % [0,40]	1,9 % [0,50]	5,5 % [0,60]	5,5 % [0,40]	2,8 % [0,50]	7,1 % [0,60]
Niveau faible	14,9 % [0,75]	12,2 % [1,2]	16,4 % [1,0]	17,8 % [0,70]	11,0 % [1,1]	21,7 % [1,0]
Niveau moyen faible	32,3 % [0,96]	30,2 % [1,7]	33,5 % [1,2]	37,8 % [0,90]	34,7 % [1,7]	39,5 % [1,1]
Niveau moyen	34,4 % [0,98]	37,8 % [1,7]	32,4 % [1,2]	31,8 % [0,90]	41,0 % [1,8]	26,6 % [1,0]
Niveau élevé	11,5 % [0,67]	15,1 % [1,3]	9,4 % [0,70]	6,5 % [0,50]	9,6 % [1,0]	4,8 % [0,50]
Niveau très élevé	2,8 % [0,34]	2,7 % [0,60]	2,8 % [0,40]	0,6 % [0,10]	1,0 % [0,30]	0,4 % [0,10]

Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

Note : l'échantillon comprend toute la population âgée de 16 à 64 ans et résidant au Québec en 2012. Les proportions sont calculées à partir de la première valeur plausible et sont pondérées avec les poids d'échantillonnage fourni par Statistique Canada. Les erreurs-types sont entre crochets.

Le **Tableau 4** présente une vue d'ensemble des caractéristiques sociodémographiques et professionnelles moyennes des individus selon les trois niveaux de compétences en numératie. Nous constatons que les individus qui affichent un niveau de compétence élevé (Panel C) sont plus souvent des hommes (67 %), âgés de 37 ans en moyenne. En ce qui concerne le niveau d'éducation, 54 % d'entre eux détiennent un diplôme universitaire et 56 % proviennent d'une famille dont au moins l'un des parents détient un niveau d'étude supérieure. En comparaison, les individus possédant des compétences faibles en numératie (Panel A) sont plus souvent des femmes (55 %) et sont plus âgés : la moyenne

d'âge est de 46 ans. Près de deux personnes sur cinq détiennent un diplôme d'études secondaires ou moins (soit 61 %) et plus de la moitié (56 %) proviennent d'une famille dont aucun des parents n'a atteint un niveau d'étude secondaire.

En ce qui concerne la situation sur le marché du travail, 88 % des personnes possédant de hautes compétences en numératie (niveaux élevé et très élevé) occupent un emploi et 91 % d'entre eux ont un emploi à temps plein. Le salaire horaire moyen de ces individus est près de 30 dollars de l'heure. En comparaison, parmi les individus possédant de faibles compétences numératie (niveaux faible et très faible), seuls 60 % sont actifs sur le marché du travail et parmi eux 81 % occupent un emploi à temps plein. Leur rémunération horaire est d'environ 18 dollars en moyenne, soit une rémunération près de deux fois moins élevée que celle des individus hautement qualifiés.

Cet écart de rémunération peut cependant être attribuable à d'autres facteurs. Par exemple, on remarque que les individus ayant de fortes compétences en numératie ont aussi un niveau d'éducation plus élevé. De plus, on peut voir à la **Figure 1** que la majorité des individus ayant un niveau de compétence élevée occupent des emplois spécialisés (75 %) comparativement à ceux ayant des compétences faibles (27 %). Le niveau de compétences est fortement lié au type d'emploi occupé et par conséquent à la rémunération. Si on s'intéresse à la relation entre le score moyen et l'occupation, on voit à la **Figure 2** qu'il existe effectivement une association positive entre le type d'occupation (spécialisée ou non) et le niveau moyen de compétences en numératie. Le score moyen en numératie des personnes occupant des professions dites intellectuelles et scientifiques, selon la classification internationale type des professions (CITP) de 2008, est supérieur au score des individus occupant des professions dites élémentaires, toujours selon le CITP.

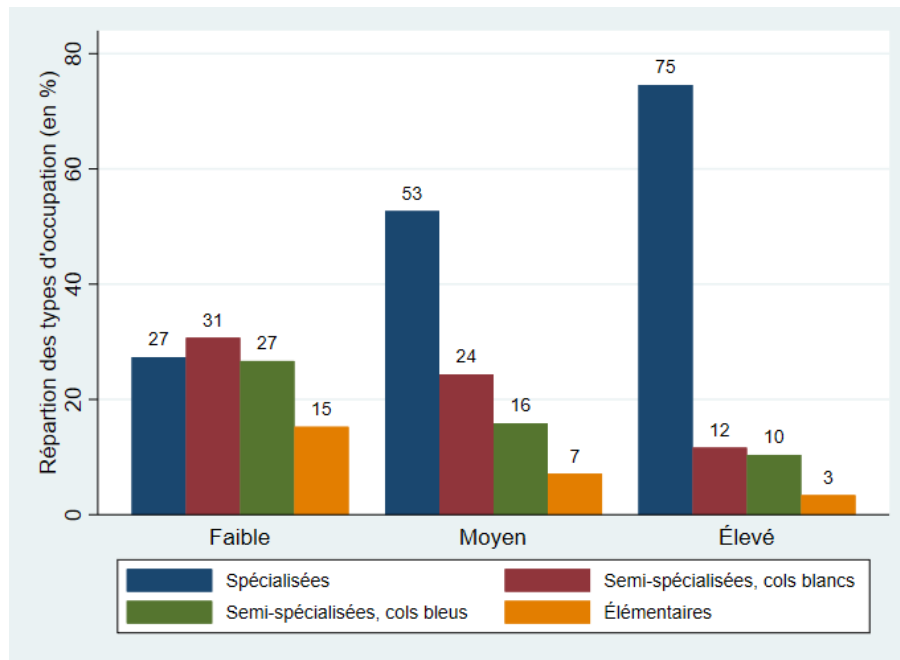
Tableau 4 Caractéristiques sociodémographiques et professionnelles des individus résidant au Québec selon le niveau de compétences en numératie

	Panel A : Niveau faible		Panel B : Niveau moyen		Panel C : Niveau élevé	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Score en numératie	190,5	32,3	274,9	26,8	348,1	17,9
Score en littératie	204,2	37,6	278,4	33,0	334,8	27,4
Score en RP-ET	218,9	35,3	279,3	37,2	327,3	31,4
Proportion de femmes	0,55	0,50	0,51	0,50	0,33	0,47
Proportion d'hommes	0,45	0,50	0,49	0,50	0,67	0,47
Âge (en années)	45,5	13,8	40,5	14,3	36,6	11,6
<u>Éducation :</u>						
Années d'éducation	11,00	3,21	13,38	2,59	15,04	2,32
Plus haut diplôme obtenu						
Aucun diplôme	0,40	0,49	0,11	0,31	0,02	0,13
Études secondaires	0,21	0,41	0,22	0,42	0,12	0,33
Études collégiales	0,32	0,47	0,43	0,49	0,32	0,47
Universitaire	0,07	0,25	0,24	0,43	0,54	0,50
<u>Éducation des parents :</u>						
Éducation faible	0,56	0,50	0,30	0,46	0,09	0,29
Éducation moyenne	0,29	0,46	0,36	0,48	0,35	0,48
Éducation élevée	0,15	0,36	0,34	0,47	0,56	0,50
<u>Pays de naissance :</u>						
Né(e) au Canada	0,75	0,43	0,86	0,35	0,85	0,35
<u>Situation sur le marché du travail :</u>						
En emploi	0,60	0,49	0,76	0,43	0,88	0,33
Sans emploi/inactif	0,40	0,49	0,24	0,43	0,12	0,33
<u>Profil de travailleur :</u>						
Temps plein	0,81	0,39	0,84	0,36	0,91	0,29
Temps partiel	0,19	0,39	0,16	0,36	0,09	0,29
Expérience prof.	19,3	13,7	18,9	12,9	15,53	10,5
Heures travaillées	37,1	12,5	36,4	13,0	37,2	12,3
Salaire horaire (\$)	17,75	9,41	23,54	15,6	30,40	17,3
<u>Type de travailleur :</u>						
Travailleur autonome	0,10	0,30	0,14	0,35	0,10	0,30
Employé(e)	0,90	0,30	0,86	0,35	0,90	0,33
Observation	1 286		3 983		602	

Source : PEICA (2012)

Note : l'échantillon comprend toute la population âgée de 16 à 64 ans et résidant au Québec en 2012. Le niveau d'éducation des parents est regroupé en trois catégories : 1) faible, aucun parent n'a atteint un niveau d'étude secondaire 2) moyen, un parent a atteint un niveau d'étude secondaire ou postsecondaire, et 3) élevé, au moins un parent a atteint un niveau d'étude supérieure. Les moyennes sont calculées à partir de la première valeur plausible et sont pondérées avec les poids d'échantillonnage fourni par Statistique Canada.

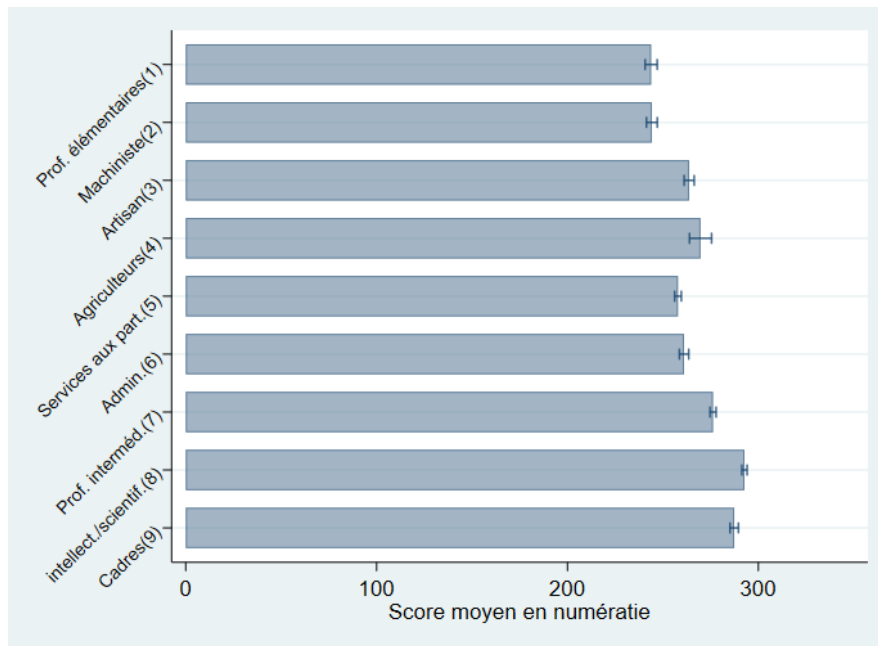
Figure 1 Répartition du type d'occupation selon le niveau de compétences au Québec



Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

Note : l'échantillon comprend toute la population âgée de 16 à 64 ans et résidant au Québec en 2012. L'occupation est définie tel que dans la Classification internationale type des professions (CITP) de 2008. Les moyennes sont calculées à partir de la première valeur plausible et sont pondérées avec les poids d'échantillonnage fourni par Statistique Canada.

Figure 2 Scores moyens selon la profession occupée, au Québec

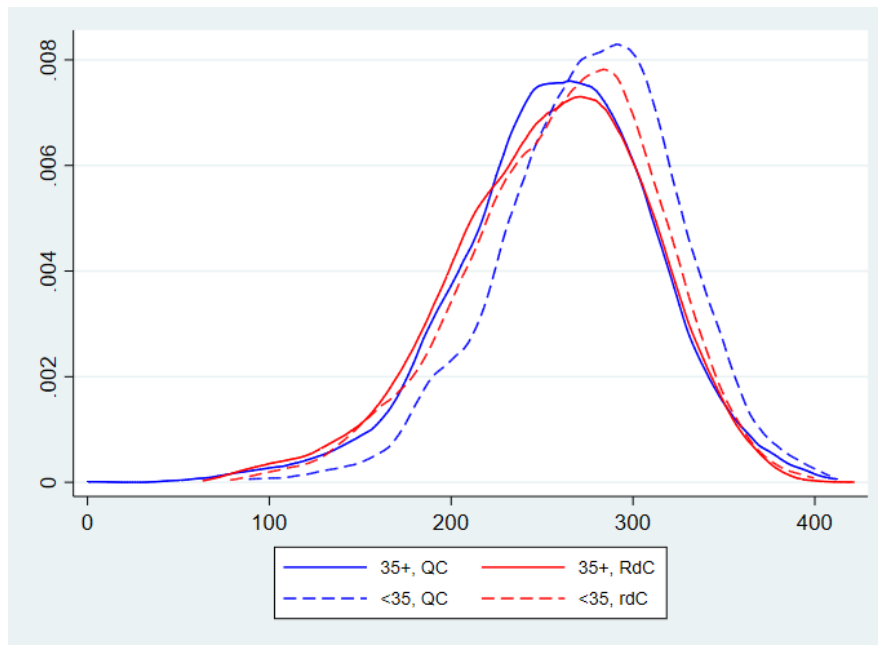


Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

Note : l'échantillon comprend toute la population âgée de 16 à 64 ans et résidant au Québec en 2012. L'emploi est défini tel que dans la Classification internationale type des professions (CITP) de 2008 : (1) Professions élémentaires, (2) Conducteurs d'installations et de machines, et ouvriers de l'assemblage, (3) Métiers qualifiés de l'industrie et de l'artisanat, (4) Agriculteurs et ouvriers qualifiés de l'agriculture, de la sylviculture et de la pêche, (5) Personnel des services directs aux particuliers, commerçants et vendeurs, (6) Employés de type administratif, (7) Professions intermédiaires, (8) Professions intellectuelles et scientifiques, (9) Directeurs, cadres de direction et gérants. Les moyennes sont calculées à partir de la première valeur plausible et sont pondérées avec les poids d'échantillonnage fourni par Statistique Canada.

La distribution des scores présentée à la **Figure 3** montre qu'il existe des écarts importants dans la répartition des scores en numératie selon l'âge et la province de résidence, en particulier au Québec versus dans le reste du Canada. Au Québec, la distribution des scores des individus âgés de 34 ans et moins est légèrement plus à droite que celle des individus âgés de plus de 35 ans de la même province et des individus résidant dans le reste du Canada. Ceci indique que dans la catégorie des plus qualifiés (à droite de la distribution), les jeunes Québécois ont des scores en numératie meilleurs que les individus de plus de 35 ans et que les Canadiens, peu importe le groupe d'âge. Ceci est également observé dans la catégorie des moins qualifiés (à gauche de la distribution), il y a moins de jeunes Québécois parmi les moins performants.

Figure 3 Répartition des scores en numératie selon l'âge et la province de résidence



Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

Note : l'échantillon comprend toute la population âgée de 16 à 64 ans et résidant au Québec ou dans le reste du Canada en 2012. Les scores en numératie sont calculés à partir de la première valeur plausible et sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fourni par Statistique Canada.

Tableau 5 Répartition des hommes et des femmes occupant un emploi dans le domaine des STGM ou non, au Québec et dans le reste du Canada

	Femmes		Hommes	
	Québec	Reste du Canada	Québec	Reste du Canada
% travaillant dans le domaine des STGM	3 %	3 %	10 %	11 %
% ne travaillant pas dans le domaine des STGM	97 %	97 %	90 %	89 %
Salaire horaire (STGM)	24,78 \$	30,90 \$	30,30 \$	35,29 \$
Salaire horaire (non-STGM)	21,40 \$	22,98 \$	24,54 \$	26,98 \$
% occupant un emploi	70 %	72 %	78 %	81 %

Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

Note : l'échantillon comprend toute la population âgée de 16 à 64 ans résidente au Québec en 2012. Les occupations dans le domaine des STGM proviennent de la Classification nationale des professions (CNP) de 2011 et sont caractérisées par les professions appartenant aux sciences naturelles et appliquées et domaines apparentés.

Le **Tableau 5** ci-dessus présente quelques caractéristiques des hommes et des femmes selon qu'ils ou elles occupent un emploi dans le domaine des STGM (sciences, technologie, génie et mathématiques). Les femmes, que ce soit au Québec ou dans le reste du Canada, sont peu présentes dans ces emplois (3 %), comparativement aux hommes (respectivement 10 et 11 % au Québec et dans le reste du Canada). On voit également que le salaire horaire touché par les individus occupant un emploi dans les STGM est plus élevé que celui des autres domaines, tant chez les femmes que chez les hommes, une différence de salaire horaire de 3 à 8 \$ est répertoriée. Enfin, la proportion de femmes occupant un emploi est plus faible que celle des hommes. Les proportions ne sont pas statistiquement différentes entre les femmes au Québec et dans le reste du Canada, ainsi que pour les hommes dans les deux zones géographiques.

À des fins de comparaison, le **Tableau 6** ci-dessous présente une reproduction des statistiques descriptives basées sur le Tableau 1 de [Hanushek et al. \(2015\)](#) et reproduites à partir des données du PEICA et de l'ELIA. L'échantillon sélectionné est identique à celui de [Hanushek et al. \(2015\)](#) et comprend les individus de 35 à 54 ans actifs sur le marché du travail, c'est-à-dire ceux qui ont déclaré un salaire horaire positif. Les travailleurs autonomes sont exclus. De plus, afin de limiter l'influence des valeurs extrêmes, les 1 % inférieur et supérieur de la distribution des salaires horaires ont été supprimé. De manière générale, sur la base des caractéristiques présentées, les échantillons du PEICA et l'ELIA sont très

similaires, et ceux-ci le sont également avec ceux obtenus par [Hanushek et al. \(2015\)](#). D'autre part, la taille de l'échantillon du PEICA est presque trois fois supérieure à celle de l'ELIA. Par conséquent, la suite des analyses devrait se concentrer sur les données du PEICA et nous utiliserons l'ELIA lorsque nous aurons recours aux variables administratives.

Tableau 6 Statistiques descriptives comparatives

	Hanushek et al. (2015) (International)	Hanushek et al. (2015) (Canada)	PEICA (Canada)	PEICA (Québec)	ELIA (Canada)	ELIA (Québec)
Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Salaire horaire	—	27,4 (11,9)	27,5 (12,7)	25,5 (11,2)	26,8 (12,2)	25,1 (11,1)
Inégalité salariale	1,11	1,25	1,57	1,50	1,54	1,48
Numératie	279,1 (49,8)	271,9 (53,5)	272,0 (53,5)	270,5 (50,7)	270,3 (52,4)	267,3 (50,3)
Littératie	—	—	279,1 (49,3)	275,4 (48,6)	278,1 (48,7)	271,5 (47,1)
RP-ET	—	—	282,4 (44,3)	275,8 (44,4)	280,9 (43,5)	272,8 (43,6)
Années d'éducation	13,4 (2,9)	13,9 (2,5)	13,9 (2,5)	13,8 (2,6)	14,8 (3,6)	14,3 (3,7)
Expérience prof. (en années)	22,3 (7,8)	23,5 (8,0)	23,5 (8,0)	23,2 (7,7)	24,0 (8,7)	24,2 (8,8)
Femmes (prop.)	0,43	0,49	0,49	0,48	0,49	0,47
Observations	35 854	7 178	7 178	1 568	2 673	530

Source : colonnes (1) et (2) : reproduction du Tableau 1 Hanushek et al. (2015) avec les données du PEICA (2012), colonnes (3) à (6) : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012) et de l'ELIA (2012).

Note : l'échantillon comprend les travailleurs actifs sur le marché du travail, âgés de 35 à 54 ans. Les scores dans les trois domaines sont calculés à partir de la première valeur plausible. L'inégalité salariale est mesurée par le logarithme de l'écart salarial entre le 90^e et le 10^e centile de la distribution des salaires. Les moyennes sont pondérées avec les poids d'échantillonnage fourni par Statistique Canada.

4. Trajectoires de revenus et niveaux de compétence en numératie

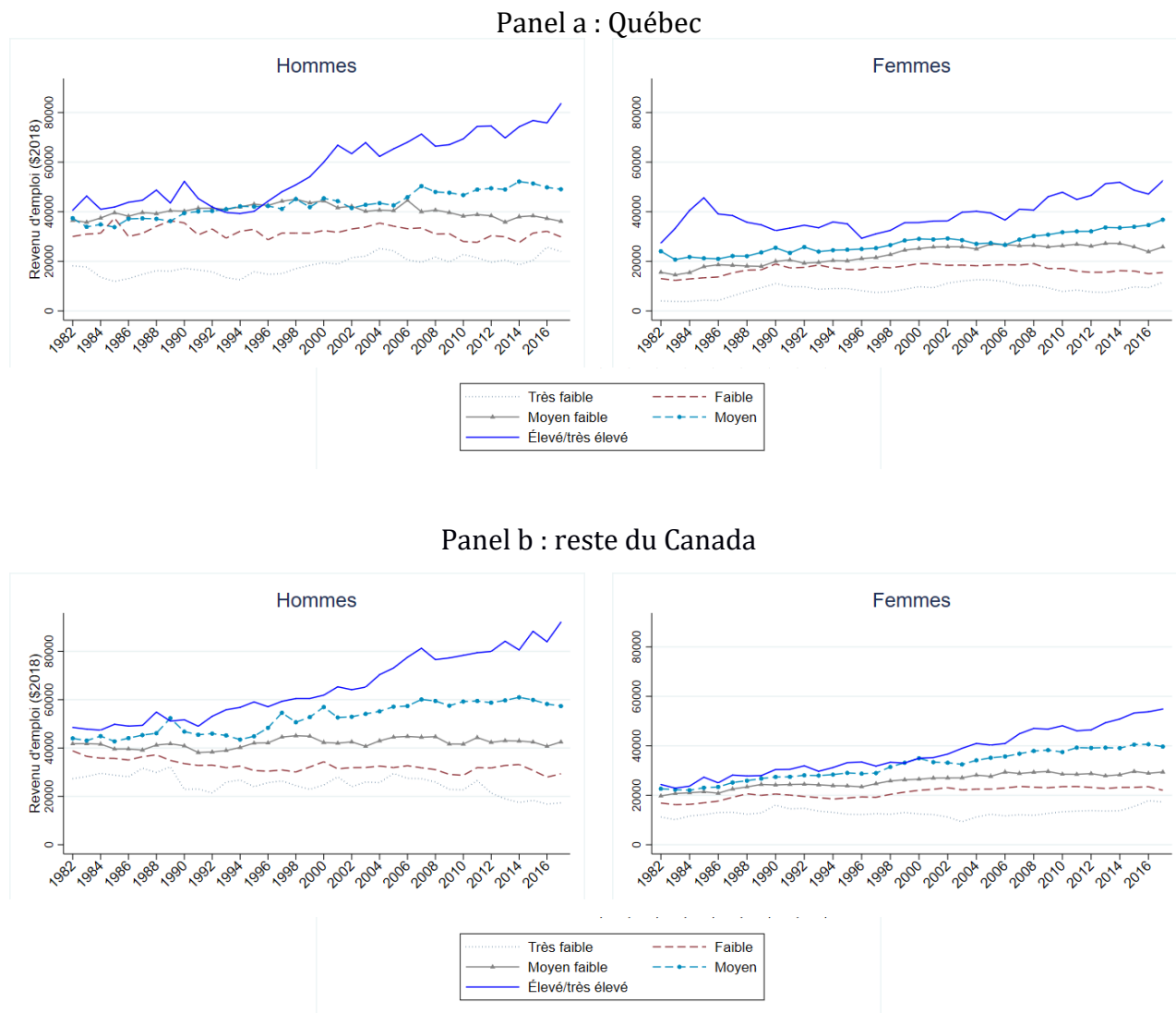
Dans cette section, on présente l'évolution des trajectoires de revenus d'emploi des hommes et des femmes selon les différents niveaux de compétences en numératie²⁶. La **Figure 4** présente ces trajectoires à travers le temps selon la province de résidence, soit le Québec (panel a) ou le reste du Canada (panel b).

Celle-ci montre qu'il existe une forte corrélation entre le niveau de compétence en numératie et le niveau ainsi que la croissance des revenus d'emploi. Les individus les plus qualifiés (ceux possédant un niveau de compétence compris entre 1 à 5) présentent des trajectoires différentes de ceux qui sont les moins qualifiés (inférieur au niveau 1), et ceci est aussi bien observé chez les hommes que chez les femmes. Par contre, au Québec, les différences de trajectoires de revenus sont nettement moins marquées entre les hommes et les femmes, ainsi qu'entre les différents niveaux de compétences. Dans le reste du Canada, les hommes les plus compétents (niveaux 3 à 5), ont des trajectoires de revenus particulièrement pentues comparativement aux femmes du même groupe de compétence et aux autres hommes.

La **Figure 4** révèle également que les écarts de revenus liés aux compétences ont augmenté drastiquement entre 1982 et 2017, et cet écart est particulièrement marqué chez les hommes. On observe de plus un changement marqué dans les trajectoires de revenus à partir des années 1994-95 correspondant fort probablement à l'essor des technologies de l'information. Cet essor des revenus est toutefois davantage observé chez les hommes que chez les femmes. La différence marquée observée entre les hommes et les femmes pourrait être expliquée par le fait que les femmes occupent moins souvent des postes dans les domaines des sciences, de la technologie, du génie et des mathématiques (STGM). Ces observations suggèrent que les progrès technologiques ont favorisé la croissance de revenu des plus qualifiés, creusant davantage les écarts de revenus entre les plus aisés et les moins nantis.

²⁶ Voir Tableau A1 en annexe pour la description des niveaux. Les niveaux 4 et 5 ont été regroupés, car le dernier niveau comprend un faible nombre d'individus.

Figure 4 Évolution des trajectoires de revenus d'emploi au cours du temps selon le niveau de compétences en numératie



Source : calculs des auteurs à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1FF (1982-2017)

Note : l'échantillon comprend toute la population âgée de 16 à 64 ans et résidant au Québec (panel a) ou hors Québec (panel b) en 2012. Les revenus d'emploi sont exprimés en dollars constants de 2018.

5. Stratégie empirique pour identifier le lien entre les compétences et les revenus

Dans cette section, nous présentons tout d'abord les critères de sélection de l'échantillon étudié. Par la suite, nous présentons la méthodologie utilisée pour estimer les rendements des compétences. Enfin, nous présentons la méthodologie reliée à l'analyse de la décomposition des écarts de salaire entre les hommes et les femmes par rapport aux compétences en numératie.

5.1. Échantillonnage

Dans le but de présenter un portrait statistique de la population québécoise en termes de niveau de compétence en numératie et d'évaluer les rendements des compétences en fonction de l'âge des individus, nous conservons dans un premier temps tous les individus résidant au Québec, soit ceux âgés de 16 à 64 ans, et aucune restriction quant à leur statut sur le marché du travail n'est effectuée.

Dans un second temps, dans le but de construire un échantillon centré sur la population active, nous sélectionnons les individus âgés de 35 à 54 ans au moment de l'évaluation en 2011-2012, soit ceux ayant une forte probabilité d'être sur le marché du travail. En éliminant les moins de 30 ans, nous nous assurons de ne pas inclure les individus aux études et exclure les plus de 55 ans nous permet de ne pas prendre en compte les personnes plus susceptibles d'avoir amorcé leur départ à la retraite. En restreignant l'échantillon de 35 à 54, nous nous assurons également de suivre une cohorte d'hommes et de femmes instruits selon un système d'éducation similaire. Nous nous concentrons sur les hommes et les femmes résidant au Québec au cours de l'année de l'évaluation, soit en 2012.

Sont également sélectionnés les individus actifs sur le marché du travail, soit ceux ayant reporté un salaire horaire positif, ce qui exclut les personnes ayant déclaré un salaire horaire nul et les travailleurs autonomes. De plus, afin de limiter l'influence des valeurs extrêmes, nous supprimons également le 1 % inférieur et supérieur de la distribution des salaires horaires. Ces restrictions sont identiques dans les deux bases de données et nous mènent à des échantillons composés de N= 1 568 individus dans le PEICA et N= 535 individus dans l'ELIA.

Nous présentons dans les sections qui suivent les méthodologies utilisées pour examiner dans un premier temps les rendements des compétences en mathématiques sur les salaires. Dans un deuxième temps, nous présentons la méthodologie utilisée pour identifier les principaux facteurs expliquant les différences salariales entre les hommes et les femmes.

5.2. Modèle pour l'estimation des rendements salariaux des compétences

Notre analyse ne prétend pas chercher à identifier l'effet causal des compétences en numératie sur les salaires. Pour identifier cette causalité, il faudrait recourir à une méthode d'estimation appropriée afin de prendre en compte les différentes sources d'endogénéité possibles. Par exemple, les emplois spécialisés peuvent contribuer à renforcer les compétences, alors que les emplois moins spécialisés peuvent conduire à une dépréciation des compétences. On parle ici de problème de causalité inverse. Des variables omises observées comme les antécédents familiaux ou l'état de santé ou non observées pourraient également biaiser les estimations, si elles influencent à la fois les compétences et le salaire. On parle ici de biais de variables omises.²⁷

Dans le cadre de ce rapport, nous cherchons plutôt à démontrer l'existence d'une association significative entre les compétences en numératie et le salaire. La détermination de ce lien causal pourrait faire l'objet d'une prochaine étude. Notons que des études ont démontré que les estimations obtenues à l'aide de la méthode des moindres carrés mènent à des sous-estimations de l'impact réel des compétences sur les salaires (Hampf et al., 2017).

Nous nous basons sur le modèle linéaire suivant pour estimer les rendements des compétences en numératie :

$$\ln Wage_i^{QC} = \alpha + \beta X_i + \gamma Score_i + e_i \quad (1)$$

Où $\ln Wage_i^{QC}$ est le logarithme naturel du salaire de l'individu i résident au Québec, α est la constante du modèle et X_i est un vecteur de variables de contrôle incluant l'expérience professionnelle et son terme quadratique, ainsi que le genre du répondant. $Score_i$ représente le score de compétence en numératie, celui-ci est standardisé sur la population totale

²⁷ Afin d'aborder ces problèmes d'endogénéité, les chercheurs ont souvent recours à la méthode des variables instrumentales (VI) ou explorent une source de variation exogène.

québécoise de façon à voir une moyenne de 0 et un écart-type de 1. Ensuite, dans certaines spécifications, nous ajoutons aussi le type d'occupation et ensuite l'éducation de l'individu comme variables de contrôle supplémentaires. De plus, nous faisons plusieurs analyses par sous-groupes, selon l'éducation des parents, le statut d'immigration, le secteur d'activité et le statut d'emploi temps plein versus temps partiel. Enfin, e_i représente le terme d'erreur du modèle. Ce modèle est également celui utilisé par [Hanushek et al. \(2015\)](#). Le **Tableau A2** en annexe présente une description détaillée des variables utilisées dans nos estimations, mais aussi dans nos statistiques descriptives.

5.3. Décomposition Blinder-Oaxaca

Afin d'identifier les facteurs potentiels expliquant les écarts de revenus entre les hommes et les femmes, nous utilisons l'approche développée par [Blinder \(1973\)](#) et [Oaxaca \(1973\)](#). Cette approche, connue sous le nom de *décomposition Blinder-Oaxaca*, permet de décomposer la différence de moyenne d'une variable donnée entre deux groupes en deux parties : une partie expliquée par les différences dans les caractéristiques observables et une partie résiduelle qui ne peut être expliquée par ces différences. Cette partie inexpliquée est souvent utilisée dans la littérature comme mesure de discrimination.

L'application de la décomposition Blinder-Oaxaca dans le cadre de notre analyse consiste donc à décomposer l'écart salarial entre les hommes et les femmes en une partie qui s'explique par des différences dans les déterminants du salaire, comme l'éducation, l'expérience professionnelle ou le niveau de compétence en numératie, et une partie qui ne peut pas être expliquée par ces différences. Nous estimons le salaire des hommes et des femmes en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaire, soit le modèle suivant :

$$\ln Wage_i^{QC} = \alpha + \beta X_i + e_i \quad (2)$$

Dans l'équation (2), la variable indépendante est le logarithme naturel du salaire, α est la constante du modèle, β est l'ensemble des coefficients des variables déterminant le salaire représenté par X_i et e_i est le terme d'erreur. Le vecteur X_i contient les mêmes variables qui sont utilisées dans les régressions du modèle (1), soit le score en numératie, l'expérience professionnelle et son terme quadratique associé.

Plus spécifiquement, les coefficients du modèle (2) estimés séparément pour les hommes et les femmes sont comparés :

$$\begin{cases} \ln \overline{Wage}_i^h = \hat{\alpha}^h + \hat{\beta}^h \bar{X}_i^h \\ \ln \overline{Wage}_i^f = \hat{\alpha}^f + \hat{\beta}^f \bar{X}_i^f \end{cases} \quad (3)$$

Les indices f et h représentent respectivement les femmes et les hommes. $\ln \overline{Wage}$ représente le logarithme naturel du salaire moyen, $\hat{\alpha}$ est la constante estimée, $\hat{\beta}$ représente les coefficients de régression estimés et $\bar{X}$ représente la moyenne des variables déterminant le salaire. La décomposition Oaxaca-Blinder de l'écart de salaire moyen entre les hommes et les femmes se résume comme suit :

Différence brute (D)

$$\begin{aligned} &= \ln \overline{Wage}_i^h - \ln \overline{Wage}_i^f = \hat{\alpha}^h + \hat{\beta}^h \bar{X}_i^h - (\hat{\alpha}^f + \hat{\beta}^f \bar{X}_i^f) \\ &= (\bar{X}_i^h - \bar{X}_i^f) \hat{\beta}^h + \bar{X}_i^f (\hat{\beta}^h - \hat{\beta}^f) \\ &= \text{part expliquée (Q)} + \text{part inexpliquée (U)} \end{aligned}$$

L'écart de salaire moyen observé entre les hommes et les femmes est ainsi composé d'une partie expliquée $(\bar{X}_i^h - \bar{X}_i^f) \hat{\beta}^h$, attribuable aux différences dans les caractéristiques X (les variables explicatives) et une partie inexpliquée, attribuable aux différences dans les coefficients β .

D représente l'écart salarial brut basé sur le salaire moyen des deux groupes d'intérêt, soit les hommes (groupe h) et les femmes (groupe f). Q (*part expliquée*) représente la part de l'écart liée aux différences entre les deux groupes dans les variables explicatives, ce terme est pondéré par le vecteur des coefficients du groupe des hommes. Il désigne la variation moyenne du salaire des femmes si elles avaient les valeurs des variables explicatives des hommes. U (*part inexpliquée*) représente la partie de l'écart résultant de la différence dans

les coefficients, ce terme est pondéré par le vecteur des variables explicatives moyen des femmes. Il indique la variation moyenne du salaire des femmes si elles avaient la valeur des coefficients du groupe des hommes.

En résumé, il s'agit d'une part de quantifier l'importance de la part de l'écart salarial expliquée par les différences dans les caractéristiques des individus, c'est-à-dire dans quelle mesure l'écart salarial entre les genres est expliqué par le fait que les hommes aient de meilleures compétences en numératie et d'autre part, quelle est la part de l'écart qui est attribuable au fait que les hommes ont accès à de meilleurs emplois par exemple.

6. Résultats

Dans cette section, nous présentons dans un premier temps les résultats estimés de l'équation (1) dans le but de mesurer la relation entre le niveau de compétence en numératie et le salaire au Québec. Rappelons que les résultats pour le reste du Canada et l'ensemble du Canada sont disponibles en annexe. Dans un deuxième temps, nous présentons les résultats de la décomposition de salaire entre les hommes et les femmes.

6.1. L'effet de la numératie sur les revenus d'emploi

Le **Tableau 7** présente les résultats estimés de l'équation (1) s'agissant des résidents de la province du Québec. La première colonne concerne l'ensemble de la population québécoise âgée de 16 à 64 ans, tandis que les colonnes suivantes concernent différents sous-groupes selon l'âge des répondants. Ces résultats, incluant dix catégories d'âge, sont également présentés visuellement à la **Figure 5**.

Rappelons que la variable d'intérêt, le score en numératie, est standardisée de moyenne 0 et d'écart-type 1. Cette transformation permet d'exprimer l'écart de la distribution du score en numératie par rapport à la moyenne et mesuré en écart-type. L'unité de mesure de la variable a disparu et il est possible de comparer deux variables standardisées entre elles. La colonne 1 du **Tableau 7** indique qu'une augmentation d'un écart-type dans les compétences en numératie est associée à une augmentation de 18 % du salaire dans la population québécoise âgée de 16 à 64 ans. Lorsque l'on regarde le rendement des compétences selon les différences d'âge, on s'aperçoit que ceux-ci sont moins élevés parmi les travailleurs âgés de 25 à 34 ans (14 %), tandis que les travailleurs de 35 à 55 ans et ceux de 55 à 64 ans présentent les rendements les plus élevés (21 %).

[Hanushek et al. \(2015\)](#) adoptent une approche similaire et trouvent un rendement de 18 % en moyenne pour les compétences en numératie pour les travailleurs âgés de 35 à 54 ans pour l'ensemble des pays participants au PEICA. Au Canada se rendement s'élève plutôt à 19,3 % (voir **Tableau A10**). En comparaison, nous estimons des rendements de l'ordre de 19,6 % pour l'ensemble du Canada (**Tableau A10**), et 19,1 % pour le reste du Canada (**Tableau A9**). Nos résultats indiquent que les rendements des compétences en numératie sont statistiquement plus élevés au Québec que dans le reste du Canada. Ainsi, au Québec, de

meilleures compétences en numératie entraînent des revenus plus importants sur le marché du travail.

Tableau 7 Estimation des rendements des compétences en numératie selon la catégorie d'âge, au Québec

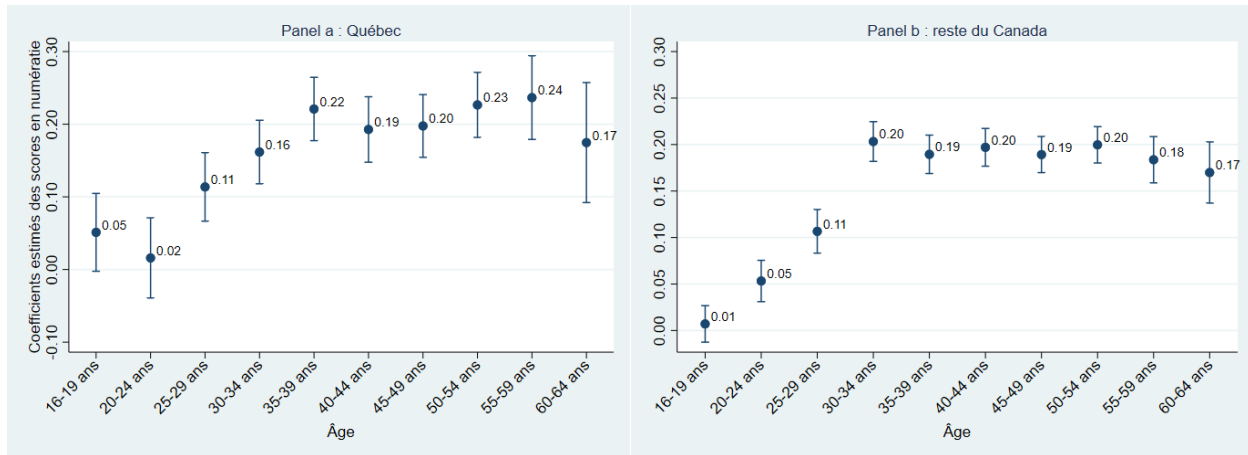
	(1) Tous	(2) 25-34 ans	(3) 35-54 ans	(4) 55-64 ans
Score en numératie	0,178*** (0,008)	0,143*** (0,016)	0,212*** (0,011)	0,214*** (0,024)
Expérience	0,047*** (0,002)	0,038** (0,013)	0,021** (0,006)	0,059*** (0,011)
Expérience ²	-0,076*** (0,005)	-0,098 (0,059)	-0,030* (0,014)	-0,084*** (0,019)
Femme	-0,086*** (0,014)	-0,088** (0,028)	-0,045* (0,020)	-0,163*** (0,043)
Constante	2,507*** (0,021)	2,707*** (0,066)	2,820*** (0,069)	2,248*** (0,171)
Observations	3 174	662	1 568	514

Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

Note : l'échantillon comprend les travailleurs de tout âge ayant occupé un emploi rémunéré au cours des 12 derniers mois de la période de référence et résidant au Québec. La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Le score en numératie est une variable standardisée centrée-réduite de moyenne 0 et d'écart-type 1. L'expérience au carré est divisée par 100. Les erreurs types robustes à l'hétéroscédasticité sont présentées entre parenthèses. Les résultats sont robustes à l'inclusion d'effets fixe d'âge. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Le coefficient associé à la variable de genre révèle qu'il existe des écarts de salaire significatifs entre les hommes et les femmes, qui sont d'autant plus élevés avec l'âge. En effet, l'écart de salaire estimé pour les travailleurs de 55 à 64 ans est d'environ 16 %, ce qui est presque trois fois plus élevés que celui des travailleurs plus jeunes, respectivement 9 % pour les 25 à 34 ans et 5 % pour les 35 à 54 ans. Notons également que ces écarts de salaire entre les sexes sont également plus élevés en moyenne dans le reste du Canada (8,6 % au Québec pour la population totale contre 12,1 % dans le reste du Canada, **Tableau A9**).

Figure 5 Rendements des compétences en numératie par âge



Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

Note : l'échantillon comprend tous les travailleurs ayant occupé un emploi rémunéré au cours des 12 derniers mois de la période de référence et résidant au Québec (panel a), ou dans le reste du Canada (panel b). La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Les barres correspondent aux coefficients estimés des scores en numératie (standardisés de moyenne 0 et d'écart-type 1) obtenus par l'estimation MCO du modèle (1), calculés séparément par catégories d'âge. Les barres représentent les intervalles de confiance à 95 %.

La **Figure 5** reprend les résultats du modèle de base, soit l'équation (1) par âge. Cette figure nous donne une vue plus détaillée des rendements des compétences en numératie estimés séparément selon le groupe d'âge et la province de résidence, soit au Québec (panel a) ou dans le reste du Canada (panel b). Les résultats montrent qu'il existe des différences significatives dans les rendements des compétences entre les travailleurs de moins de 30 ans et les plus 30 ans. Nous trouvons qu'avant l'âge de 30 ans, les rendements de compétences en mathématiques sont faibles : inférieurs à 11 % dans les deux panels. Ce qui signifie qu'une augmentation d'un écart-type dans les compétences en mathématiques est associée à une augmentation de près de 11 % du salaire horaire pour les travailleurs âgés de 25 à 29 ans. Pour les travailleurs de plus de 30 ans, les rendements de compétences se situent entre 17 et 24 % au Québec et 17 et 20 % dans le reste du Canada, mais ne sont pas statistiquement différents les uns des autres. Pour la suite des analyses, nous nous concentrons sur les travailleurs faisant partie de la tranche d'âge de 35 à 54 ans afin d'être en mesure de comparer nos résultats avec ceux obtenus dans la littérature.

Tableau 8 Estimation des rendements des compétences en numératie des travailleurs âgés de 35 à 54 ans, au Québec

	(1)	(2)	(3)
Score en numératie	0,212*** (0,011)	0,143*** (0,011)	0,127*** (0,012)
Expérience	0,021** (0,006)	0,016** (0,006)	0,024*** (0,006)
Expérience ²	-0,030* (0,014)	-0,021 (0,013)	-0,029* (0,013)
Femme	-0,045* (0,020)	-0,102*** (0,019)	-0,066*** (0,018)
Occupations spécialisées	—	0,000	—
Occupations semi-spécialisées – cols blancs	—	-0,370*** (0,023)	—
Occupations semi-spécialisées – cols bleus	—	-0,292*** (0,027)	—
Occupations élémentaires	—	-0,435*** (0,040)	—
Années d'éducation	—	—	0,064*** (0,004)
Constante	2,820*** (0,069)	3,059*** (0,064)	1,873*** (0,089)
Observations	1 568	1 564	1 568

Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

Note : l'échantillon comprend les travailleurs âgés de 35 à 54 ans ayant occupé un emploi rémunéré au cours des 12 derniers mois de la période de référence et résidant au Québec. La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Le score en numératie est une variable standardisée centrée réduite de moyenne 0 et d'écart-type 1. L'expérience au carré est divisée par 100. Les erreurs types robustes à l'hétéroscédasticité sont présentées entre parenthèses. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Le **Tableau 8** présente les résultats estimés de l'équation (1) en contrôlant cette fois pour le type d'occupation des travailleurs (colonne 2) et le niveau d'éducation (mesuré en nombre d'années), colonne (3). Le type d'occupation contient quatre catégories permettant de classer la profession des travailleurs selon le niveau de compétence requis : les occupations spécialisées, les occupations semi-spécialisées ou les cols blancs, les occupations semi-spécialisées ou les cols bleus ainsi que les occupations élémentaires. Nous trouvons que contrôler pour les occupations des travailleurs diminue les rendements des compétences des travailleurs de 33 %, mais ceux-ci restent significatifs. Ceci indique qu'une part de la relation

entre les salaires et les compétences est liée au fait que les travailleurs ayant des compétences plus élevées sont plus susceptibles d'occuper des emplois spécialisés demandant de hautes qualifications et qui sont par conséquent mieux rémunérés. Toute chose étant égale par ailleurs, occuper un emploi élémentaire, ne demandant pas de compétences spécifiques, diminue le salaire en moyenne de 44 % par rapport au fait d'occuper un emploi spécialisé.

Lorsque l'on contrôle pour le niveau d'éducation, les rendements des compétences diminuent de 40 %, passant de 21 % à 13 %. Là encore, cela indique qu'il existe une relation positive entre les compétences en numératie et le niveau d'éducation. Toute chose étant égale par ailleurs, une année d'éducation supplémentaire entraîne une augmentation de 6,4 % du salaire horaire. Ainsi, les compétences en numératie sont associées à un salaire horaire supérieur d'environ 13 % au-delà du bénéfice moyen que confère l'éducation. Ainsi deux personnes avec le même nombre d'années d'éducation, mais des compétences en numératie différentes vont gagner en moyenne des salaires différents. La personne ayant des compétences en numératie supérieures aura un salaire plus élevé.

Le **Tableau 9** suivant présente les résultats estimés de l'équation (1) selon différentes caractéristiques sociodémographiques des travailleurs. Les deux premières colonnes concernent le pays de naissance, nous avons estimé séparément les rendements des compétences des travailleurs nés au Canada à ceux qui sont nés à l'extérieur du pays. Les résultats révèlent que les rendements des compétences des immigrants sont plus faibles que ceux des personnes natives (19 % contre 21 %). Les différences ne sont toutefois pas significatives entre les deux groupes. Fait intéressant à noter, l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes est plus faible parmi les immigrants et n'est plus statistiquement significatif.

Les colonnes (3) à (5) concernent le niveau d'éducation des parents. Nous trouvons que les rendements des compétences augmentent légèrement avec le niveau d'éducation des parents, passant de 19 % pour ceux provenant d'une famille avec un faible niveau d'éducation à 21 % pour ceux provenant d'une famille avec un haut niveau d'éducation. Toutefois, les différences entre les trois niveaux éducationnels des parents ne sont pas statistiquement différentes. Les colonnes (6) et (7) montrent les différences de rendements entre les hommes et les femmes. Les deux estimations sont très proches et ne révèlent pas

de différences significatives en ce qui a trait aux rendements des compétences en numératie entre les hommes et les femmes.

La suite du tableau (colonnes 8 à 11) présente les résultats selon le secteur d'activité des travailleurs et leur statut d'emploi sur le marché du travail. Nous trouvons que les rendements sont supérieurs pour les employés du secteur privé (20,3 %) comparativement aux employés du secteur public (16,3 %) et la différence est statistiquement significative. Enfin, les travailleurs à temps plein ont des rendements statistiquement supérieurs à ceux des travailleurs à temps partiel (respectivement 21,4 % et 16,2 %). Notons toutefois que le groupe de travailleurs à temps partiel représente un petit échantillon ($n = 145$).

Tableau 9 Estimations des rendements des compétences en numératie selon différentes caractéristiques sociodémographiques, **au Québec**

	(1) Natifs	(2) Immigrants	(3) Éduc. parentale faible	(4) Éduc. parentale moyenne	(5) Éduc. parentale élevée	(6) Femmes	(7) Hommes	(8) Secteur privé	(9) Secteur public	(10) Temps plein	(11) Temps partiel
Score en numératie	0,214*** (0,013)	0,186*** (0,023)	0,187*** (0,020)	0,206*** (0,020)	0,207*** (0,024)	0,206*** (0,016)	0,217*** (0,015)	0,203*** (0,013)	0,163*** (0,018)	0,214*** (0,011)	0,162*** (0,042)
Expérience	0,017* (0,008)	0,035** (0,013)	0,020 (0,011)	0,030** (0,011)	-0,001 (0,013)	0,022* (0,008)	0,021* (0,010)	0,032*** (0,008)	0,016 (0,009)	0,013 (0,007)	0,039* (0,020)
Expérience ²	-0,023 (0,017)	-0,083* (0,035)	-0,034 (0,023)	-0,044 (0,024)	0,028 (0,032)	-0,032 (0,019)	-0,029 (0,021)	-0,050** (0,018)	-0,028 (0,021)	-0,015 (0,015)	-0,072 (0,046)
Femme	-0,049* (0,022)	-0,063 (0,049)	-0,149*** (0,035)	-0,004 (0,032)	0,009 (0,040)			-0,107*** (0,025)	-0,062* (0,031)	-0,039 (0,021)	-0,022 (0,079)
Constante	2,879** (0,092)	2,710*** (0,120)	2,879** (0,128)	2,681*** (0,124)	3,018*** (0,130)	2,773*** (0,088)	2,818*** (0,108)	2,628*** (0,089)	3,104*** (0,100)	2,920*** (0,075)	2,519*** (0,200)
Observations	1 296	272	497	571	399	812	756	986	540	1 390	145

Source : calculs des auteurs à partir des données du PEICA (2012).

Note : l'échantillon comprend les travailleurs âgés de 35 à 54 ans ayant occupé un emploi rémunéré au cours des 12 derniers mois de la période de référence et résidant au Québec. La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Le score en numératie est une variable standardisée centrée réduite de moyenne 0 et d'écart-type 1. L'expérience au carré est divisée par 100. Le niveau d'éducation des parents est regroupé en trois catégories 1) faible, aucun parent n'a atteint un niveau d'étude secondaire 2) moyen, un parent a atteint un niveau d'étude secondaire ou postsecondaire, et 3) élevé, au moins un parent a atteint un niveau d'étude supérieur. Les erreurs types robustes à l'hétéroscédasticité sont présentées entre parenthèses. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Le **Tableau 10** présente les résultats en prenant en compte des mesures alternatives de salaire. Pour cet exercice, nous avons utilisé les données de l'ELIA puisque celles-ci, en plus de fournir une mesure de salaire horaire, contiennent les revenus annuels longitudinaux des individus de 1982 à 2017. Dans le but de comparer les résultats obtenus avec le PEICA, nous reproduisons à la colonne 2 les résultats du modèle (1) en utilisant le salaire horaire autodéclaré des individus comme variable dépendante. Nous trouvons que les rendements des compétences estimés avec les données de l'ELIA (20,8 %) (colonne 2) sont très similaires à ceux estimés avec les données du PEICA (21,2 %) colonne (3) du **Tableau 7** (colonne 1).

La colonne (3) présente les résultats en utilisant comme variable dépendante le revenu annuel des travailleurs déclaré en 2012, soit l'année des évaluations du PEICA. Les rendements passent de 21 à 29 % indiquant qu'une augmentation d'un écart-type dans les compétences en numératie entraîne une augmentation de 29 % du revenu annuel. Cette différence peut être attribuable au fait que la mesure de revenu annuel capte l'intensité au travail (les heures travaillées). Dans la colonne (4) nous utilisons comme variable dépendante le revenu permanent des individus, c'est-à-dire le revenu gagné sur une période de 10 ans, soit de 2002 à 2012. On voit que le revenu mesuré en 2012 est robuste à cette mesure de revenu permanent, la différence entre les deux estimations n'étant pas statistiquement différentes. Enfin, les colonnes (5) et (6) présentent les résultats de l'estimation en utilisant comme variable dépendante le revenu permanent pour les femmes et les hommes séparément. Là encore, nous ne trouvons pas de différences statistiquement significatives dans les rendements entre les sexes.

Tableau 10 Estimation des rendements des compétences en numératie selon des mesures alternatives de revenus, **au Québec**

	PEICA		ELIA			
	(1) Salaire horaire	(2) Salaire horaire	(3) Revenu annuel	(4) Revenu permanent	(5) Revenu permanent (femmes)	(6) Revenu permanent (hommes)
Score en numératie	0,212*** (0,011)	0,208*** (0,020)	0,289*** (0,041)	0,333*** (0,076)	0,347*** (0,057)	0,322** (0,123)
Expérience	0,021** (0,006)	0,008 (0,010)	0,044* (0,021)	0,098*** (0,028)	0,094*** (0,027)	0,100 (0,059)
Expérience ²	-0,030* (0,014)	-0,011 (0,024)	-0,066 (0,045)	-0,169** (0,060)	-0,153* (0,062)	-0,174 (0,114)
Femmes	-0,045* (0,020)	-0,090* (0,041)	-0,204** (0,072)	-0,205* (0,094)	—	—
Constante	2,820*** (0,069)	3,043*** (0,108)	10,212*** (0,240)	9,395*** (0,357)	9,211*** (0,273)	9,404*** (0,737)
Observations	1 568	530	526	533	291	242

Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012), colonne (1) ; de l'ELIA (2012) et des fichiers T1FF (1982-2017), colonnes (2) à (6).

Note : l'échantillon comprend les travailleurs âgés de 35 à 54 ans ayant occupé un emploi rémunéré au cours de la dernière semaine, des 12 derniers mois ou des 5 dernières années de la période de référence et résidant au Québec. La variable dépendante des colonnes (1) et (2) est le logarithme du salaire horaire autodéclaré par les répondants, colonne (3) revenu d'emploi annuel en 2012 provenant des feuillets T4 et colonnes (4) à (6) moyenne des revenus d'emploi annuel entre 2002 et 2012 provenant des feuillets T4. Le score en numératie est une variable standardisée centrée réduite de moyenne 0 et d'écart-type 1. L'expérience au carré est divisée par 100. Les erreurs types robustes à l'hétéroscédasticité sont présentées entre parenthèses.

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

6.2. Décomposition de l'écart salarial entre les hommes et les femmes

Les résultats obtenus dans la sous-section précédente ont révélé peu de différence entre les hommes et les femmes en ce qui a trait aux rendements des compétences en numératie. En revanche, la majorité des modèles présentés ont révélé la présence d'écart salarial substantiel entre ces groupes. Par conséquent, nous évaluons dans cette sous-section le rôle des compétences en numératie pour expliquer l'écart de salaire entre les sexes en utilisant les données du PEICA.

Le **Tableau 11** présente les résultats de la décomposition Blinder-Oaxaca. La première partie du tableau présente les moyennes prédites du revenu des hommes (groupe 1) et des femmes (groupe 2). La moyenne du log du salaire des femmes est de 3,09 et celle des hommes est de 3,19. La différence de revenu brute entre les deux groupes est donc de 0,104. De cette différence, 0,059 de l'écart est expliqué par les différences dans les caractéristiques des individus, tandis que 0,045 est inexpliquée. Le pourcentage de l'écart expliqué représente 57 % et celui de l'écart inexpliqué 43 %.

La deuxième partie du tableau présente la contribution de chaque variable à l'écart expliqué et inexpliqué. La partie gauche présente la contribution de chaque variable à l'écart expliqué. Il s'agit de la variation de la moyenne des revenus des femmes, si elles avaient les mêmes caractéristiques que celles des hommes. Nous trouvons que le revenu des femmes augmenterait de 0,050 si elles avaient les mêmes compétences en mathématiques que les hommes. Le score en numératie compte donc pour 0,050 de l'écart, indiquant que 48 % de l'écart salarial brut entre les hommes et les femmes (égal à 0,104) est attribuable aux différences de compétences en numératie entre les sexes. L'expérience professionnelle contribue positivement à l'écart expliqué (0,027) tandis que le terme quadratique de l'expérience professionnelle a une contribution négative (-0,018).

La partie droite du tableau présente la partie inexpliquée de l'écart, soit celle attribuable aux différences dans les coefficients entre les hommes et les femmes. Aucun coefficient n'est significativement différent de zéro, même si, globalement la part inexpliquée est statistiquement significative à 5 %.

Tableau 11 Décomposition Blinder-Oaxaca de l'écart salarial entre hommes et femmes, au Québec

Différence totale (D)			
Groupe 1 : Hommes		3,194*** (0,017)	
Groupe 2 : Femmes		3,091*** (0,016)	
Différence brute		0,104*** (0,024)	
Expliquée		0,059*** (0,011)	
Inexpliquée		0,045* (0,021)	
Observations		1 568	
Part expliquée ($Q = \bar{X}_i^h - \bar{X}_i^f$)		Part inexpliquée ($U = \hat{\beta}^h - \hat{\beta}^f$)	
Score en numératie	0,050*** (0,011)	Score en numératie	0,002 (0,004)
Expérience	0,027 (0,014)	Expérience	-0,022 (0,389)
Expérience ²	-0,018 (0,012)	Expérience ²	0,019 (0,185)

Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

Note : L'échantillon comprend les travailleurs âgés de 35 à 54 ans ayant occupé un emploi rémunéré au cours des 12 derniers mois de la période de référence et résidant au Québec. La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Le score en numératie est une variable standardisée centrée réduite de moyenne 0 et d'écart-type 1. L'expérience au carré est divisée par 100. Les erreurs types robustes à l'hétéroscédasticité sont présentées entre parenthèses. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

7. Conclusion

La littérature économique suggère qu'il existe une relation forte et significative entre le niveau de compétence et les rendements salariaux sur le marché du travail. Or, peu d'études estiment cette relation spécifiquement pour le Québec. L'objectif principal de cette étude était donc de mesurer le lien entre les compétences en numératie et les revenus au sein de la population québécoise, et de documenter l'évolution temporelle de cette relation.

Tout d'abord, notre portrait descriptif révèle qu'au Québec, 5,1 % de la population en âge de travailler, soit les individus âgés de 16 à 64 ans, ont des compétences très faibles en numératie, et que 16,8 % ont des compétences faibles. Parmi ces individus (compétences faibles et très faibles), seuls 60 % sont en emploi comparativement à 88 % pour les individus ayant un niveau de compétences en numératie élevé à très élevé. De plus, le salaire horaire moyen des individus ayant des compétences élevées à très élevées est près de 30 dollars de l'heure relativement à 18 dollars pour les individus ayant des compétences faibles, voire très faibles. Les individus peu qualifiés ont ainsi une rémunération près de deux fois moins élevée que les individus hautement qualifiés. Nous trouvons par ailleurs une forte association entre le niveau de compétences en numératie et plusieurs facteurs tels que le type d'occupation ou la profession, ainsi que le niveau d'éducation des individus et celui de leurs parents. Finalement, notre portrait révèle que les jeunes, soit les individus de moins de 35 ans, ont des compétences en numératie plus élevées que leurs prédécesseurs. On remarque aussi que les jeunes Québécois ont des scores en numératie tout aussi bons que ceux des jeunes du reste du Canada et même légèrement supérieur. La courbe des scores des jeunes Québécois domine en tout point celle des jeunes canadiens vivant en dehors du Québec. Ceci suggère que les jeunes Québécois auront un avantage sur le marché du travail et seront plus à même de décrocher les emplois demandant de fortes compétences en numératie.

Suite à notre portrait descriptif, nous avons effectué une analyse empirique permettant de contrôler pour d'autres facteurs afin de mieux cerner le rôle des compétences en numératie. Nous trouvons qu'en moyenne, une augmentation d'un écart-type en numératie est associée une augmentation de 18 % du salaire dans la population québécoise âgée de 16 à 64 ans. Lorsque l'on regarde le rendement des compétences selon les différences d'âge, on s'aperçoit que ceux-ci sont moins élevés parmi les travailleurs âgés de 25 à 34 ans (14 %),

tandis que les travailleurs de 35 à 55 ans et ceux de 55 à 64 ans présentent les rendements les plus élevés (21 %). Ce résultat révèle que les rendements des compétences en numératie au Québec sont parmi les plus élevés. À titre de comparaison, ceux-ci sont de l'ordre de 12 % en Suède, 13 % en Norvège et 14 % en Finlande ([Hanushek et al., 2015](#)).

Nos résultats suggèrent de plus que les disparités de compétences en numératie entre les hommes et les femmes peuvent expliquer une part importante des écarts de salaire entre les sexes. En effet, nos résultats, basés sur une décomposition Blinder-Oaxaca, suggèrent que près de la moitié de l'écart salarial entre les hommes et les femmes est attribuable aux différences de compétences en numératie. Rappelons ici que comparativement aux hommes, seulement 7.1 % des femmes de 16 à 64 ans au Québec ont un niveau de compétences en numératie élevé ou très élevé comparativement à 14.3 % des hommes.

Dans ce contexte, les pouvoirs publics devraient se concentrer d'une part à diminuer la proportion d'individus avec de très faibles compétences et d'autre part à combler les écarts de performances entre les hommes et les femmes responsables en partie des inégalités salariales. [Rapoport \(2018\)](#) suggère à cet égard que les interventions qui améliorent la perception qu'ont les filles de leurs capacités en mathématiques seraient efficaces pour réduire la ségrégation sexuelle dans les domaines d'éducation. Cependant, ces interventions devraient cibler les élèves bien avant qu'ils ne choisissent leur cours en 10^e année (l'équivalent de la 4^e secondaire au Québec). [Cherry et al. \(2020\)](#) suggèrent qu'une augmentation de la durée de l'éducation n'est pas suffisante, le contenu du programme ainsi que la qualité de l'éducation sont aussi importants.

Bibliographie

- Acemoglu, D., & Autor, D. (2011). Skills, tasks and technologies: Implications for employment and earnings. *Handbook of Labor Economics*, 4(PART B), 1043–1171.
- Acemoglu, D., & Restrepo, P. (2019). Automation and New Tasks: How Technology Displaces and Reinstates Labor. *Journal of Economic Perspectives*, 33(2), 3–30.
- Aguiar, M., Bils, M., Charles, K. K., & Hurst, E. (2017). Leisure Luxuries and the Labor Supply of Young Men. *NBER Working Paper No. 23552*.
<https://www.nber.org/papers/w23552>
- Anderson, E. W. J. (2005). Globalisation and Wage Inequalities, 1870-1970. *SSRN Electronic Journal*, 5(1), 91–118.
- Autor, D., & Dorn, D. (2009). This Job is “Getting Old”: Measuring Changes in Job Opportunities Using Occupational Age Structure. *American Economic Review*, 99(2), 45–51.
- Autor, D. H. (2014). Skills, Education, and the Rise of Earnings Inequality among the “Other 99 Percent.” *Science*, 344(6186), 843–851.
- Autor, D. H., Dorn, D., & Hanson, G. H. (2016). The China Shock: Learning from Labor-Market Adjustment to Large Changes in Trade. *Annual Review of Economics*, 8(1), 205–240.
- Banks, J. and Oldfield, Z. (2007). Understanding Pensions: Cognitive Function, Numerical Ability and Retirement Saving. *Fiscal Studies*, 28(2), 143-170.
- Barnichon, R., & Figura, A. (2015). Declining Desire to Work and Downward Trends in Unemployment and Participation. *NBER Working Paper 21252*.
<http://www.nber.org/papers/w21252>
- Bench, S. W., Lench, H. C., Liew, J., Miner, K., & Flores, S. A. (2015). Gender Gaps in Overestimation of Math Performance. *Sex Roles*, 72(11–12), 536–546.
- Bettinger, E. P., & Long, B. T. (2005). Do Faculty Serve as Role Models? The Impact of Instructor Gender on Female Students. *The American Economic Review*, 95(2), 152–157.
- Bigsten, A., & Munshi, F. (2014). Globalisation and inter-occupational inequality: Empirical evidence from OECD countries. *World Economy*, 37(3), 501–510.
- Black, D. A., Haviland, A. M., Sanders, S. G., Taylor, L. J. (2008). Gender Wage Disparities

- among the Highly Educated. *The Journal of human resources*, 43(3), 630–65.
- Boggio, C., Moscarola, F. C., & Gallice, A. (2020). What is Good for the Goose is Good for the Gander?: How Gender-Specific Conceptual Frames Affect Financial Participation and Decision-Making, *Economics of Education Review*, 75.
- Booth, A. L., Francesconi, M., & Frank, J. (2002). Temporary Jobs: Stepping Stones or Dead Ends? *The Economic Journal*, 112(480), F189–F213.
- Bound, B. J., & Johnson, G. (1992). Changes in the Structure of Wages in the 1980's: An Evaluation of Alternative Explanations. *American Economic Association*, 82(3), 371–392.
- Calero, J., Murillo Huertas, I. P., & Raymond, J. L. (2019). Education, Age and Skills: An Analysis Using the PIAAC Survey. *European Journal of Education*, 54(1), 72– 92.
- Card, D., & Dinardo, J. E. (2002). Skill Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles. *NBER Working Paper No. 8769*.
<https://doi.org/10.3386/w8769>
- Card, D., & Payne, A. A. (2017). High School Choices and the Gender Gap in STEM. In *NBER Working Paper 23769*. <https://doi.org/10.3386/w23769>
- Carrell, S. E., Page, M. E., & West, J. E. (2010). Sex and Science: how Professor Gender Perpetuates the Gender Gap. *Quarterly Journal of Economics*, 125(3), 1101–1144.
- Cech, E. A., & Blair-Loy, M. (2019). The changing career trajectories of new parents in STEM. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 116(10), 4182–4187.
- Charette, M. F., & Meng, R. (2016). The Determinants of Literacy and Numeracy, and the Effect of Literacy and Numeracy on Labour Market Outcomes. *The Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'Économique*, 31(3), 495–517.
- Cherry, G., & Vignoles, A. (2020). What is the Economic Value of Literacy and Numeracy? IZA World of Labor 2020: 229. doi : [10.15185/izawol.229.v2](https://doi.org/10.15185/izawol.229.v2)
- Chetty, R., Friedman, J. N., Hilger, N., Saez, E., Schanzenbach, D. W., & Yagan, D. (2011). How does your Kindergarten Classroom Affect your Earnings? Evidence from Project STAR. *Quarterly Journal of Economics*, 126(4), 1593–1660.
- Christelis, D., Jappelli, T., & Padula, M. (2010). Cognitive Abilities and Portfolio Choice. *European Economic Review*, 54(1), 18–34.

- Cortes, K. E., Goodman, J. S., & Nomi, T. (2015). Intensive Math Instruction and Educational Attainment: Long-Run Impacts of Double-Dose Algebra. *Journal of Human Resources*, 50(1), 108–158.
- Currie, J., & Thomas, D. (2001). Early Test Scores, School Quality and SES: Longrun Effects on Wage and Employment Outcomes. *Worker Wellbeing in a Changing Labor Market*, 20, 103–132.
- Desjardins, R., & Jonas, A. (2012). Ageing and Skills: A Review and Analysis of Skill Gain and Skill Loss Over the Lifespan and Over Time. In *OECD Education Working Papers, No. 72*. <http://dx.doi.org/10.1787/5k9csvw87ckh-en>
- DiPrete, T. A., Goux, D., Maurin, E., & Quesnel-Vallee, A. (2006). Work and Pay in Flexible and Regulated Labor Markets: A Generalized Perspective on Institutional Evolution and Inequality Trends in Europe and the U.S. *Research in Social Stratification and Mobility*, 24(3), 311–332.
- Dustmann, C., Rajah, N., & Van Soest, A. (2003). Class Size, Education, and Wages. *The Economic Journal*, 113(485), F99–F120.
- Finnie, R., & Meng, R. (2006). The Importance of Functional Literacy: Reading and Math Skills and Labour Market Outcomes of High School Drop-outs. *Statistics Canada, Analytical Studies Branch*, 11, 1–21. <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.578.5219&rep=rep1&type=pdf%0Ahttp://www.statcan.ca/bsolc/english/bsolc?catno=11F0019MIE2006275%5Cnhttp://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=ecn&AN=0960529&site=ehost-live>
- Fonseca, R., & Lord, S. (2020). Canadian Gender Gap in Financial Literacy: Confidence Matters. *Special Issue on Gender Perspectives in Public Economics of Hacienda Pública Española/Review of Public Economics*, 235-(6-2020), 153-182.
- Fonseca, R., Mullen, K.J., Zamaroo, G. & Zissimopoulos, J. (2012). What Explains the Gender Gap in Financial Literacy? The Role of Household Decision Making. *Journal of Consumer Affairs*, 46: 90-106.
- Fort, T. C., Pierce, J. R., & Schott, P. K. (2018). New Perspectives on the Decline of US Manufacturing Employment. *Journal of Economic Perspectives*, 32(2), 47–72.
- Fredriksson, P., Öckert, B., & Oosterbeek, H. (2013). Long-Term Effects of Class Size. *The*

- Quarterly Journal of Economics*, 128(1), 249–285.
- Glass, J. L., Sassler, S., Levitte, Y., & Micheltore, K. M. (2013). What's so Special about STEM? A Comparison of Women's Retention in STEM and Professional Occupations. *Social Forces*, 92(2), 723–756.
- Goodman, J. (2017). The Labor of Division: Returns to Compulsory High School Math Coursework. *NBER Working Paper 23063*. <https://doi.org/10.3386/w23063>
- Goux, D., & Maurin, E. (2000). The Decline in Demand for Unskilled Labor: An Empirical Analysis Method and Its Application to France. *The Review of Economics and Statistics*, 82(4), 596–607.
- Green, D. A., & Riddell, W. C. (2001). *Les capacités de lecture et de calcul et la situation sur le marché du travail au Canada* (Issue 89). <https://www150.statcan.gc.ca/n1/fr/pub/89-552-m/89-552-m2001008-fra.pdf?st=ZTJM7kTv>
- Grenier, G., & Tavakoli, A. (2009). Globalisation and wage inequality: A comparison of the manufacturing sector in Canada and the United States from 1970 to 2001. *Journal of Income Distribution*, 18(1), 53–69.
- Griffith, A. L. (2010). Persistence of women and minorities in STEM field majors: Is it the school that matters? *Economics of Education Review*, 29(6), 911–922.
- Hampf, F., Wiederhold, S., & Woessmann, L. (2017). Skills, Earnings, and Employment: Exploring Causality in the Estimation of Returns to Skills. *Large-Scale Assessments in Education*, 5(1).
- Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2008). The Role of Cognitive Skills in Economic Development. *Journal of Economic Literature*, 46(3), 607–668.
- Hastings, J., Neilson, C., & Zimmerman, S. (2013). Are Some Degrees Worth More than Others? Evidence from College Admission Cutoffs in Chile. In *NBER Working Paper 19241*. <https://doi.org/10.3386/w19241>
- Hunt, J. (2016). Why do Women Leave Science and Engineering? *Industrial and Labor Relations Review*, 69(1), 199–226.
- Joensen, J. S., & Nielsen, H. S. (2009). Is there a Causal Effect of High School Math on Labor Market Outcomes? *Journal of Human Resources*, 44(1), 171–198.
- Jovicic, S. (2016). Wage Inequality, Skill Inequality, and Employment: Evidence and Policy Lessons from PIAAC. *IZA Journal of European Labor Studies*, 5(1), 1–26.

<https://doi.org/10.1186/s40174-016-0071-4>

Juhn, C., Murphy, K. M., & Pierce, B. (1993). Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill. *Journal of Political Economy*, 101(3), 410–442.

Kahn, S., & Ginther, D. (2017). Women and STEM. *NBER Working Paper 23525*.

<http://www.nber.org/papers/w23525>

Katz, L. F., & Autor, D. H. (1999). Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality. *Handbook of Labor Economics*, 3 PART(1), 1463–1555.

Katz, L. F., & Murphy, K. M. (1992). Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(1), 35–78.

Kirkeboen, L. J., Leuven, E., & Mogstad, M. (2016). Field of Study, Earnings, and Self-Selection. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(3), 1057–1111.

Lemieux, T. (2006). Postsecondary Education and Increasing Wage Inequality. *American Economic Association*, 96(2), 195–199.

Lemieux, T. (2009). L'évolution des inégalités dans les pays industrialisés : le point sur la situation. *L'Actualité Économique*, 84(3), 241–262. <https://doi.org/10.7202/038708ar>

Leuven, E., Oosterbeek, H., & Van Ophem, H. (2004). Explaining International Differences in Male Skill Wage Differentials by Differences in Demand and Supply of Skill. *The Economic Journal*, 114(495), 466–486.

Levine, P. B., & Zimmerman, D. J. (1995). The Benefit of Additional High-School Math and Science Classes for Young Men and Women. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(2), 137–149.

Lordan, G., & Pischke, J.-S. (2016). Does Rosie Like Riveting? Male and Female Occupational Choices. *NBER Working Paper No. 22495*. <http://www.nber.org/papers/w22495>

Lusardi, A., & Tufano, P. (2015). Debt Literacy, Financial Experiences, and Overindebtedness. *Journal of Pension Economics and Finance*, 14(4), 332–368.

McIntosh, S., & Vignoles, A. (2001). Measuring and Assessing the Impact of Basic Skills on Labour Market Outcomes. *Oxford Economic Papers*, 53(3), 453–481.

Mou, H., & Atkinson, M. M. (2020). Want to Improve Math Scores? An Empirical Assessment of Recent Policy Interventions in Canada. *Canadian Public Policy*, 46(1), 107–124.

Mouganie, P., & Wang, Y. (2020). High-Performing Peers and Female STEM Choices in School. *Journal of Labor Economics*, 38(3), 805-841.

- OCDE. (2007). *PISA 2006 Les compétences un atout pour réussir. Volume 1 – Analyse des résultats*. <https://www.oecd.org/pisa/39777163.pdf>
- OCDE. (2013). *Perspectives de l'OCDE sur les compétences 2013 : Premiers résultats de l'Évaluation des compétences des adultes*. Éditions OCDE. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264204096-fr>
- OCDE. (2014a). *L'Évaluation des compétences des adultes : Manuel à l'usage des lecteurs* Éditions OCDE. <https://doi.org/http://dx.doi.org/10.1787/9789264204126-fr> IS
- OCDE. (2014b). *Résultats du PISA 2012 : L'équité au service de l'excellence (Volume II) : Offrir à chaque élève la possibilité de réussir*. PISA, Éditions OCDE. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264205321-fr>
- OCDE. (2015). *L'égalité des sexes dans l'éducation : Aptitudes, comportement et confiance*. PISA. Éditions OCDE. <https://doi.org/10.1787/9789264230644-fr>
- OCDE Statistique Canada. (2011). *La littératie, un atout pour la vie : Nouveaux résultats de l'Enquête sur la littératie et les compétences des adultes. Deuxième rapport international de l'ELCA*. Éditions OCDE. <https://www150.statcan.gc.ca/n1/fr/pub/89-604-x/89-604-x2011001-fra.pdf?st=1AWHv5hT>
- Rapoport, B., & Thibout, C. (2018). Why do Boys and Girls Make Different Educational Choices? The Influence of Expected Earnings and Test Scores. *Economics of Education Review*, 62, 205–229.
- Rose, H., & Betts, J. R. (2004). The Effect of High School Courses on Earnings. *Review of Economics and Statistics*, 86(2), 497–513.
- Wolcott, E. L. (2018). Employment Inequality: Why Do the Low-Skilled Work Less Now? *Working Paper, No 487*. https://economicdynamics.org/meetpapers/2018/paper_487.pdf

Annexes

A. Tableaux

Tableau A1 Niveaux de compétences et descripteurs des caractéristiques des tâches

Niveau	Score	Descripteurs
Inférieur au niveau 1	Moins de 176 points	À ce niveau, les répondants doivent effectuer des opérations simples, comme compter, classer, exécuter des calculs arithmétiques simples avec des nombres entiers ou de l'argent, ou encore reconnaître des représentations spatiales courantes dans des contextes concrets et familiers ou le contenu mathématique est explicite et contient peu ou pas du tout de texte ou de distracteurs.
1	176 points à moins de 226 points	Les tâches de ce niveau demandent aux répondants d'exécuter des opérations mathématiques de base dans des contextes courants et concrets présentant un contenu mathématique explicite avec peu de textes et des distracteurs limites. Il s'agit généralement de processus en une étape ou simples demandant de compter, de classer, d'effectuer des opérations arithmétiques de base, de comprendre des pourcentages simples, comme 50 %, et de situer et de reconnaître des éléments de représentations graphiques ou spatiales simples ou courantes.
2	226 points à moins de 276 points	À ce niveau, les répondants doivent reconnaître et interpréter des informations et des concepts mathématiques se trouvant dans différents contextes courants dont le contenu mathématique est assez explicite ou visuel, avec relativement peu de distracteurs. Il faut alors procéder en deux étapes ou plus, ou effectuer des calculs avec des nombres entiers et des nombres décimaux, des pourcentages et des fractions ; des mesures et des représentations spatiales simples ; des estimations ; ou encore, interpréter des données et des statistiques relativement simples dans des textes, tableaux et graphiques.
3	276 points à moins de 326 points	Dans les tâches de ce niveau, le répondant doit comprendre des informations mathématiques moins explicites, intégrées dans des contextes parfois inconnus et représentées de façon plus complexe. Les questions comprennent plusieurs étapes et il peut être nécessaire de recourir à des stratégies de résolution de problèmes et à d'autres processus pertinents. Il faut appliquer son sens des nombres et de l'espace, reconnaître et utiliser les rapports, structures et proportions mathématiques exprimées de façon verbale ou numérique, et interpréter et analyser de façon sommaire les données et statistiques dans des textes, tableaux et graphiques.
4	326 points à moins de 376 points	À ce niveau, le répondant doit comprendre un large éventail d'informations mathématiques parfois complexes, abstraites ou intégrées dans des contextes inconnus. Ces tâches nécessitent de procéder en plusieurs étapes et de choisir des stratégies de résolution de problèmes adaptées. Il peut être nécessaire d'effectuer des analyses ou des raisonnements plus complexes au sujet de quantités et de données, de statistiques et de probabilités, de rapports spatiaux, ainsi que sur des changements, des proportions et des formules. À ce niveau, les tâches impliquent parfois de comprendre des arguments ou d'expliquer de façon argumentée ses réponses ou ses choix.
5	376 points ou plus	À ce niveau, les tâches demandent au répondant de comprendre des représentations complexes ainsi que des concepts abstraits, statistiques et de mathématiques classiques, parfois enfouis dans des textes complexes. Dans certains cas, les répondants doivent intégrer plusieurs types d'informations demandant un travail de traduction ou d'interprétation considérable ; réaliser des inférences ; développer ou utiliser des arguments ou des modèles mathématiques ; et justifier, évaluer ou réfléchir de façon critique sur leurs solutions ou leurs choix.

Source : OCDE (2014a), Tableau 4.5, pp. 76-77.

Tableau A2 Description des variables utilisées dans le PEICA et l'ELIA

Variables	PEICA	ELIA	Descriptions des variables
Score en numératie	[pvnum1]	[pvnum1]	Cette variable mesure, sur une échelle allant de 0 à 500, la capacité des individus à localiser, utiliser, interpréter et à communiquer de l'information et des concepts mathématiques afin de s'engager et de gérer les demandes mathématiques de tout un éventail de situations de la vie adulte
Salaire horaire	[earnhr]	[lmephrwa]	Cette variable exprime les gains horaires sans prime des travailleurs
Revenu annuel		[t4e]	Cette variable indique le revenu d'emploi total d'après les feuillets T4 gagné en 2011
Revenu permanent		Variable dérivée de [t4e]	Cette variable mesure la moyenne des revenus d'emploi gagnés sur une période de 10 ans, soit de 2002 à 2012
Expérience professionnelle	[c_q09 c_q09ca1]	[lhw_x_q15]	Cette variable mesure les années de travail rémunérées des travailleurs compte tenu de tous les emplois qu'ils ont occupés (au Canada et à l'étranger)
Éducation	[edlevel3]		Cette variable indique le niveau de scolarité des répondants selon trois catégories : faible moyen et élevé
Secteur d'emploi	[d_q03]		Cette variable indique le secteur économique auquel travaillent les répondants.
Statut d'emploi	[c_q07]		Cette variable indique la situation professionnelle subjective des travailleurs, c'est-à-dire s'ils travaillent à temps plein ou à temps partiel
Domaine d'étude	[b_q01b]		Cette variable indique le domaine d'étude ou matière principale du plus haut niveau de qualification des répondants. S'il y en avait plusieurs, ils devaient considérer le plus important.
Classification des professions	[iscoski4]		Cette variable classifie la profession actuelle ou précédente des répondants selon quatre catégories : occupations spécialisées, occupations semi-spécialisées, cols blancs, occupations semi-spécialisées, cols bleus et occupations élémentaires provenant de la Classification internationale type des professions.

Source : compilation des auteurs

Tableau A3 Résumé des différents niveaux de compétence (**reste du Canada**)

Scores	Niveaux de compétence		Observations
< 176 points	Très faible	0	1 683
176 à moins de 226 points	Faible	1	
226 à moins de 276 points	Moyen faible	2	7 032
276 à moins de 326 points	Moyen	3	
326 à moins de 376 points	Élevé	4	1 865
> 376	Très élevé	5	

Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

Note : l'échantillon comprend toute la population âgée de 16 à 64 ans et résidant hors Québec en 2012.

Tableau A4 Résumé des différents niveaux de compétence (**Canada**)

Scores	Niveaux de compétence		Observations
< 176 points	Très faible	0	1 966
176 à moins de 226 points	Faible	1	
226 à moins de 276 points	Moyen faible	2	9 128
276 à moins de 326 points	Moyen	3	
326 à moins de 376 points	Élevé	4	2 367
> 376	Très élevé	5	

Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

Note : l'échantillon comprend toute la population âgée de 16 à 64 ans et résidant au Canada en 2012.

Tableau A5 Répartition des hommes et des femmes résidant **hors Québec** selon le niveau de compétence en numératie et l'âge

	Hommes			Femmes		
	Tous	34 ans et moins	35 ans et plus	Toutes	34 ans et moins	35 ans et plus
Niveau très faible	5,2 % [0,40]	3,7 % [0,53]	6,2 % [0,55]	7,1 % [0,45]	5,1 % [0,68]	8,3 % [0,59]
Niveau faible	14,4 % [0,62]	13,0 % [1,0]	15,2 % [0,78]	18,3 % [0,65]	15,9 % [1,0]	19,8 % [0,83]
Niveau moyen faible	28,9 % [0,82]	28,9 % [1,4]	29,0 % [0,99]	34,7 % [0,81]	34,0 % [1,4]	35,1 % [0,99]
Niveau moyen	33,5 % [0,86]	35,0 % [1,5]	32,6 % [1,0]	29,8 % [0,78]	33,1 % [1,4]	27,8 % [0,93]
Niveau élevé	14,1 % [0,64]	15,1 % [1,1]	13,4 % [0,75]	9,0 % [0,50]	10,5 % [0,94]	8,1 % [0,57]
Niveau très élevé	3,8 % [0,38]	4,3 % [0,68]	3,6 % [0,44]	1,1 % [0,19]	1,5 % [0,37]	0,9 % [0,21]

Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

Note : l'échantillon comprend toute la population âgée de 16 à 64 ans et résidant hors Québec en 2012. Les proportions sont calculées à partir de la première valeur plausible et sont pondérées avec les poids d'échantillonnage fourni par Statistique Canada. Les erreurs-types sont entre crochets.

Tableau A6 Répartition des hommes et des femmes résidant **au Canada** selon le niveau de compétence en numératie et l'âge

	Hommes			Femmes		
	Tous	34 ans et moins	35 ans et plus	Toutes	34 ans et moins	35 ans et plus
Niveau très faible	5,0 % [0,32]	3,3 % [0,43]	6,1 % [0,44]	6,8 % [0,36]	4,6 % [0,54]	8,0 % [0,48]
Niveau faible	14,5 % [0,51]	12,9 % [0,83]	15,5 % [0,64]	18,2 % [0,53]	14,8 % [0,83]	20,2 % [0,68]
Niveau moyen faible	29,7 % [0,67]	29,2 % [1,2]	30,1 % [0,81]	35,4 % [0,66]	34,1 % [1,1]	36,1 % [0,80]
Niveau moyen	33,7 % [0,70]	35,7 % [1,2]	32,6 % [0,84]	30,2 % [0,64]	34,8 % [1,1]	27,5 % [0,75]
Niveau élevé	13,5 % [0,51]	15,1 % [0,93]	12,5 % [0,60]	8,4 % [0,40]	10,3 % [0,77]	7,3 % [0,45]
Niveau très élevé	3,6 % [0,30]	4,0 % [0,54]	3,4 % [0,35]	1,0 % [0,15]	1,4 % [0,30]	0,8 % [0,17]

Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

Note : l'échantillon comprend toute la population âgée de 16 à 64 ans et résidant au Canada en 2012. Les proportions sont calculées à partir de la première valeur plausible et sont pondérées avec les poids d'échantillonnage fourni par Statistique Canada. Les erreurs-types sont entre crochets.

Tableau A7 Caractéristiques sociodémographiques et professionnelles des individus résidant **hors Québec** selon le niveau de compétences en numératie

	Panel A : Niveau faible		Panel B : Niveau moyen		Panel C : Niveau élevé	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Score en numératie	187,4	35,6	274,9	26,8	348,1	17,9
Score en littératie	212,6	40,5	278,4	33,0	334,8	27,4
Score en RP-ET	229,6	36,6	279,3	37,2	327,3	31,4
Proportion de femmes	0,57	0,5	0,51	0,50	0,33	0,47
Proportion d'hommes	0,43	0,50	0,49	0,50	0,67	0,47
Âge (en années)	43,1	14,6	40,5	14,3	36,6	11,6
<u>Éducation :</u>						
Années d'éducation	11,67	2,94	0,11	0,31	0,02	0,13
Plus haut diplôme obtenu						
Aucun diplôme	0,31	0,46	0,22	0,42	0,12	0,33
Études secondaires	0,31	0,46	0,43	0,49	0,32	0,47
Études collégiales	0,28	0,45	0,24	0,43	0,54	0,50
Universitaire	0,10	0,30	0,11	0,31	0,02	0,13
<u>Éducation des parents :</u>						
Éducation faible	0,38	0,49	0,30	0,46	0,09	0,29
Éducation moyenne	0,36	0,48	0,36	0,48	0,35	0,48
Éducation élevée	0,26	0,44	0,34	0,47	0,56	0,50
<u>Pays de naissance :</u>						
Né(e) au Canada	0,57	0,5	0,86	0,35	0,85	0,35
<u>Situation sur le marché du travail :</u>						
En emploi	0,64	0,48	0,76	0,43	0,88	0,33
Sans emploi/inactif	0,36	0,48	0,24	0,43	0,12	0,33
<u>Profil de travailleur :</u>						
Temps plein	0,75	0,44	0,84	0,36	0,91	0,29
Temps partiel	0,25	0,44	0,16	0,36	0,09	0,29
Expérience prof.	18,51	13,63	18,9	12,9	15,53	10,5
Heures travaillées	37,7	14,8	36,4	13,0	37,2	12,3
Salaire horaire	19,32	12,31	23,54	15,6	30,40	17,3
<u>Type de travailleur :</u>						
Travailleur autonome	0,12	0,33	0,14	0,35	0,10	0,30
Employé(e)	0,88	0,33	0,86	0,35	0,90	0,33
Observations	5 665		13 311		2 207	

Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

Note : l'échantillon comprend toute la population âgée de 16 à 64 ans et résidant hors Québec. Le niveau d'éducation des parents est regroupé en trois catégories : 1) faible, aucun parent n'a atteint un niveau d'étude secondaire 2) moyen, un parent a atteint un niveau d'étude secondaire ou postsecondaire, et 3) élevé, au moins un parent a atteint un niveau d'étude supérieure. Les moyennes sont calculées à partir de la première valeur plausible et sont pondérées avec les poids d'échantillonnage fourni par Statistique Canada.

Tableau A8 Caractéristiques sociodémographiques et professionnelles des individus résidant au Canada selon le niveau de compétences en numératie

	Panel A : Niveau faible		Panel B : Niveau moyen		Panel C : Niveau élevé	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Score en numératie	188,05	34,94	275,79	27,03	348,60	19,57
Score en littératie	210,71	39,98	282,98	32,82	335,10	27,37
Score en RP-ET	227,23	36,62	284,81	35,20	328,19	29,86
Proportion de femmes	0,56	0,5	0,51	0,5	0,36	0,48
Proportion d'hommes	0,44	0,50	0,49	0,50	0,64	0,48
Âge (en années)	43,6	14,4	40,1	14,2	38,1	12,4
<u>Éducation :</u>						
Années d'éducation	11,52	3,02	13,39	2,5	14,91	2,38
Plus haut diplôme obtenu						
Aucun diplôme	0,33	0,47	0,11	0,31	0,03	0,18
Études secondaires	0,29	0,45	0,26	0,44	0,14	0,35
Études collégiales	0,29	0,45	0,38	0,48	0,29	0,45
Universitaire	0,09	0,29	0,25	0,44	0,54	0,50
<u>Éducation des parents :</u>						
Éducation faible	0,42	0,49	0,22	0,41	0,1	0,3
Éducation moyenne	0,34	0,48	0,36	0,48	0,34	0,47
Éducation élevée	0,24	0,43	0,42	0,49	0,56	0,5
<u>Pays de naissance :</u>						
Né(e) au Canada	0,61	0,49	0,78	0,42	0,8	0,4
<u>Situation sur le marché du travail :</u>						
En emploi	0,63	0,48	0,78	0,41	0,87	0,34
Sans emploi/inactif	0,37	0,48	0,22	0,41	0,13	0,33
<u>Profil de travailleur :</u>						
Temps plein	0,76	0,43	0,81	0,39	0,85	0,35
Temps partiel	0,24	0,43	0,19	0,39	0,15	0,35
Expérience prof.	18,68	13,65	18,91	12,97	17,53	11,65
Heures travaillées	37,58	14,34	37,19	14,56	38,63	13,78
Salaire horaire	18,98	11,77	25,3	24,14	32,59	19,09
<u>Type de travailleur :</u>						
Travailleur autonome	0,12	0,32	0,15	0,36	0,16	0,36
Employé(e)	0,88	0,32	0,85	0,36	0,84	0,36
Observations	6 932		17 294		2 809	

Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

Note : l'échantillon comprend toute la population âgée de 16 à 64 ans et résidant au Canada. Le niveau d'éducation des parents est regroupé en trois catégories : 1) faible, aucun parent n'a atteint un niveau d'étude secondaire 2) moyen, un parent a atteint un niveau d'étude secondaire ou postsecondaire, et 3) élevé, au moins un parent a atteint un niveau d'étude supérieur. Les moyennes sont calculées à partir de la première valeur plausible et sont pondérées avec les poids d'échantillonnage fourni par Statistique Canada.

Tableau A9 Estimation des rendements des compétences en numératie selon la catégorie d'âge, **hors Québec**

	(1) Tous	(2) 25-34 ans	(3) 35-54 ans	(4) 55-64 ans
Score en numératie	0,164** (0,004)	0,163** (0,009)	0,191** (0,006)	0,172** (0,011)
Expérience	0,050** (0,001)	0,042** (0,008)	0,019** (0,003)	0,043** (0,007)
Expérience ²	-0,083** (0,003)	-0,155** (0,037)	-0,029** (0,007)	-0,059** (0,011)
Femme	-0,121** (0,008)	-0,082** (0,017)	-0,147** (0,011)	-0,145** (0,023)
Constante	2,580** (0,011)	2,811** (0,041)	3,004** (0,035)	2,491** (0,116)
Observations	11 451	2 217	5 603	1 806

Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

Note : l'échantillon comprend tous les travailleurs ayant occupé un emploi rémunéré au cours des 12 derniers mois de la période de référence et résidant hors Québec. La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Le score en numératie est une variable standardisée centrée-réduite de moyenne 0 et d'écart-type 1. L'expérience au carré est divisée par 100. Les erreurs types robustes à l'hétéroscédasticité sont présentées entre parenthèses. Les résultats sont robustes à l'inclusion d'effets fixe d'âge. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Tableau A10 Estimation des rendements des compétences en numératie selon la catégorie d'âge, **au Canada**

	Hanushek International	Hanushek Canada	(1) Tous	(2) 25-34 ans	(3) 35-54 ans	(4) 55-64 ans
Score en numératie	0,178** (0,003)	0,193** (0,008)	0,167** (0,004)	0,158** (0,008)	0,196** (0,005)	0,180** (0,010)
Expérience	0,022** (0,001)	0,020** (0,004)	0,049** (0,001)	0,040** (0,007)	0,019** (0,003)	0,048** (0,006)
Expérience ²	-0,040** (0,003)	-0,030** (0,009)	-0,082** (0,002)	-0,137** (0,032)	-0,029** (0,006)	-0,067** (0,009)
Femme	-0,149** (0,005)	-0,115** (0,015)	-0,113** (0,007)	-0,084** (0,015)	-0,123** (0,010)	-0,147** (0,020)
Constante	—	—	2,564** (0,010)	2,792** (0,035)	2,963** (0,031)	2,400** (0,096)
Observations	35 854	7 178	14 625	2 879	7 171	2 320

Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

Note : l'échantillon comprend tous les travailleurs ayant occupé un emploi rémunéré au cours des 12 derniers mois de la période de référence et résidant au Canada. La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Le score en numératie est une variable standardisée centrée-réduite de moyenne 0 et d'écart-type 1. L'expérience au carré est divisée par 100. Les erreurs types robustes à l'hétéroscédasticité sont présentées entre parenthèses. Les résultats sont robustes à l'inclusion d'effets fixe d'âge. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Tableau A11 Estimation des rendements des compétences en numératie des travailleurs âgés de 35 à 54 ans, **hors Québec**

	(1)	(2)	(3)
Score en numératie	0,191*** (0,006)	0,121*** (0,006)	0,131*** (0,006)
Expérience	0,019*** (0,003)	0,015*** (0,003)	0,019*** (0,003)
Expérience ²	-0,029*** (0,007)	-0,022*** (0,006)	-0,023*** (0,006)
Femme	-0,147*** (0,011)	-0,157*** (0,011)	-0,161*** (0,010)
Occupations spécialisées	—	0,000	—
Occupations semi-spécialisées – cols blancs	—	-0,372*** (0,013)	—
Occupations semi-spécialisées – cols bleus	—	-0,263*** (0,015)	—
Occupations élémentaires	—	-0,556*** (0,026)	—
Années d'éducation	—	—	0,055*** (0,002)
Constante	2,788*** (0,064)	3,201*** (0,032)	2,203*** (0,047)
Observations	5 603	5 566	5 601

Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

Note : l'échantillon comprend les travailleurs âgés de 35 à 54 ans ayant occupé un emploi rémunéré au cours des 12 derniers mois de la période de référence et résidant hors Québec. La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Le score en numératie est une variable standardisée centrée réduite de moyenne 0 et d'écart-type 1. L'expérience au carré est divisée par 100. Les erreurs types robustes à l'hétéroscédasticité sont présentées entre parenthèses. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Tableau A12 Estimation des rendements des compétences en numératie des travailleurs âgés de 35 à 54 ans, **au Canada**

	(1)	(2)	(3)
Score en numératie	0,196*** (0,005)	0,125*** (0,005)	0,130*** (0,005)
Expérience	0,019*** (0,003)	0,015*** (0,003)	0,020*** (0,003)
Expérience ²	-0,029*** (0,006)	-0,021*** (0,005)	-0,024*** (0,006)
Femme	-0,123*** (0,010)	-0,145*** (0,009)	-0,139*** (0,009)
Occupations spécialisées	—	0,000	—
Occupations semi-spécialisées – cols blancs	—	-0,374*** (0,012)	—
Occupations semi-spécialisées – cols bleus	—	-0,272*** (0,013)	—
Occupations élémentaires	—	-0,529*** (0,022)	—
Années d'éducation	—	—	0,058*** (0,002)
Constante	2,788*** (0,064)	3,173*** (0,029)	2,123*** (0,042)
Observations	7 171	7 130	7 169

Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

Note : l'échantillon comprend les travailleurs âgés de 35 à 54 ans ayant occupé un emploi rémunéré au cours des 12 derniers mois de la période de référence et résidant au Canada. La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Le score en numératie est une variable standardisée centrée réduite de moyenne 0 et d'écart-type 1. L'expérience au carré est divisée par 100. Les erreurs types robustes à l'hétéroscédasticité sont présentées entre parenthèses. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Tableau A13 Estimations des rendements des compétences en numératie selon différentes caractéristiques sociodémographiques, **hors Québec**

	(1) Natifs	(2) Immigrants	(3) Éduc. parentale faible	(4) Éduc. parentale moyenne	(5) Éduc. parental e élevée	(6) Femmes	(7) Hommes	(8) Secteur privé	(9) Secteur public	(10) Temps plein	(11) Temps partiel
Score en numératie	0,189*** (0,007)	0,191*** (0,012)	0,197*** (0,010)	0,173*** (0,009)	0,184*** (0,011)	0,195*** (0,008)	0,188*** (0,008)	0,193*** (0,008)	0,134*** (0,008)	0,190*** (0,006)	0,185*** (0,017)
Expérience	0,010* (0,004)	0,022*** (0,006)	0,011* (0,006)	0,019*** (0,005)	0,027*** (0,006)	0,015*** (0,004)	0,023*** (0,005)	0,018*** (0,004)	0,012** (0,004)	0,023*** (0,004)	0,003 (0,007)
Expérience ²	-0,014 (0,008)	-0,033* (0,015)	-0,009 (0,012)	-0,028** (0,011)	-0,046*** (0,013)	-0,020* (0,008)	-0,040*** (0,011)	-0,030*** (0,009)	-0,020* (0,009)	-0,040*** (0,007)	0,000 (0,017)
Femme	-0,155*** (0,012)	-0,130*** (0,026)	-0,199*** (0,021)	-0,146*** (0,018)	-0,110*** (0,020)	—	—	-0,228*** (0,015)	-0,116*** (0,015)	-0,127*** (0,012)	-0,037 (0,045)
Constante	3,131*** (0,051)	2,933*** (0,062)	3,054*** (0,065)	2,972*** (0,059)	2,942*** (0,064)	2,883*** (0,039)	2,966*** (0,063)	2,981*** (0,046)	3,262*** (0,050)	2,972*** (0,042)	2,954*** (0,078)
Observations	4 475	1128	1560	1916	1753	3001	2602	3055	2265	4743	719

Source : calculs des auteurs à partir des données du PEICA (2012).

Note : l'échantillon comprend les travailleurs âgés de 35 à 54 ans ayant occupé un emploi rémunéré au cours des 12 derniers mois de la période de référence et résidant hors Québec. La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Le score en numératie est une variable standardisée centrée réduite de moyenne 0 et d'écart-type 1. L'expérience au carré est divisée par 100. Le niveau d'éducation des parents est regroupé en trois catégories 1) faible, aucun parent n'a atteint un niveau d'étude secondaire 2) moyen, un parent a atteint un niveau d'étude secondaire ou postsecondaire, et 3) élevé, au moins un parent a atteint un niveau d'étude supérieure. Les erreurs types robustes à l'hétéroscédasticité sont présentées entre parenthèses. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Tableau A14 Estimations des rendements des compétences en numératie selon différentes caractéristiques sociodémographiques, **au Canada**

	(1) Natifs	(2) Immigrants	(3) Éduc. parentale faible	(4) Éduc. parentale moyenne	(5) Éduc. parentale élevée	(6) Femmes	(7) Hommes	(8) Secteur privé	(9) Secteur public	(10) Temps plein	(11) Temps partiel
Score en numératie	0,198** (0,006)	0,189*** (0,010)	0,197** (0,009)	0,176*** (0,009)	0,185*** (0,010)	0,197*** (0,007)	0,195*** (0,007)	0,195*** (0,007)	0,142*** (0,007)	0,195*** (0,005)	0,181*** (0,015)
Expérience	0,012** (0,004)	0,023*** (0,006)	0,012* (0,005)	0,022*** (0,005)	0,025*** (0,005)	0,016*** (0,003)	0,023*** (0,005)	0,021*** (0,004)	0,012** (0,004)	0,021*** (0,003)	0,006 (0,007)
Expérience ²	-0,016* (0,008)	-0,035** (0,014)	-0,012 (0,011)	-0,031** (0,010)	-0,038** (0,012)	-0,021** (0,008)	-0,039*** (0,010)	-0,033*** (0,008)	-0,020* (0,008)	-0,035*** (0,007)	-0,006 (0,016)
Femme	-0,127*** (0,011)	-0,113*** (0,023)	-0,184*** (0,018)	-0,115*** (0,016)	-0,087*** (0,018)			-0,200*** (0,013)	-0,101*** (0,014)	-0,108*** (0,010)	-0,029 (0,039)
Constante	3,062*** (0,045)	2,894*** (0,056)	3,024*** (0,058)	2,911*** (0,053)	2,932*** (0,057)	2,867*** (0,036)	2,922*** (0,055)	2,910*** (0,041)	3,221*** (0,045)	2,959*** (0,036)	2,902*** (0,072)
Observations	5 771	1 400	2 057	2 487	2 152	3 813	3 358	4 041	2 805	6 133	864

Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

Note : l'échantillon comprend les travailleurs âgés de 35 à 54 ans ayant occupé un emploi rémunéré au cours des 12 derniers mois de la période de référence et résidant au Canada. La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Le score en numératie est une variable standardisée centrée réduite de moyenne 0 et d'écart-type 1. L'expérience au carré est divisée par 100. Le niveau d'éducation des parents est regroupé en trois catégories 1) faible, aucun parent n'a atteint un niveau d'étude secondaire 2) moyen, un parent a atteint un niveau d'étude secondaire ou postsecondaire, et 3) élevé, au moins un parent a atteint un niveau d'étude supérieure. Les erreurs types robustes à l'hétéroscédasticité sont présentées entre parenthèses. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Tableau A15 Estimation des rendements des compétences en numératie selon des mesures alternatives de revenus, hors Québec

	PEICA		ELIA			
	(1) Salaire horaire	(2) Salaire horaire	(3) Revenu annuel	(4) Revenu permanent	(5) Revenu permanent (femmes)	(6) Revenu permanent (hommes)
Score en numératie	0,191*** (0,006)	0,188*** (0,011)	0,260*** (0,020)	0,275*** (0,022)	0,236*** (0,027)	0,310*** (0,032)
Expérience	0,019*** (0,003)	0,016** (0,005)	0,060*** (0,010)	0,065*** (0,009)	0,065*** (0,010)	0,050* (0,020)
Expérience ²	-0,029*** (0,007)	-0,032** (0,012)	-0,106*** (0,023)	-0,099*** (0,023)	-0,092*** (0,027)	-0,076 (0,044)
Femmes	-0,147*** (0,011)	-0,122*** (0,024)	-0,282*** (0,044)	-0,315*** (0,052)	0,000 (.)	0,000 (.)
Constante	3,004*** (0,035)	3,058*** (0,058)	10,307*** (0,111)	10,016*** (0,101)	9,658*** (0,097)	10,193*** (0,227)
Observations	5 603	2 139	2 134	2 172	1 151	1 021

Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012), colonne (1) ; de l'ELIA (2012) et des fichiers T1FF (1982-2017), colonnes (2) à (6).

Note : l'échantillon comprend les travailleurs âgés de 35 à 54 ans ayant occupé un emploi rémunéré au cours de la dernière semaine, des 12 derniers mois ou des 5 dernières années de la période de référence et résidant hors Québec. La variable dépendante des colonnes (1) et (2) est le logarithme du salaire horaire autodéclaré par les répondants, colonne (3) revenu d'emploi annuel en 2012 provenant des feuillets T4 et colonnes (4) à (6) moyenne des revenus d'emploi annuel entre 2002 et 2012 provenant des feuillets T4. Le score en numératie est une variable standardisée centrée réduite de moyenne 0 et d'écart-type 1. L'expérience au carré est divisée par 100. Les erreurs types robustes à l'hétéroscédasticité sont présentées entre parenthèses. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Tableau A16 Estimation des rendements des compétences en numératie selon des mesures alternatives de revenus, **au Canada**

	PEICA		ELIA			
	(1) Salaire horaire	(2) Salaire horaire	(3) Revenu annuel	(4) Revenu permanent	(5) Revenu permanent (femmes)	(6) Revenu permanent (hommes)
Score en numératie	0,196*** (0,005)	0,193*** (0,010)	0,269*** (0,019)	0,291*** (0,024)	0,262*** (0,025)	0,315*** (0,038)
Expérience	0,019*** (0,003)	0,015** (0,005)	0,056*** (0,009)	0,073*** (0,010)	0,070*** (0,010)	0,069** (0,024)
Expérience ²	-0,029*** (0,006)	-0,027* (0,011)	-0,096*** (0,021)	-0,117*** (0,023)	-0,102*** (0,025)	-0,114* (0,049)
Femmes	-0,123*** (0,010)	-0,114*** (0,021)	-0,261*** (0,038)	-0,283*** (0,046)	—	—
Constante	2,963*** (0,031)	3,053*** (0,051)	10,283*** (0,102)	9,864*** (0,118)	9,575*** (0,098)	9,924*** (0,287)
Observations	7 171	2669	2660	2705	1442	1263

Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012), colonne (1) ; de l'ELIA (2012) et des fichiers T1FF (1982-2017), colonnes (2) à (6).

Note : l'échantillon comprend les travailleurs âgés de 35 à 54 ans ayant occupé un emploi rémunéré au cours de la dernière semaine, des 12 derniers mois ou des 5 dernières années de la période de référence et résidant au Canada. La variable dépendante des colonnes (1) et (2) est le logarithme du salaire horaire autodéclaré par les répondants, colonne (3) revenu d'emploi annuel en 2012 provenant des feuillets T4 et colonnes (4) à (6) moyenne des revenus d'emploi annuel entre 2002 et 2012 provenant des feuillets T4. Le score en numératie est une variable standardisée centrée réduite de moyenne 0 et d'écart-type 1. L'expérience au carré est divisée par 100. Les erreurs types robustes à l'hétéroscédasticité sont présentées entre parenthèses. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

**Tableau A17 Décomposition Blinder-Oaxaca de l'écart salaire entre hommes et femmes,
hors Québec**

Différence totale (D)			
Groupe 1 : Hommes		3,332***	(0,015)
Groupe 2 : Femmes		3,128***	(0,015)
Différence brute		0,204***	(0,021)
Expliquée		0,057***	(0,010)
Inexpliquée		0,147***	(0,019)
Observations		5 603	
Part expliquée ($Q = \bar{X}_i^h - \bar{X}_i^f$)		Part inexpliquée ($U = \hat{\beta}^h - \hat{\beta}^f$)	
Score en numératie	0,045*** (0,009)	Score en numératie	-0,001 (0,004)
Expérience	0,032** (0,010)	Expérience	0,191 (0,240)
Expérience ²	-0,020* (0,008)	Expérience ²	-0,126 (0,111)

Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

Note : L'échantillon comprend les travailleurs âgés de 35 à 54 ans ayant occupé un emploi rémunéré au cours des 12 derniers mois de la période de référence et résidant hors Québec. La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Le score en numératie est une variable standardisée centrée réduite de moyenne 0 et d'écart-type 1. L'expérience au carré est divisée par 100. Les erreurs types robustes à l'hétéroscédasticité sont présentées entre parenthèses. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Tableau A18 Décomposition Blinder-Oaxaca de l'écart salaire entre hommes et femmes, au Canada

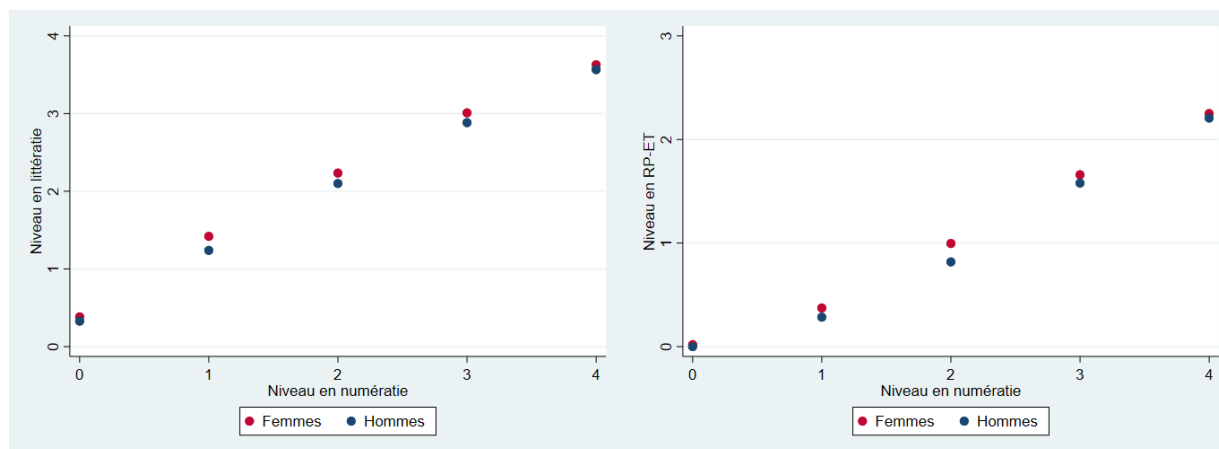
Différence totale (D)			
Groupe 1 : Hommes		3,300***	(0,013)
Groupe 2 : Femmes		3,119***	(0,012)
Différence brute		0,181***	(0,017)
Expliquée		0,058***	(0,008)
Inexpliquée		0,28***	(0,016)
Observations		7 171	
Part expliquée ($Q = \bar{X}_i^h - \bar{X}_i^f$)		Part inexpliquée ($U = \hat{\beta}^h - \hat{\beta}^f$)	
Score en numératie	0,046*** (0,008)	Score en numératie	-0,001 (0,003)
Expérience	0,031*** (0,009)	Expérience	0,181 (0,204)
Expérience ²	-0,019** (0,007)	Expérience ²	-0,112 (0,114)

Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

Note : L'échantillon comprend les travailleurs âgés de 35 à 54 ans ayant occupé un emploi rémunéré au cours des 12 derniers mois de la période de référence et résidant au Canada. La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Le score en numératie est une variable standardisée centrée réduite de moyenne 0 et d'écart-type 1. L'expérience au carré est divisée par 100. Les erreurs types robustes à l'hétéroscédasticité sont présentées entre parenthèses. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

B. Figures

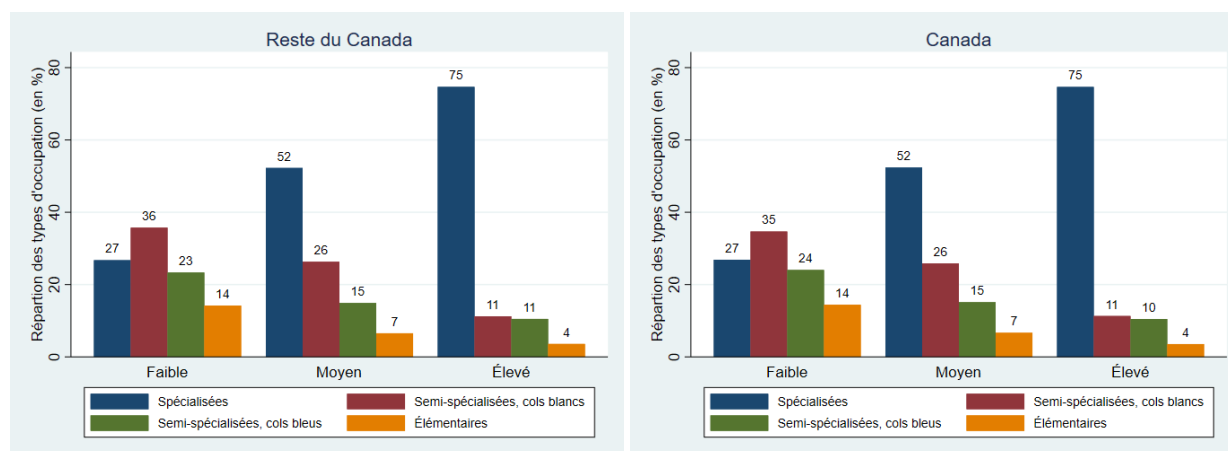
Figure A1 : Corrélation entre les différentes mesures de compétences



Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

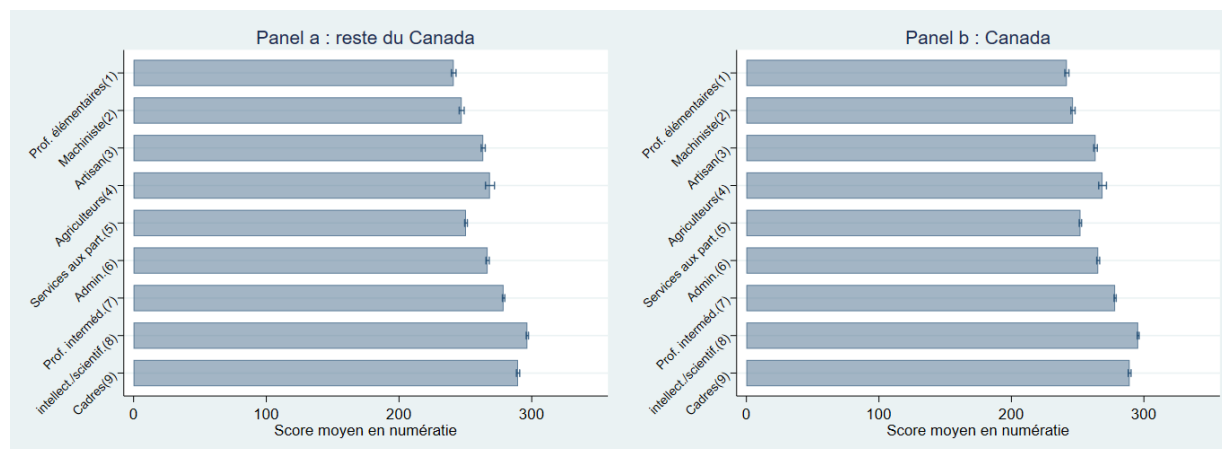
Note : l'échantillon comprend toute la population âgée de 16 à 64 ans et résidant au Québec en 2012. Les corrélations sont calculées à partir de la première valeur plausible et sont pondérées avec les poids d'échantillonnage fourni par Statistique Canada.

Figure A2 : Répartition du type d'occupation selon le niveau de compétences, **hors Québec et Canada**



Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

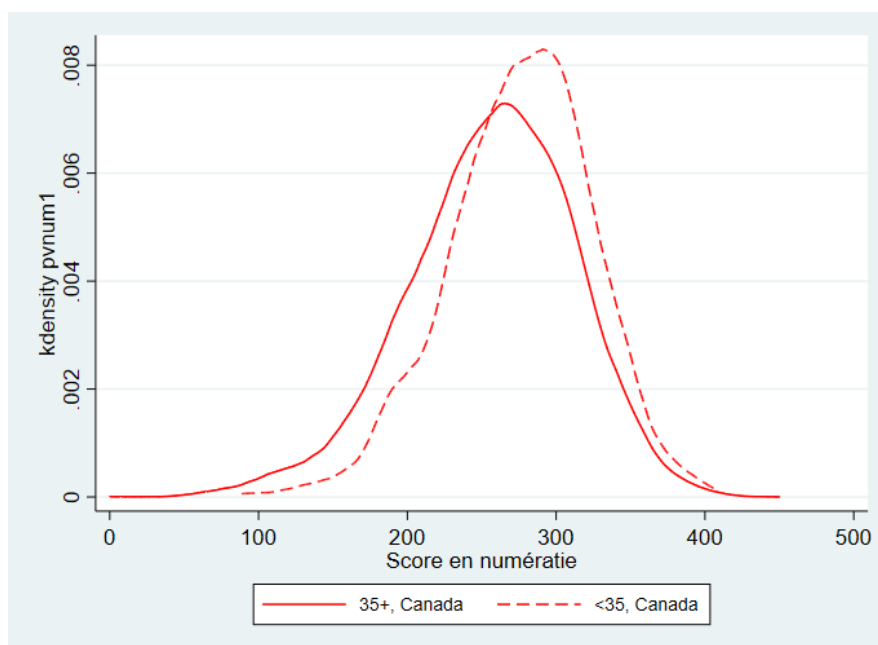
Note : l'échantillon comprend toute la population âgée de 16 à 64 ans et résidant dans le reste du Canada ou au Canada en 2012. L'emploi est défini tel que dans la Classification internationale type des professions (CITP) de 2008. Les moyennes sont calculées à partir de la première valeur plausible et sont pondérées avec les poids d'échantillonnage fourni par Statistique Canada.

Figure A3 : Scores moyens selon la profession occupée, **hors Québec et Canada**

Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

Note : l'échantillon comprend toute la population âgée de 16 à 64 ans et résidant dans le reste du Canada ou au Canada en 2012. L'emploi est défini tel dans que la Classification internationale type des professions (CITP) de 2008 : (1) Professions élémentaires, (2) Conducteurs d'installations et de machines, et ouvriers de l'assemblage, (3) Métiers qualifiés de l'industrie et de l'artisanat, (4) Agriculteurs et ouvriers qualifiés de l'agriculture, de la sylviculture et de la pêche, (5) Personnel des services directs aux particuliers, commerçants et vendeurs, (6) Employés de type administratif, (7) Professions intermédiaires, (8) Professions intellectuelles et scientifiques, (9) Directeurs, cadres de direction et gérants. Les moyennes sont calculées à partir de la première valeur plausible et sont pondérées avec les poids d'échantillonnage fourni par Statistique Canada.

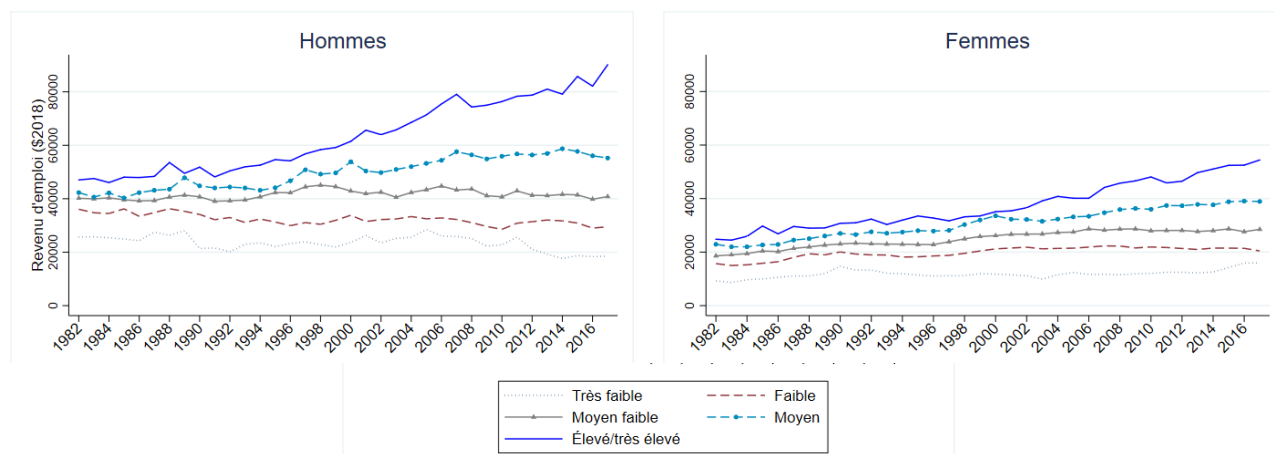
Figure A4 : Répartition des scores en numératie selon l'âge, **Canada**



Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

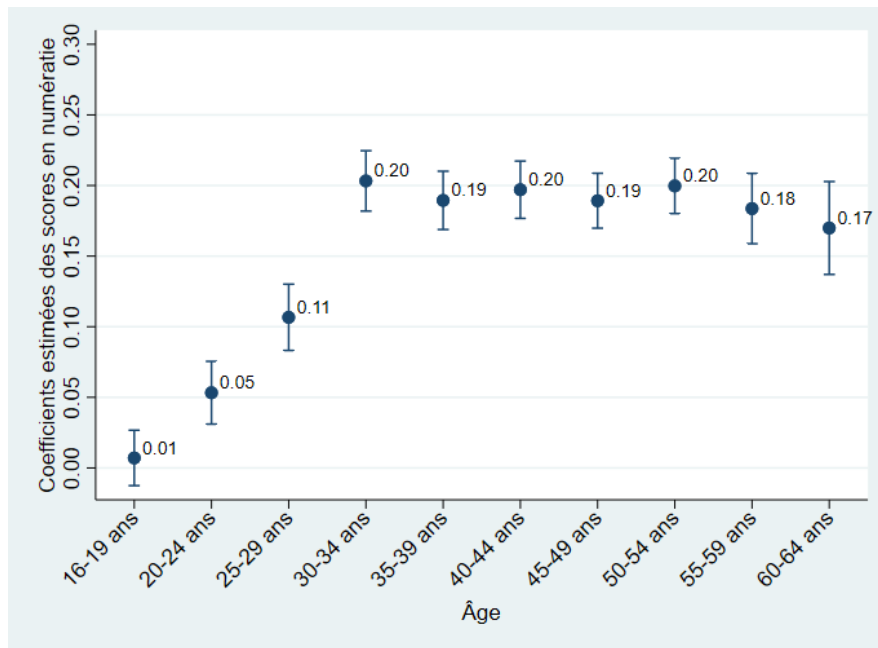
Note : l'échantillon comprend toute la population âgée de 16 à 64 ans et résidant au Canada en 2012. Les scores en numératie sont calculés à partir de la première valeur plausible et sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fourni par Statistique Canada.

Figure A5 : Évolution des trajectoires de revenus d'emploi au cours du temps selon le niveau de compétences en numératie, **Canada**



Source : calculs des auteurs à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1FF (1982-2017)

Note : l'échantillon comprend toute la population âgée de 16 à 64 ans et résidant au Canada en 2012. Les revenus d'emploi sont exprimés en dollars constants de 2018.

Figure A6 : Rendements des compétences en numératie par âge, **au Canada**

Source : calculs des auteures à partir des données du PEICA (2012).

Note : l'échantillon comprend tous les travailleurs ayant occupé un emploi rémunéré au cours des 12 derniers mois de la période de référence et résidant au Canada. Les barres correspondent aux coefficients estimés des scores en numératie (standardisés de moyenne 0 et d'écart-type 1) obtenus par l'estimation MCO du modèle (1), calculés séparément par catégories d'âge. La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire. Les barres représentent les intervalles de confiance à 95 %.

C. Exemples d'exercices en littératie, numératie et RP-ET

i. Exemples d'exercices en littératie

Les exercices sont présentés tels qu'ils apparaissent dans la version informatisée de l'évaluation. Pour répondre aux questions, les personnes interrogées surlignent des mots ou des phrases ou cliquent sur l'emplacement prévu à cet effet sur l'écran à l'aide de la souris.

Exemple 1 : Règlement intérieur de la crèche

Cet exercice de difficulté moyenne se concentre sur les aspects de la littératie suivants :

<i>Processus cognitif</i>	Accéder et identifier
<i>Contexte</i>	Vie personnelle
<i>Support</i>	Papier



Lisez le règlement intérieur de la crèche. Surlignez dans le document le ou les éléments permettant de répondre à la question ci-dessous.

À quelle heure au plus tard les enfants doivent-ils arriver à la crèche ?

Règlement intérieur de la crèche

Bienvenue dans notre crèche ! Nous nous réjouissons à l'idée de passer une joyeuse année tous ensemble, tout en apprenant à nous connaître les uns les autres. Merci de prendre le temps de lire le règlement intérieur de notre crèche.

- Vous devez amener votre enfant avant 9h00.
- Apportez une petite couverture ou un coussin et/ou un doudou pour la sieste.
- Habillez votre enfant avec des vêtements confortables et apportez une tenue de rechange.
- Les bijoux et les sucreries sont interdits. Si votre enfant fête son anniversaire, prévenez la responsable en charge de votre enfant pour organiser un goûter spécial pour les enfants.
- Les enfants doivent venir habillés, et non en pyjama.
- Veuillez signer en toutes lettres le registre d'accueil. Il s'agit d'une disposition liée à notre agrément. Merci.
- Un petit déjeuner est servi jusqu'à 7h30.
- Les médicaments doivent être apportés dans leur boîte d'origine, étiquetée, et doivent être inscrits sur la liste des médicaments située dans chaque salle.
- Pour toute question, adressez-vous à la responsable en charge de votre enfant, ou encore à Mme Marlot ou Mme Thomas.



Exemples 2 et 3 : Matériel d'exercice physique

Dans de nombreux cas, plusieurs questions sont associées au même document servant de stimulus. Dans le cas du stimulus relatif à cet exercice sur le matériel d'exercice physique, il y a deux questions ou tests connexes.

Le premier élément est relativement facile et se concentre sur les aspects suivants de la littératie :

Processus cognitif	Accéder et identifier
Contexte	Vie personnelle
Support	Papier

Les personnes interrogées répondent à la question en cliquant sur la cellule dans le tableau contenant des informations sur le matériel d'exercice physique. Il est possible de cliquer sur chaque cellule et chaque image, et de sélectionner plusieurs cellules.



Matériel d'exercice physique


Examinez le tableau sur le matériel d'exercice. Cliquez sur le tableau pour répondre à la question ci-dessous.

Pour quels muscles l'utilisation du banc de gymnastique est-elle la plus efficace ?

Comment choisir ?

- Déterminez les effets souhaités de l'exercice sur votre corps.
- Évaluez l'espace dont vous disposez chez vous.
- Choisissez le matériel correspondant à vos objectifs. Si nécessaire, demandez conseil à un spécialiste.

Par exemple :

OBJECTIF	STRATÉGIE	MATÉRIEL
Brûler des calories	Exercices cardiovasculaires	Rameur, vélo, appareil de ski de fond, tapis de course, escaliers...
Vous muscler	Exercices d'endurance	Banc de musculation, poids et haltères, élastiques...

Cardio-Training

Effets sur...	Vélo	Rameur	Stepper	Tapis de course	Air trainer
Force des bras	Sans effet	Bons	Moyens	Sans effet	Bons
Force des jambes	Bons	Très bons	Moyens	Très bons	Bons
Muscles abdominaux	Moyens	Très bons	Bons	Bons	Moyens
Musculation générale	Sans effet	Très bons	Sans effet	Moyens	Sans effet
Coeur / artères	Très bons	Bons	Très bons	Très bons	Bons
Souplesse	Sans effet	Bons	Sans effet	Sans effet	Moyens
Articulations	Bons	Très bons	Bons	Bons	Bons
Améliorément	Bons	Moyens	Très bons	Bons	Bons
Dangers	Aucun	Dos	Aucun	Jambes	

Musculation

Effets sur...	Haltères, poids	Elastiques	Banc de gymnastique	Banc de musculation	Appareil multifonctions	Abdo-trimmer	Abdo-snapper	Abdo-roller
Force des bras	Très bons	Très bons	Bons	Bons	Bons	Très bons	Bons	Bons
Force des jambes	Sans effet	Bons	Moyens	Bons	Bons	Sans effet	Bons	Bons
Muscles abdominaux	Sans effet	Bons	Très bons	Bons	Moyens	Très bons	Très bons	Très bons
Musculation générale	Moyens	Bons	Bons	Bons	Moyens	Bons	Bons	Bons
Coeur / artères	Sans effet	Moyens	Moyens	Moyens	Bons	Moyens	Moyens	Moyens
Souplesse	Moyens	Moyens	Bons	Sans effet	Sans effet	Moyens	Bons	Bons
Articulations	Bons	Moyens	Moyens	Bons	Bons	Moyens	Moyens	Moyens
Améliorément	Sans effet	Moyens	Bons	Moyens	Moyens	Bons	Bons	Bons

Il est préférable d'apprendre à utiliser correctement ces appareils avant tout effort important.

Le deuxième exercice est relativement facile et se concentre sur les aspects suivants de la littératie :

Processus cognitif	Intégrer et interpréter
Contexte	Vie personnelle
Support	Papier



Examinez le tableau sur le matériel d'exercice. Cliquez sur le tableau pour répondre à la question ci-dessous.

Quel matériel est le plus souvent évalué comme étant « Sans effet » ?

Comment choisir ?

- 1 Déterminez les effets souhaités de l'exercice sur votre corps.
- 2 Évaluez l'espace dont vous disposez chez vous.
- 3 Choisissez le matériel correspondant à vos objectifs. Si nécessaire, demandez conseil à un spécialiste.

Matériel d'exercice physique

Par exemple :

OBJECTIF Brûler des calories	STRATÉGIE Exercices cardiovasculaires	MATÉRIEL Rameur, vélo, appareil de ski de fond, tapis de course, escaliers...
Vous muscler	Exercices d'endurance	Banc de musculation, poids et haltères, élastiques...

Effets sur...	Cardio-Training				
	Vélo	Rameur	Stepper	Tapis de course	Air trainer
Force des bras	Sans effet	Bons	Moyens	Sans effet	Bons
Force des jambes	Bons	Très bons	Moyens	Très bons	Bons
Muscles abdominaux	Moyens	Très bons	Bons	Bons	Moyens
Musculation générale	Sans effet	Très bons	Sans effet	Moyens	Sans effet
Coeur / artères	Très bons	Bons	Très bons	Très bons	Bons
Souplesse	Sans effet	Bons	Sans effet	Sans effet	Moyens
Articulations	Bons	Très bons	Bons	Bons	Bons
Amincissement	Bons	Moyens	Très bons	Bons	Bons
Dangers	Aucun	Dos	Aucun	Jambes	

Musculation							
Haltères, poids	Elastiques	Banc de gymnastique	Banc de musculation	Appareil multifonctions	Abdo-trimmer	Abdo-shaper	Abdo-roller
Très bons	Très bons	Bons	Bons	Bons	Très bons	Bons	Bons
Sans effet	Bons	Moyens	Bons	Bons	Sans effet	Bons	Bons
Sans effet	Bons	Très bons	Bons	Moyens	Très bons	Très bons	Très bons
Moyens	Bons	Bons	Bons	Moyens	Bons	Bons	Bons
Sans effet	Moyens	Moyens	Moyens	Bons	Moyens	Moyens	Moyens
Moyens	Moyens	Bons	Sans effet	Sans effet	Moyens	Bons	Bons
Bons	Moyens	Moyens	Bons	Bons	Moyens	Moyens	Moyens
Sans effet	Moyens	Bons	Moyens	Moyens	Bons	Bons	Bons

Il est préférable d'apprendre à utiliser correctement ces appareils avant tout effort important.

ii. Exemples d'exercices en numératie

Les exercices sont présentés dans la version informatisée de l'évaluation. Pour répondre aux questions, les personnes interrogées doivent cliquer dans l'encadré approprié et/ou saisir une donnée dans l'espace dédié.

Exemple 1 : Thermomètre

Cet exercice (de faible difficulté) met l'accent sur les aspects suivants de la numératie :

Contenu	Dimensions et formes
Processus	Réagir et utiliser (mesurer)
Contexte	Vie quotidienne ou travail

Les personnes interrogées sont invitées à saisir une donnée chiffrée en fonction du graphique présenté.



Examinez le thermomètre. À l'aide des touches numériques, répondez à la question ci-dessous.

Si la température affichée baisse de 30 degrés Celsius, quelle sera la nouvelle température en degrés Celsius (°C) ?

 °C





Réponse : N'importe quelle valeur entre -4 et -5.

Exemple 2 : Centrales éoliennes

Cet exercice (de difficulté moyenne) se concentre sur les aspects suivants de la numératie :

Contenu	Quantités et nombres
Processus	Réagir et utiliser (calculer)
Contexte	Collectivité et vie sociale



Centrales éoliennes

Examinez l'article sur les centrales éoliennes. À l'aide des touches numériques, répondez à la question ci-dessous.

Combien de centrales éoliennes seraient nécessaires pour produire la quantité d'énergie électrique qui était générée par le réacteur nucléaire ?



En 2005, le gouvernement suédois a fermé le dernier réacteur nucléaire de la centrale de Barsebäck. Le réacteur générait une production moyenne d'énergie électrique de 3 572 GWh par an.



La Suède poursuit l'installation de grands parcs éoliens en mer utilisant des centrales éoliennes. Chaque centrale éolienne produit environ 6 000 MWh d'énergie électrique par an.

Pour votre information :
 L'énergie électrique est mesurée en Wattheures (Wh)

1 kWh	= 1 kilo Wh	= 1 000 Wh
1 MWh	= 1 Méga Wh	= 1 000 000 Wh
1 GWh	= 1 Giga Wh	= 1 000 000 000 Wh

Réponse : L'une des trois valeurs (mais pas les valeurs intermédiaires) 595, 596 ou 600

Exemple 3 : Naissances aux États-Unis

Cet exercice (de difficulté moyenne) se concentre sur les aspects suivants de la numératie :

Contenu	Données et probabilités
Processus	Interpréter et évaluer
Contexte	Collectivité et vie sociale

Les personnes interrogées sont invitées à répondre en cliquant sur une ou plusieurs des réponses indiquées dans la partie gauche de l'écran.



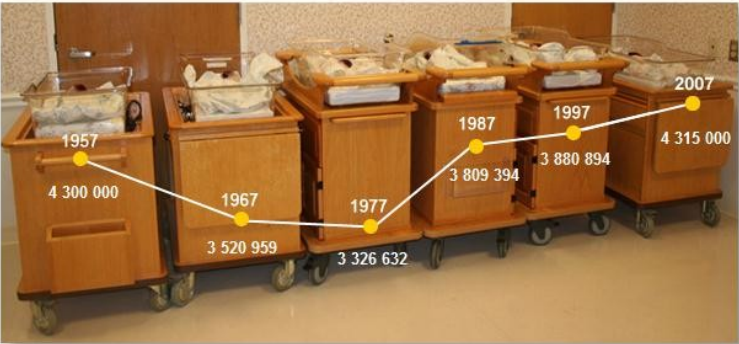
Examinez le graphique représentant le nombre de naissances. Cliquez pour répondre à la question ci-dessous.

Au cours de quelle(s) période(s) y a-t-il eu une baisse du nombre de naissances ? Cliquez sur toutes les bonnes réponses.

☐ 1957 - 1967
☐ 1967 - 1977
☐ 1977 - 1987
☐ 1987 - 1997
☐ 1997 - 2007



Le graphique suivant représente le nombre de naissances aux États-Unis entre 1957 et 2007. Les valeurs sont données tous les dix ans.



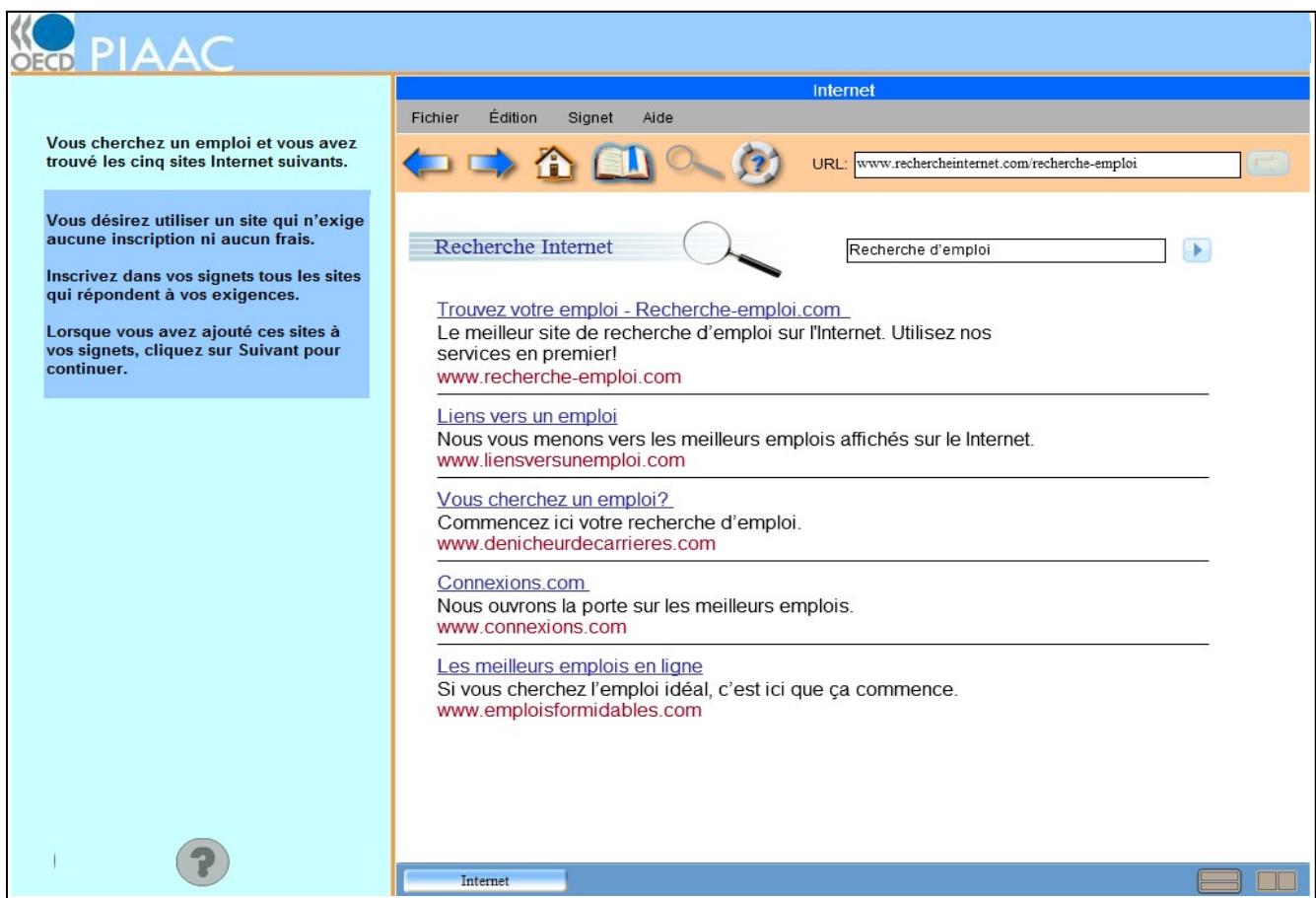
Année	Nombre de naissances
1957	4 300 000
1967	3 520 959
1977	3 326 632
1987	3 809 394
1997	3 880 894
2007	4 315 000

Réponse : 1957–1967 et 1967–1977.

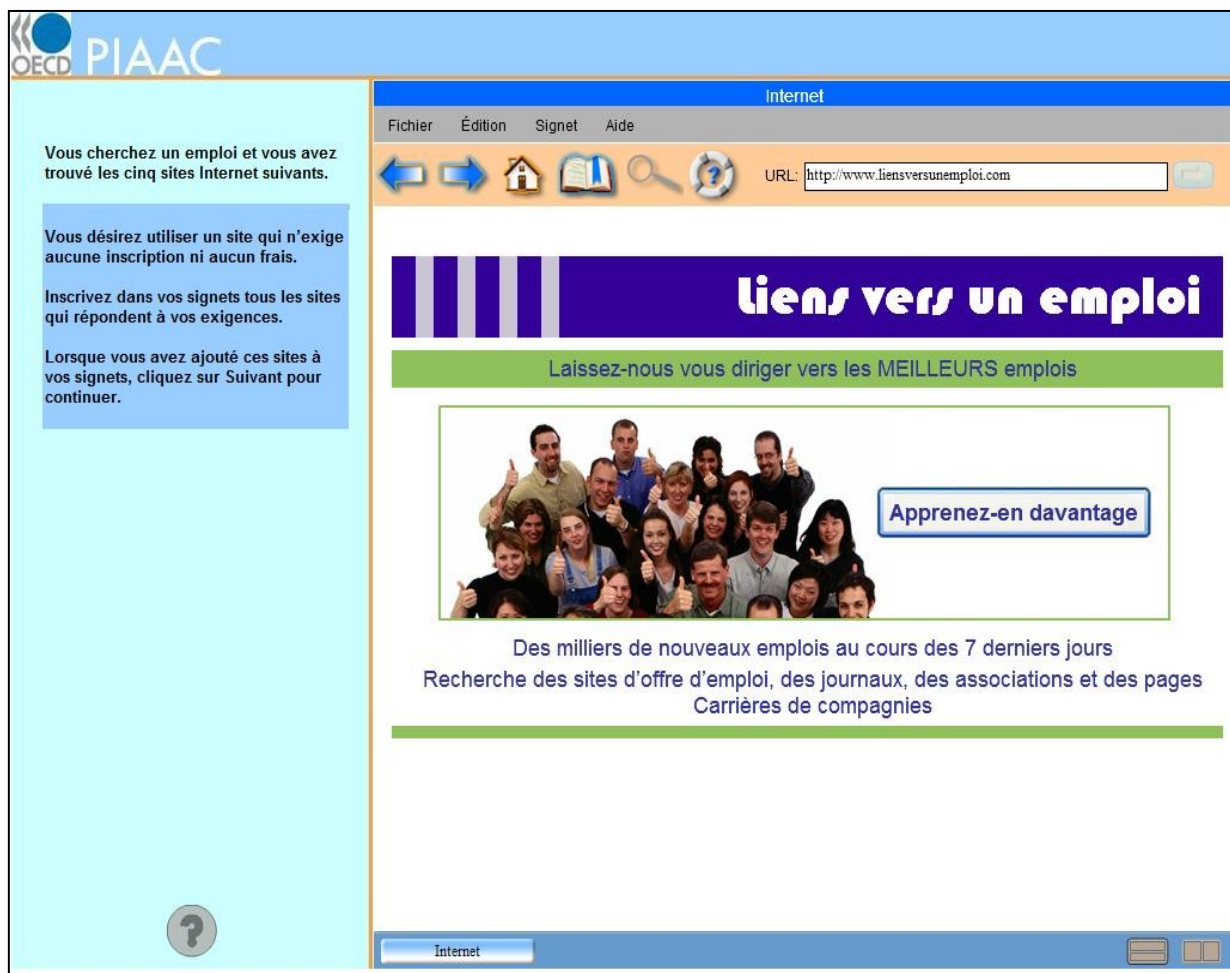
iii. Exemple d'exercices en RP-ET

Un exemple d'exercice de résolution de problèmes est présenté ci-dessous. Cet exercice présente un scénario dans lequel la personne interrogée joue le rôle d'un demandeur d'emploi. Elle accède et évalue l'information relative à la recherche d'emploi dans une simulation d'environnement internet. Cet environnement comprend des outils et des fonctionnalités similaires à ceux trouvés dans les applications réelles. Les utilisateurs sont en mesure de :

- Cliquer sur les liens sur la page de résultats et sur les pages internet associées
- Naviguer à l'aide des flèches avant et arrière ou l'icône d'accueil
- Créer des signets des pages internet et afficher ou modifier ces signets



Le premier stimulus accessible par les personnes interrogées est la page de résultats de la requête du moteur de recherche qui répertorie cinq sites Internet d'agences de travail. Pour compléter la tâche avec succès, la personne interrogée doit faire une recherche dans les pages des sites listés afin de déterminer si l'enregistrement ou le paiement de frais est exigé pour obtenir de plus amples renseignements sur les emplois disponibles. Les personnes interrogées peuvent cliquer sur les liens de la page de recherche pour être dirigées vers les sites identifiés : par exemple, en cliquant sur le lien « Liens vers un emploi » l'utilisateur est dirigé vers la page d'accueil de « Liens vers un emploi ».



Afin de découvrir si l'accès à l'information sur les emplois disponibles nécessite un enregistrement avec l'organisation ou le paiement de frais, la personne interrogée doit cliquer sur le bouton

« Apprenez-en davantage » qui ouvre la page suivante. Elle doit alors revenir à la page de résultats de recherche pour continuer à évaluer les sites en fonction des critères spécifiés, à l'aide des flèches retour sans créer de signet de la page (bonne réponse) ou en ayant créé un signet de la page (mauvaise réponse).

The screenshot shows a web browser window with the URL <http://www.liensversunemploi.com/inscription>. The page title is "liens vers un emploi". On the left, there is a sidebar with the OECD PIAAC logo and instructions in French. The main content area has a purple header with the text "liens vers un emploi" and a green banner below it that says "Laissez-nous vous diriger vers les MEILLEURS emplois." Below this, a text prompt asks the user to register for a new job. A registration form follows, with fields for "Prénom", "Nom de famille", "Votre adresse électronique", "Créez un mot de passe", "Entrez à nouveau votre adresse électronique", and "Entrez à nouveau votre mot de passe". Below the form, there is a pricing section: "15 \$ pour un mois ou 33 \$ pour un régime d'accès mensuel". This section includes a dropdown for "Type de carte de crédit" (set to "Sélectionner"), a text field for "Numéro de carte de crédit", and two dropdowns for "Date d'expiration" (set to "Mois" and "Année").

OECD PIAAC

Internet

Fichier Édition Signet Aide

URL: <http://www.liensversunemploi.com/inscription>

liens vers un emploi

Laissez-nous vous diriger vers les MEILLEURS emplois.

Pour chercher votre nouvel emploi, inscrivez-vous dès maintenant à Liens vers un emploi!

Prénom

Nom de famille

Votre adresse électronique

Entrez à nouveau votre adresse électronique

Créez un mot de passe

Entrez à nouveau votre mot de passe

15 \$ pour un mois ou 33 \$ pour un régime d'accès mensuel

Type de carte de crédit : Sélectionner

Numéro de carte de crédit :

Date d'expiration : Mois Année