

Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à : Maryanne Webber, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 (téléphone : (613) 951-2899).

Pour obtenir des renseignements sur l'ensemble des données de Statistique Canada qui sont disponibles, veuillez composer l'un des numéros sans frais suivants. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel ou visiter notre site Web.

Service national de renseignements	1 800 263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1 800 363-7629
Renseignements concernant le Programme des bibliothèques de dépôt	1 800 700-1033
Télécopieur pour le Programme des bibliothèques de dépôt	1 800 889-9734
Renseignements par courriel	infostats@statcan.ca
Site Web	www.statcan.ca

Renseignements sur les commandes et les abonnements

Le produit n° 89-552-MPF au catalogue est publié (irrégulièrement) en version imprimée standard et est offert au prix de 10 \$CAN l'exemplaire. Les frais de livraison supplémentaires suivants s'appliquent aux envois à l'extérieur du Canada :

	Exemplaire
États-Unis	10 \$CAN
Autres pays	10 \$CAN

Ce produit est aussi disponible sous forme électronique dans le site Internet de Statistique Canada, sous le n° 89-552-MIF au catalogue, gratuitement. Les utilisateurs peuvent obtenir des exemplaires ou s'abonner en visitant notre site Web à www.statcan.ca et en choisissant la rubrique Produits et services.

Les prix ne comprennent pas les taxes de ventes.

La version imprimée peut être commandée par

- Téléphone (Canada et États-Unis) **1 800 267-6677**
- Télécopieur (Canada et États-Unis) **1 877 287-4369**
- Courriel **order@statcan.ca**
- Poste
Statistique Canada
Division de la diffusion
Gestion de la circulation
120, avenue Parkdale
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
- En personne au bureau régional de Statistique Canada le plus près de votre localité ou auprès des agents et librairies autorisés.

Lorsque vous signalez un changement d'adresse, veuillez nous fournir l'ancienne et la nouvelle adresse.

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois, et ce, dans la langue officielle de leur choix. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1 800 263-1136.

Le papier utilisé dans la présente publication répond aux exigences minimales de l'American National Standard for Information Sciences — Permanence of Paper for Printed Library Materials, ANSI Z39.48 — 1984.

Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes

Les capacités de lecture et de calcul et la situation sur le marché du travail au Canada

David A. Green

*Département d'économie, Université de la Colombie-Britannique,
Vancouver (Canada)*

et

W. Craig Riddell

*Département d'économie, Université de la Colombie-Britannique,
Vancouver (Canada) et Institut canadien des recherches avancées, Toronto (Canada)*

L'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA), projet auquel ont participé sept pays, a été réalisée au cours de l'automne 1994. Le volet canadien de l'EIAA était financé principalement par la Direction générale de la recherche appliquée et le Secrétariat national à l'alphabétisation de Développement des ressources humaines Canada.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2001

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique, ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada, K1A 0T6.

Mars 2001

N° 89-552-MPF au catalogue, n° 8

ISSN 1482-7476

ISBN 0-660-96464-3

N° 89-552-MIF au catalogue, n° 8

ISSN 1480-9516

ISBN 0-662-85386-5

Périodicité : irrégulière

Ottawa

Statistique Canada

Développement des ressources humaines Canada

Secrétariat national à l'alphabétisation

Nous désirons toutefois souligner que l'interprétation des données et les recommandations générales exposées dans le présent rapport sont propres aux auteurs et ne reflètent pas nécessairement celles des organismes subventionnaires ou des évaluateurs.

Données de catalogage avant publication de la Bibliothèque nationale du Canada

Green, David A. (David Alan)

Les capacités de lecture et de calcul et la situation sur le
marché du travail au Canada

(Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes)

Publié aussi en anglais sous le titre : Literacy numeracy
and labour market outcomes in Canada.

ISBN 0-660-96464-3

CS89-552-MPF n° 8

1. Alphabétisation — Aspect économique — Canada.
 2. Salaires — Effets de l'éducation — Canada.
 3. Alphabétisation — Aspect économique — Canada — Statistiques.
 4. Salaires — Effets de l'éducation — Canada — Statistiques.
- I. Riddell, W. Craig (William Craig), 1946- .
II. Statistique Canada. III. Canada. Développement des ressources
humaines Canada. IV. Canada. Secrétariat national à l'alphabétisation.
V. Titre : Les capacités de lecture et de calcul et la situation
sur le marché du travail au Canada. VI. Collection.

LC154.C3 G7314 2001 302.2'244'0971
C20019880014

Remerciements

Nous tenons à exprimer notre reconnaissance à Développement des ressources humaines Canada et à Statistique Canada pour leur soutien à la recherche, ainsi qu'à Bill Stewart pour son aide précieuse dans ce domaine. Des versions antérieures du présent document ont été présentées au cours de rencontres de l'Institut canadien des recherches avancées (Programme de politique en croissance économique), du Western Research Network on Education and Training et de l'Association canadienne d'économique. Nous remercions les participants à ces séances ainsi que Thérèse Laflèche, Scott Murray, Mike Shannon et Arthur Sweetman pour leurs observations très utiles. Nous remercions également Diana Kaan et Patricia Paul-Carson, du Secrétariat national à l'alphabétisation, et Judith Côté et Annie Lebeau, de Statistique Canada, pour leurs suggestions touchant la rédaction.

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Table des matières

Introduction	7
Section 1	Cadre analytique.....	9
Section 2	Données de l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA)	13
Section 3.1	Littératie et gains	15
Section 3.2	Estimations de l'incidence de la scolarité et de la littératie sur les gains selon la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO)	19
Section 3.3	Rôles du statut d'immigrant et de la scolarité des parents	25
Section 3.4	Estimations selon la méthode des variables instrumentales (VI)	29
Section 3.5	Estimations selon la méthode des moindres carrés en trois étapes	33
Conclusion	37
Notes de fin de document	39
Bibliographie	41

Liste des graphiques

Graphique 1	Gains annuels selon le niveau de capacités de lecture	15
-------------	---	----

Liste des tableaux

Tableau 1	Résultats moyens sur les échelles de capacités de lecture selon les caractéristiques individuelles	17
Tableau 2	Déterminants des gains annuels	19
Tableau 3	Déterminants des gains hebdomadaires	21
Tableau 4	Déterminants des gains horaires	22
Tableau 5	Déterminants des gains annuels et horaires après neutralisation du statut d'immigrant	26
Tableau 6	Déterminants des gains annuels et horaires après neutralisation de la scolarité des parents	27
Tableau 7	Déterminants des gains annuels et horaires selon la méthode des variables instrumentales (VI)	30
Tableau 8	Déterminants des gains annuels selon la méthode des moindres carrés en trois étapes	34
Tableau 9	Déterminants des gains horaires selon la méthode des moindres carrés en trois étapes	35

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Introduction

L'accroissement des connaissances et des compétences de la population active apparaît de plus en plus comme un volet essentiel de la politique économique nationale. L'importance accordée à la qualité des ressources humaines témoigne de plusieurs facteurs récents. Selon les théories modernes, la croissance économique à long terme est fortement tributaire de l'apport des travailleurs (capital humain). De plus, les compétences de la population active ont une influence importante sur la répartition des rétributions économiques. Dans bon nombre de pays industrialisés, l'inégalité croissante au chapitre de l'emploi et des gains entre les personnes hautement qualifiées et peu qualifiées est devenue un grand sujet de préoccupation et a attiré l'attention sur les systèmes nationaux d'éducation et de formation.

La plupart des travaux de recherche sur l'apport du capital humain à la croissance économique et sur son rôle dans la répartition du revenu n'utilisent que des indicateurs relativement sommaires tels que le niveau de scolarité et le nombre d'années sur le marché du travail. En général, on mesure le niveau de scolarité d'après le nombre d'années d'études ou le plus haut niveau de scolarité atteint. L'expérience du marché du travail n'est pas observée dans la plupart des ensembles de données et elle est souvent calculée par approximation de l'« expérience potentielle », mesurée à partir de l'âge moins le nombre d'années d'études moins six. Toutefois, des personnes possédant le même nombre d'années d'études et à peu près la même expérience du marché du travail peuvent posséder des compétences très différentes — selon leur milieu familial, leurs champs d'études, leur expérience professionnelle, leur formation en cours d'emploi et d'autres facteurs. De façon plus générale, la scolarité et l'expérience professionnelle constituent des « intrants » dans la production du capital humain, et non des mesures directes des « résultats » — un ensemble de connaissances et de compétences. Bien que les rapports entre les intrants, comme les études et l'expérience, et les résultats, comme l'emploi et les gains, aient été largement décrits, on connaît relativement mal la relation entre les mesures directes des compétences et la situation sur le marché du travail¹.

Dans la présente étude, nous utilisons les données canadiennes de l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA) pour analyser le rapport entre la réussite professionnelle et les capacités de lecture (c'est-à-dire la compréhension de textes suivis et de textes schématiques ainsi que la compréhension de textes au contenu quantitatif, aussi appelée capacités de calcul). Les gains constituent la mesure la plus couramment utilisée et acceptée de la réussite professionnelle. Cette mesure offre l'avantage d'intégrer deux éléments : le « prix » — le taux de rémunération — et la « quantité » — le nombre d'heures travaillées par semaine ou le nombre de semaines travaillées par année. En conséquence, nous allons nous concentrer sur le rapport entre la littératie et les gains annuels, hebdomadaires et horaires. Deux aspects importants de la situation sur le marché du travail ne sont pas abordés dans le présent document : la participation à la vie active et le chômage (ou l'emploi conditionnel à la participation). Nous projetons d'étudier ultérieurement l'incidence des capacités de lecture sur ces phénomènes. Dans le présent document, nous employons un cadre de travail à plusieurs variables pour tenir compte d'autres facteurs ayant une incidence sur la situation sur le marché du travail, comme le niveau de scolarité, le sexe et l'expérience.

Tout au long de la présente monographie, nous utilisons le terme « littératie » plutôt que celui d'« alphabétisme » comme dans les monographies précédentes; en effet, « littératie » est un néologisme qui est plus répandu qu'alphabétisme dans l'ensemble de la francophonie. La littératie, comme l'alphabétisme, se définit comme la capacité d'utiliser les imprimés et l'information écrite pour fonctionner dans la société, atteindre ses objectifs, parfaire ses connaissances et accroître son potentiel. Il s'agit d'un mode de comportement adulte fondé sur un continuum de capacités.

Section 1

Cadre analytique

Dans la plupart des cas, une recherche empirique sur le rapport entre la scolarité et les gains prend comme point de départ la fonction gains du capital humain formulée par Mincer (1974). Dans ce modèle, on peut exprimer le logarithme des gains individuels comme une fonction linéaire du nombre d'années d'études, une fonction quadratique de l'expérience du marché du travail et une fonction d'autres facteurs ayant une influence sur les gains, notamment le sexe et le statut syndical. Ce modèle empirique simple de l'influence des intrants du capital humain (la scolarité et l'expérience) s'avère fort efficace (Card, 1999).

Dans la présente section, nous modifions la fonction gains du capital humain afin de tenir compte d'une situation lorsque certaines compétences sont observables par le chercheur, alors que d'autres ne le sont pas. Les compétences observables et non observables ont une valeur potentielle sur le marché du travail. Selon le cadre de travail du capital humain, les gains d'une personne (ou d'autres mesures de la situation sur le marché du travail) dépendent de l'ensemble de compétences que possède cette personne, de la valeur ou du « prix implicite » attribué à chacune de ces compétences sur le marché du travail, ainsi que d'autres facteurs ayant une incidence sur les gains, notamment le statut syndical, les différences régionales au chapitre des équipements et le coût de la vie. Ainsi,

$$\log y_i = S_i p + Z_i \delta + \varepsilon_i \quad (1)$$

où :

y_i représente les gains de la personne i ;

S_i est un vecteur des connaissances et des compétences que possède la personne i ;

p est un vecteur du prix implicite de chaque compétence sur le marché;

Z_i est un vecteur des variables, autres que les compétences, ayant une incidence sur les gains;

δ est un vecteur de paramètres;

ε_i représente une erreur aléatoire².

Si toutes les compétences pertinentes sont observables et mesurées, on peut estimer l'équation (1) et obtenir des estimations du vecteur des « prix implicites » p et, par conséquent, du rendement économique attribué à chaque compétence sur le marché du travail³.

Toutefois, de façon générale, les compétences de chaque personne ne sont pas observées. Nous établissons donc un second rapport entre les « intrants » de la production du capital humain et les compétences que possède la personne :

$$S_i = X_i B + v_i \quad (2)$$

où X_i est un vecteur des variables — comme la scolarité, l'expérience et l'état de santé — ayant une incidence sur le capital humain de la personne i , B est une matrice des « coefficients techniques » qui transforment les intrants (comme le nombre d'années d'études ou le champ d'études) en compétences (comme les capacités de lecture ou la résolution de problèmes), et v_i représente une erreur aléatoire. En substituant S_i dans l'équation (1) par l'équation (2), on obtient la fonction gains du capital humain qui est habituellement formulée comme suit :

$$\log y_i = X_i B p + Z_i \delta + u_i = X_i \beta + Z_i \delta + u_i \quad (3)$$

où $\beta = Bp$ est un vecteur de paramètres qui indique l'ampleur de l'influence de chaque intrant du capital humain sur les gains. Soulignons que ces paramètres confondent deux influences : d'une part, l'incidence d'intrants tels que le niveau de scolarité sur l'acquisition des compétences, saisie par la matrice des coefficients techniques B ; d'autre part, le prix implicite attribué à chaque compétence sur le marché du travail, soit le vecteur de paramètres p . En l'absence de mesures directes des compétences, il est impossible de distinguer ces deux influences sur la situation sur le marché du travail.

Or, supposons qu'il soit possible de mesurer directement certaines compétences, mais pas d'autres. On peut alors établir que le vecteur des compétences S_i comprend deux composantes :

$$S_i = (S_i^o \ S_i^u) = (X_i^o \ B^o \ X_i^u \ B^u) + v_i \quad (4)$$

où S_i^o représente les compétences observées et S_i^u , les compétences non observées. À ces composantes sont liés les vecteurs des prix implicites p^o et p^u . En substituant S_i dans l'équation (1) par l'équation (4), on obtient :

$$\log y_i = S_i^o p^o + X_i^u B^u p^u + Z_i d + u_i = S_i^o p^o + X_i^u \beta^u + Z_i d + u_i \quad (5)$$

Cette équation donne des estimations des paramètres p^o , les « prix implicites » liés aux compétences observées. Soulignons que l'équation comprend les intrants du capital humain, soit les variables du vecteur X_i^u , pour tenir compte de l'influence des compétences non observées. Toutefois, les paramètres β^u liés à ces mesures des intrants sont maintenant différents de ceux de l'équation (3). Dans l'équation (3), qui ne comprend pas les compétences observées à titre de contrôles, le vecteur des coefficients β montre l'influence de chaque intrant sur toutes les compétences et, au moyen des prix implicites des compétences, l'incidence sur les gains. Par contre, dans l'équation (5), qui comprend les compétences observées, les coefficients β^u montrent l'ampleur de l'influence des intrants sur les compétences non observées et sur les gains. On peut donc s'attendre à ce qu'une variable comme le niveau de scolarité, qui est susceptible d'accroître le niveau de nombreuses compétences, soit liée à un coefficient plus faible dans le vecteur β^u que dans le vecteur β . La raison en est que le vecteur β intègre l'influence du niveau de scolarité sur les compétences observées et non observées, alors que le vecteur β^u englobe uniquement l'influence de la scolarité sur les compétences non observées.

Afin d'illustrer ce cadre de travail, nous supposons qu'il existe trois compétences : la littératie (S_1), la résolution de problèmes (S_2) et les communications (S_3). Chacune de ces compétences est « produite » par la scolarité (E) et par l'expérience (EXP) :

$$S_1 = b_{11} E + b_{12} EXP$$

$$S_2 = b_{21} E + b_{22} EXP$$

$$S_3 = b_{31} E + b_{32} EXP$$

Les gains individuels sont exprimés comme suit :

$$\begin{aligned} \ln y &= p_1 S_1 + p_2 S_2 + p_3 S_3 + Z d + e \\ &= (p_1 b_{11} + p_2 b_{21} + p_3 b_{31}) E + (p_1 b_{12} + p_2 b_{22} + p_3 b_{32}) EXP + Z d + e \end{aligned}$$

Ainsi, si les trois compétences ne sont pas observées, l'incidence de la scolarité E sur les gains est estimée comme suit :

$$b^* = p_1 b_{11} + p_2 b_{21} + p_3 b_{31}$$

Toutefois, si S_1 est observée et que S_2 et S_3 ne sont pas observées, l'équation des gains individuels devient la suivante :

$$\ln y = p_1 S_1 + (p_2 b_{21} + p_3 b_{31}) E + (p_2 b_{22} + p_3 b_{32}) EXP + Z d + e$$

et la compétence observée S_1 étant neutralisée, l'incidence de la scolarité sur les gains est exprimée

comme suit :

$$b^{**} = p_2 b_{21} + p_3 b_{32}$$

La différence entre les deux coefficients est :

$$b^* - b^{**} = p_1 b_{11}$$

ce qui tient compte à la fois du prix implicite de la littératie sur le marché du travail p_1 et de l'incidence marginale de la scolarité sur la littératie b_{11} .

De même, la différence entre les coefficients comparables liés à l'expérience est :

$$c^* - c^{**} = p_1 b_{12}$$

ce qui tient compte à la fois du prix implicite de la littératie p_1 et de l'incidence marginale de l'expérience sur la littératie b_{12} .

En résumé, dans le contexte de la fonction gains du capital humain, il convient d'inclure des mesures directes des compétences dans une équation visant à expliquer les gains ou un autre aspect de la situation sur le marché du travail. Toutefois, il convient également d'inclure des variables traditionnelles du capital humain, comme le niveau de scolarité et l'expérience du marché du travail, car ces variables neutralisent l'influence des compétences non observées. Cette méthode fournit des estimations des prix implicites, ou du rendement économique, des compétences observées. En outre, elle évalue de façon naturelle le degré auquel le taux de rendement de la scolarité (ou d'autres formes d'investissement dans le capital humain) est attribuable à l'influence de la scolarité sur les compétences observées et non observées. Il s'agit simplement de la différence entre l'élément du vecteur β lié à la scolarité, ou les estimations obtenues en excluant les compétences observées à titre de variables, et l'élément du vecteur β " lié à la scolarité — c'est-à-dire les estimations obtenues en tenant compte des compétences observées.

Naturellement, il faut faire preuve de prudence lorsqu'on avance une interprétation causale des estimations de l'équation (5) établies selon la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Il peut exister des facteurs inobservés, comme le talent ou l'ambition, qui influencent à la fois les capacités de lecture et les gains — voire le niveau de scolarité — et dont nous n'avons pas pu tenir compte dans la présente analyse. L'abondante documentation sur le rapport entre la scolarité et les gains fait souvent état de ce biais éventuel, qui découle de la corrélation entre le terme d'erreur et une ou plusieurs variables du membre de droite de l'équation⁴.

On avance souvent que le rapport positif entre ces variables pourrait être attribuable au « talent non observé » qu'on peut mettre en corrélation à la fois avec la scolarité et les gains. Dans les modèles de choix en matière d'éducation, comme ceux de Arrow (1973) et de Spence (1973), les travailleurs les plus productifs (de talent supérieur) choisissent de parfaire leur éducation pour gagner davantage (grâce à leur productivité accrue), mais on suppose que la scolarité n'a pas d'incidence directe sur la productivité des travailleurs. Au cours des dernières années, un certain nombre d'études ont utilisé des méthodes axées sur les variables instrumentales (VI) et des méthodes économétriques connexes pour évaluer l'incidence causale de la scolarité sur les gains. Card (1999) présente une excellente vue d'ensemble de ces études. Dans la présente étude, nous employons des méthodes axées sur les VI pour tenir compte d'une corrélation possible entre le terme d'erreur et deux variables de contrôle du membre de droite — la scolarité et la littératie.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Section 2

Données de l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA)

Les données que nous utilisons sont tirées du volet canadien de l'EIAA. Menée à l'automne 1994, cette enquête a marqué une percée en matière de collecte de données à l'échelle internationale. En effet, on dispose pour la première fois de données sur les capacités de lecture qui sont comparables entre pays et entre groupes linguistiques⁵. Après un premier cycle réalisé dans sept pays, l'EIAA a maintenant eu lieu dans 22 pays. À l'instar de deux enquêtes nationales menées antérieurement en Amérique du Nord (Kirsh et coll., 1993; Statistique Canada, 1991), l'EIAA combinait les techniques de l'enquête-ménage à celles de l'évaluation pédagogique. Les répondants ont d'abord rempli un questionnaire de base (environ 20 minutes), puis ont pris environ 45 minutes pour exécuter un ensemble de tâches présélectionnées parmi le matériel du test⁶.

La base de sondage du volet canadien était celle de l'Enquête sur la population active (EPA); nos données sont donc représentatives de la population civile hors établissement, à l'exclusion des résidents des Territoires du Nord-Ouest (qui comprenaient le Nunavut au moment de l'EIAA), du Yukon et des réserves indiennes. Certains groupes ayant été suréchantillonnés, nous utilisons les coefficients de pondération de l'EPA afin de présenter des résultats représentatifs à l'échelle nationale.

L'échantillon canadien renfermait 5 660 observations. Pour chaque personne, l'enquête a produit trois mesures de la littératie : la compréhension de textes suivis, la compréhension de textes schématiques et la compréhension de textes au contenu quantitatif (appelée ici capacités de calcul). Ces mesures correspondent à un ensemble de capacités de traitement de l'information qui sont nécessaires pour accomplir des tâches courantes à la maison, au travail et dans la collectivité :

- **compréhension de textes suivis** : capacité de comprendre et d'utiliser l'information contenue dans des textes tels des éditoriaux, des reportages, des poèmes et des œuvres de fiction.
- **compréhension de textes schématiques** : capacité de repérer et d'utiliser l'information contenue dans des documents tels des demandes d'emploi, des formules de paie, des horaires de transport, des cartes routières, des tableaux et des graphiques.
- **compréhension de textes au contenu quantitatif** : capacité d'effectuer des opérations arithmétiques, par exemple pour établir le solde d'un compte de chèques, calculer un pourboire ou remplir une formule de commande.

L'Organisation de coopération et de développements économiques et Statistique Canada (1995) expliquent les types de tâches qui ont servi à évaluer la compréhension de textes suivis, de textes schématiques et de textes au contenu quantitatif, ainsi que les cinq niveaux de difficulté des tâches utilisées dans le matériel de l'enquête. Il s'agit essentiellement de tâches accomplies dans le cadre d'activités courantes. Pour chaque répondant, l'enquête mesure la compréhension de textes suivis, de textes schématiques et de textes au contenu quantitatif sur une échelle allant de 0 à 500. Ces résultats sont ensuite regroupés en cinq grands niveaux de capacités de lecture, allant du plus faible (niveau 1) au plus élevé (niveau 5)⁷. Selon Statistique Canada, les personnes qui se situent aux niveaux de capacités de lecture 1 ou 2 — soit plus du tiers de la population active canadienne — possèdent des compétences limitées ou très limitées (Crompton, 1996).

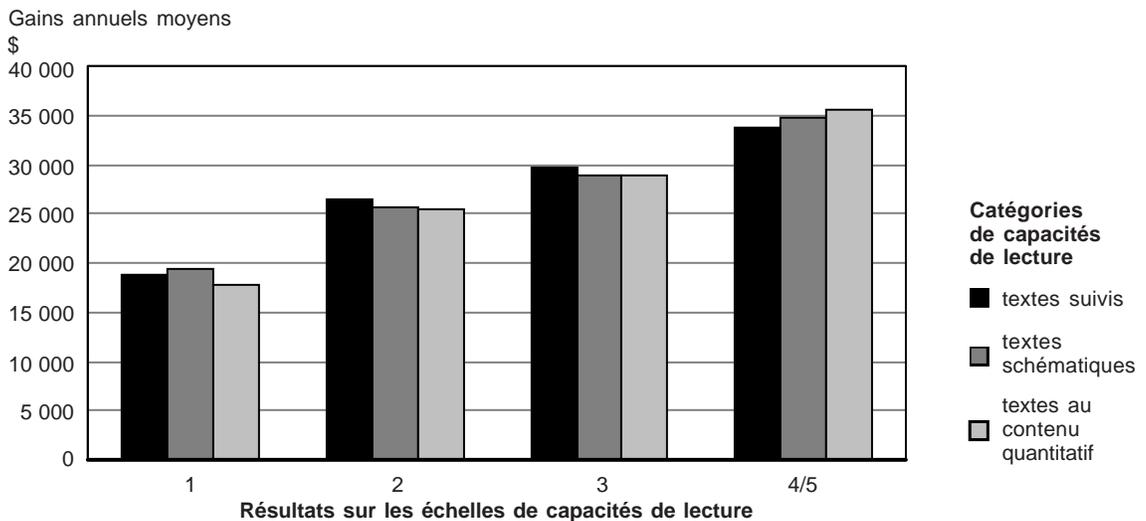
Outre l'évaluation de la compréhension de textes suivis, de textes schématiques et de textes au contenu quantitatif, l'enquête fournit des renseignements sur l'activité actuelle sur le marché du travail (à la date de la tenue de l'enquête) et sur l'activité de l'année précédente. Les données sur le revenu que nous utilisons englobent les traitements, les salaires et le revenu tiré d'un travail autonome au cours de l'année civile 1993. Nous établissons également des mesures du salaire hebdomadaire (gains annuels tirés d'un emploi en 1993 divisés par le nombre de semaines travaillées au cours des 12 derniers mois) et du salaire horaire (salaire hebdomadaire divisé par le nombre habituel d'heures travaillées dans l'emploi principal au cours des 12 derniers mois). Comme les données sur les gains concernent l'année civile 1993, alors que celles sur la participation à la vie active portent sur les 12 derniers mois, nos mesures du salaire hebdomadaire et du salaire horaire présentent un risque d'erreur plus grand que celui qui existe habituellement dans les études des facteurs déterminants des gains. Pour cette raison, et à cause de la nature exhaustive des gains annuels — qui porte à la fois sur les salaires hebdomadaires ou horaires et sur les heures et les semaines travaillées durant l'année —, nous nous concentrons sur les gains annuels.

Section 3.1

Littératie et gains

Les trois mesures présentées dans le graphique ci-dessous font ressortir un rapport positif entre la littératie et les gains annuels. Naturellement, cette corrélation positive peut être due simplement au fait que la littératie et les gains sont liés positivement à une troisième variable observable comme la scolarité, ou encore découler de ce que tous deux sont liés à une variable inobservable comme le « talent ».

Graphique 1 Gains annuels selon le niveau de capacités de lecture



Dans la présente section, nous analysons le rapport entre la littératie et les gains en tenant compte d'autres facteurs ayant une incidence sur les gains — les variables Z dans l'équation (5)— et de l'influence des compétences non observées, représentées par les variables X dans l'équation (5). Sont exclus de l'analyse les étudiants, les retraités et les personnes ayant déclaré ne pas avoir travaillé au cours des 12 derniers mois⁸. Après avoir également exclu les personnes n'ayant pas déclaré leurs gains ni le nombre d'années d'études, nous disposons d'un échantillon de 2 190 observations pour notre analyse des gains annuels.

L'enquête fournit deux mesures du niveau de scolarité : le nombre d'années d'études, soit le nombre d'années de formation scolaire à partir de la première année (sans tenir compte des années redoublées), et le plus haut niveau de scolarité atteint, établi selon les catégories suivantes :

1. cours primaire partiel;
2. cours primaire complet;
3. études secondaires partielles;
4. diplôme d'études secondaires;
5. diplôme d'études postsecondaires (et non universitaires);
6. diplôme universitaire.

Dans la plus grande partie de l'analyse, nous présentons les résultats en précisant le nombre d'années d'études, ce qui donne une estimation facile à interpréter de l'incidence de la scolarité sur les gains. En outre, on peut alors établir des comparaisons avec l'abondante documentation qui existe sur la scolarité et les gains, dans laquelle on utilise, dans la majeure partie des cas, le nombre d'années d'études pour mesurer le niveau de scolarité. Toutefois, nous présentons également les résultats en précisant le plus haut niveau de scolarité atteint; pour ce faire, nous combinons « cours primaire partiel » et « cours primaire complet » à titre de catégorie omise, et nous employons des variables fictives pour les catégories « études secondaires partielles », « diplôme d'études secondaires », « diplôme d'études postsecondaires » et « diplôme universitaire »⁹.

Les autres variables de contrôle sont les suivantes [dans le cas des variables fictives, la catégorie omise est indiquée entre crochets] :

- sexe : féminin [masculin];
- état matrimonial : marié, séparé ou divorcé, veuf [célibataire, jamais marié];
- province de résidence : de Terre-Neuve à la Colombie-Britannique [Ontario];
- zone rurale [zone urbaine];
- expérience, soit l'âge moins le nombre d'années d'études moins six;
- expérience au carré¹⁰.

Le tableau 1 montre les résultats moyens sur les échelles de capacités de lecture selon diverses caractéristiques individuelles et démographiques. Pour notre échantillon de personnes ayant réalisé des gains sur le marché du travail, les résultats moyens en compréhension de textes suivis, de textes schématisés et de textes au contenu quantitatif s'échelonnent entre 288 et 293 sur une échelle allant de 0 à 500. En moyenne, les femmes obtiennent de meilleurs résultats que les hommes selon les trois mesures de la littératie, et c'est en compréhension de textes suivis qu'on observe le plus vaste écart entre les sexes. Les résultats moyens sur les échelles de capacités de lecture augmentent jusqu'à la tranche d'âge de 35 à 44 ans, après quoi ils fléchissent¹¹. Pour les trois catégories de compréhension, il existe un lien positif entre les capacités de lecture et le niveau de scolarité. L'écart est particulièrement important entre les personnes n'ayant fait qu'un cours primaire et celles ayant fait des études secondaires partielles. En compréhension de textes suivis et de textes au contenu quantitatif, il existe aussi un écart considérable entre les diplômés de collèges et les diplômés d'universités.

Tableau 1 Résultats moyens sur les échelles de capacités de lecture selon les caractéristiques individuelles

	Observations	Résultat moyen sur les échelles de capacités de lecture ¹		
		Textes suivis	Textes au contenu quantitatif	Textes schématiques
Tous les répondants	2 190	288 (1,30)	293 (1,29)	291 (1,35)
Hommes	1 118	281 (1,81)	290 (1,86)	289 (1,99)
Femmes	1 072	298 (1,82)	298 (1,77)	294 (1,79)
16 à 24 ans	375	282 (2,82)	274 (2,82)	287 (3,23)
25 à 34 ans	620	294 (2,14)	303 (2,29)	306 (2,28)
35 à 44 ans	672	298 (2,34)	303 (2,03)	298 (2,40)
45 à 54 ans	351	285 (3,40)	290 (3,62)	282 (3,08)
55 à 69 ans	161	251 (5,48)	258 (5,17)	243 (6,16)
70 ans et plus	11	262 (12,31)	276 (16,34)	275 (15,90)
Cours primaire seulement	180	180 (5,25)	195 (4,51)	179 (5,22)
Études secondaires partielles	398	265 (2,49)	263 (2,36)	264 (2,31)
Diplôme d'études secondaires	741	288 (1,60)	291 (1,47)	294 (1,74)
Diplôme d'études postsecondaires (et non universitaires)	498	302 (1,91)	303 (2,04)	311 (2,01)
Diplôme universitaire	336	337 (2,00)	351 (2,47)	334 (2,52)
Terre-Neuve	63	276 (6,20)	272 (6,12)	269 (6,05)
Île-du-Prince-Édouard	46	259 (9,45)	267 (8,14)	264 (9,22)
Nouvelle-Écosse	95	298 (5,19)	299 (5,85)	291 (5,49)
Nouveau-Brunswick	419	282 (2,60)	285 (2,51)	285 (2,91)
Québec	279	272 (3,33)	278 (3,26)	280 (3,69)
Ontario	726	291 (2,58)	299 (2,62)	293 (2,67)
Manitoba	101	301 (4,52)	300 (4,67)	302 (4,50)
Saskatchewan	140	305 (4,62)	308 (4,52)	306 (4,53)
Alberta	199	308 (3,27)	307 (3,06)	307 (3,38)
Colombie-Britannique	122	292 (5,12)	297 (5,02)	295 (5,29)
Zone urbaine	1 486	290 (1,57)	296 (1,58)	294 (1,65)
Zone rurale	704	281 (2,30)	283 (2,16)	279 (2,28)
Non-immigrants ou personnes ayant immigré avant l'âge de 15 ans	2 102	295 (1,13)	298 (1,18)	298 (1,17)
Immigrants	88	232 (9,89)	255 (9,51)	239 (10,82)

1. Les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses.

Source : Calculs des auteurs d'après les données du volet canadien de l'EIAA.

Les trois mesures de la littératie révèlent des variations provinciales. Les provinces des Prairies (le Manitoba, la Saskatchewan et l'Alberta) affichent les résultats moyens les plus élevés; viennent ensuite la Nouvelle-Écosse, l'Ontario et la Colombie-Britannique. Le Québec, le Nouveau-Brunswick, l'Île-du-Prince-Édouard et Terre-Neuve enregistrent les résultats moyens les plus faibles. Les résidents de zones urbaines obtiennent de meilleurs résultats que ceux des régions rurales, la compréhension de textes schématiques détenant l'écart le plus grand. Selon les trois mesures de la littératie, les immigrants obtiennent des résultats inférieurs à ceux des Canadiens d'origine; c'est en compréhension de textes suivis et de textes schématiques que l'écart entre ces deux groupes est le plus important.

Nous avons tenté d'évaluer l'incidence de la compréhension de textes suivis, de textes schématiques et de textes au contenu quantitatif sur les gains et de découvrir des interactions entre ces trois catégories de capacités de lecture. Malheureusement, au Canada, les trois catégories de capacités sont si intimement liées qu'il est impossible d'évaluer leur incidence respective sur les gains, du moins à partir d'un échantillon de cette taille. Par paires, les corrélations sont respectivement de 0,894 entre textes suivis et textes au contenu quantitatif, de 0,897 entre textes suivis et textes schématiques, et de 0,904 entre textes schématiques et textes au contenu quantitatif. Nous avons donc effectué une analyse des composantes principales pour évaluer la meilleure façon d'agréger les trois mesures distinctes de la littératie. Les résultats de cette analyse sont clairs : la première composante principale applique des coefficients de pondération presque égaux aux trois résultats sur les échelles de capacités de lecture et représente plus de 93 % de la variance¹². La seconde composante principale, qui représente environ 3,5 % de la variance, n'est jamais statistiquement significative lorsqu'on l'ajoute à l'équation logarithmique des gains estimés. Cette analyse révèle qu'il convient d'utiliser la moyenne simple des trois résultats sur les échelles de capacités de lecture; c'est donc cette méthode que nous utilisons dans les pages qui suivent.

En utilisant cette moyenne simple plutôt que la première composante principale, on obtient des résultats presque identiques. De plus, les résultats fondés sur le résultat moyen sur les échelles de capacités de lecture sont plus faciles à interpréter. Les données révèlent qu'au Canada, il est impossible d'évaluer l'incidence distincte — s'il y en a une — des trois catégories de capacités de lecture sur les gains et que le résultat moyen sur les échelles de capacités de lecture constitue la meilleure mesure globale de ces capacités.

Section 3.2

Estimations de l'incidence de la scolarité et de la littératie sur les gains selon la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO)

Le tableau 2 présente les équations (logarithmiques) des gains annuels estimés avec et sans la variable du résultat sur les échelles de capacités de lecture. Les trois premières colonnes utilisent le nombre d'années d'études comme mesure du niveau de scolarité, alors que les trois dernières montrent des estimations comparables en fonction du plus haut niveau de scolarité atteint. La colonne 1 présente une estimation de 0,083 en ce qui concerne l'incidence du nombre d'années d'études, ce qui signifie que chaque année d'études supplémentaire accroît les gains d'environ 8,3 %. Cette estimation du « rendement de la scolarité » est semblable à celles qu'on obtient avec

Tableau 2 Déterminants des gains annuels

Variable	1	2	3	4	5	6
Femmes	-0,6445*** (0,0372)	-0,6581*** (0,0368)	-0,6608*** (0,0369)	-0,6687*** (0,0375)	-0,6750*** (0,0371)	-0,6785*** (0,0372)
Personnes mariées	0,3297*** (0,0599)	0,3098*** (0,0592)	0,3026*** (0,0594)	0,3299*** (0,0601)	0,3054*** (0,0594)	0,3032*** (0,0596)
Zone rurale	-0,1230** (0,0508)	-0,1336*** (0,0502)	-0,1274** (0,0503)	-0,1423*** (0,0511)	-0,1544*** (0,0505)	-0,1489*** (0,0506)
Nombre d'années d'études	0,0827*** (0,0058)	0,0519*** (0,0070)	0,0572*** (0,0068)	—	—	—
Études secondaires partielles	—	—	—	0,3713*** (0,0836)	0,1246 (0,0887)	0,2513*** (0,0846)
Diplôme d'études secondaires	—	—	—	0,5076*** (0,0769)	0,1814** (0,0871)	0,3060*** (0,0817)
Diplôme d'études postsecondaires (et non universitaires)	—	—	—	0,7532*** (0,0817)	0,3822*** (0,0942)	0,5150*** (0,0881)
Diplôme universitaire	—	—	—	1,0065*** (0,0834)	0,5189*** (0,1042)	0,6493*** (0,0978)
Expérience	0,0454*** (0,0054)	0,0454*** (0,0054)	0,0461*** (0,0054)	0,0447*** (0,0055)	0,0462*** (0,0054)	0,0459*** (0,0054)
Expérience ²	-0,0007*** (0,0001)	-0,0007*** (0,0001)	-0,0007*** (0,0001)	-0,0007*** (0,0001)	-0,0007*** (0,0001)	-0,0007*** (0,0001)
Résultat moyen brut sur les échelles de capacités de lecture	—	0,0031*** (0,0004)	—	—	0,0033*** (0,0004)	—
Centile du résultat sur les échelles de capacités de lecture	—	—	0,0055*** (0,0008)	—	—	0,0055*** (0,0008)
Constante	8,4519*** (0,1081)	7,9520*** (0,1254)	8,4882*** (0,1071)	8,9970*** (0,0958)	8,3521*** (0,1269)	8,8966*** (0,0959)
Taille de l'échantillon	2 190	2 190	2 190	2 190	2 190	2 190
R au carré	0,2588	0,2780	0,2754	0,2573	0,2766	0,2728

Nota : *** = le coefficient estimé est statistiquement significatif au niveau de 1 %

** = significatif au niveau de 5 %

* = significatif au niveau de 10 %

Les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses.

Outre les variables indiquées ci-dessus, toutes les régressions comprenaient des contrôles pour neutraliser les écarts provinciaux. Les résultats des contrôles provinciaux ont été supprimés afin de faciliter la lisibilité.

— La variable n'est pas incluse dans l'équation estimée.

de plus grands ensembles de données représentatives à l'échelle nationale, comme le Recensement du Canada. L'expérience du marché du travail a aussi une incidence importante et statistiquement significative sur les gains; ceux-ci augmentent d'environ 4,5 % par année en début de carrière et dans une proportion décroissante à mesure qu'on acquiert de l'expérience.

Le résultat moyen sur les échelles de capacités de lecture est statistiquement significatif et son incidence estimée est grande : une augmentation de 10 points sur l'échelle des capacités de lecture accroît les gains d'environ 3,1 % lorsqu'on maintient constants la scolarité, l'expérience du marché du travail et d'autres influences neutralisées à la colonne 1 du tableau 2. Il convient également de signaler que lorsqu'on inclut le résultat moyen sur les échelles de capacités de lecture, le coefficient estimé du nombre d'années d'études passe de 0,083 à 0,052. On peut en déduire qu'une partie importante du « rendement de la scolarité », soit environ 3,1 points de pourcentage sur 8,3 — donc plus du tiers du total — résulte des influences combinées de la scolarité sur la littératie et de la littératie sur les gains. Par contraste avec son effet sur le coefficient estimé de la scolarité, l'ajout de la littératie a peu d'impact sur les coefficients liés à l'expérience du marché du travail, ce qui semble indiquer que la scolarité a, sur la littératie, une incidence très supérieure à celle de l'expérience professionnelle.

La colonne 3 présente les résultats d'une autre spécification selon laquelle on utilise le centile du répondant dans la répartition des résultats sur les échelles de capacités de lecture, plutôt que le résultat brut du répondant, pour neutraliser la littératie. Le rang centile est plus facile à interpréter directement qu'un résultat arbitraire sur une échelle allant de 0 à 500; il offre aussi l'avantage d'être une mesure ordinale plutôt que cardinale¹³. Là encore, l'incidence estimée de la littératie est significative et marquée. Les autres facteurs étant maintenus constants, une augmentation de 10 centiles dans la répartition des capacités de lecture — par exemple un passage de la médiane au 60^e centile — accroît les gains annuels d'environ 5,5 %.

Les résultats sont très semblables lorsqu'on utilise le plus haut niveau de scolarité atteint, plutôt que le nombre d'années d'études, pour neutraliser la scolarité. Sans que soit neutralisée la littératie, les personnes qui possèdent un diplôme d'études secondaires gagnent environ 50 % de plus que les personnes ayant fait un cours primaire lorsque les autres influences sont neutralisées, alors que l'obtention d'un diplôme universitaire accroît les gains de plus de 100 %. L'ajout du niveau de capacités de lecture entraîne une baisse importante de ces coefficients estimés. Par exemple, si l'on compare les colonnes 4 et 5, le coefficient du diplôme d'études secondaires recule de 0,33, soit de plus de 60 % de sa valeur initiale (0,508) lorsqu'on neutralise la littératie. Les coefficients liés au diplôme d'études postsecondaires et au diplôme universitaire reculent respectivement de 0,37 et de 0,49, soit d'environ la moitié de leur valeur initiale. La constatation générale reste valide : le fait d'inclure les capacités de lecture dans l'équation des gains entraîne une baisse importante du rendement estimé de la scolarité, mais relativement peu de changement dans le rendement estimé de l'expérience. Comme nous l'avons mentionné plus haut, nous supposons que le fait d'inclure une compétence observée directement, comme la littératie, réduit le rendement estimé de la scolarité parce qu'on a annulé l'incidence de la scolarité sur les gains au moyen de son impact sur la littératie. Il reste l'incidence de la scolarité sur les gains par l'intermédiaire de son incidence sur les compétences non observées, plus l'effet direct et indépendant de la scolarité (par exemple à titre d'indicateur de la productivité des travailleurs).

L'incidence directe de la littératie sur les gains est semblable à celle qu'on obtient avec le nombre d'années d'études. De plus, elle correspond à une hausse du revenu d'environ 3,3 % liée à une hausse de 10 points du résultat moyen sur les échelles de capacités de lecture, les autres influences étant maintenues constantes. L'incidence estimée d'un changement de position dans la répartition des capacités de lecture est identique à celle qu'on obtient lorsqu'on mesure le niveau de scolarité d'après le nombre d'années d'études.

Les tableaux 3 et 4 présentent des ensembles semblables d'estimations selon la méthode des MCO, les logarithmes des gains hebdomadaires et horaires servant de variables dépendantes. Étant donné que les résultats liés aux gains hebdomadaires constituent une étape intermédiaire, nous nous concentrons dans le présent document sur les résultats liés aux gains horaires. Sans neutraliser la littératie, on constate que le rendement estimé de la scolarité est de 6,2 % par année (tableau 4, colonne 1) contre 8,3 % (tableau 2, colonne 1). Ainsi, environ les trois quarts du rendement estimé de la scolarité se reflètent dans le taux de salaire horaire — le « prix » de la main-d'œuvre — et le reste est attribuable au fait que les travailleurs très scolarisés travaillent un plus grand nombre d'heures par semaine et de semaines par année¹⁴.

Tableau 3 Déterminants des gains hebdomadaires

Variable	1	2	3	4	5	6
Femmes	-0,5751*** (0,0333)	-0,5806*** (0,0332)	-0,5856*** (0,0332)	-0,5871*** (0,0335)	-0,5897*** (0,0334)	-0,5930*** (0,0334)
Personnes mariées	0,2620*** (0,0537)	0,2533*** (0,0536)	0,2433*** (0,0535)	0,2564*** (0,0537)	0,2454*** (0,0537)	0,2387*** (0,0536)
Zone rurale	-0,0608 (0,0454)	-0,0650 (0,0453)	-0,0635 (0,0452)	-0,0666 (0,0456)	-0,0717 (0,0455)	-0,0706 (0,0454)
Nombre d'années d'études	0,0544*** (0,0052)	0,0417*** (0,0064)	0,0377*** (0,0061)	—	—	—
Études secondaires partielles	—	—	—	0,1061 (0,0746)	0,0012 (0,0799)	0,0307 (0,0759)
Diplôme d'études secondaires	—	—	—	0,2479*** (0,0685)	0,1090 (0,0785)	0,1208* (0,0732)
Diplôme d'études postsecondaires (et non universitaires)	—	—	—	0,3498*** (0,0728)	0,1923** (0,0848)	0,2004** (0,0790)
Diplôme universitaire	—	—	—	0,6283*** (0,0743)	0,4211*** (0,0939)	0,4040*** (0,0877)
Expérience	0,0345*** (0,0049)	0,0345*** (0,0048)	0,0350*** (0,0048)	0,0347*** (0,0049)	0,0354*** (0,0049)	0,0355*** (0,0049)
Expérience ²	-0,0005*** (0,0001)	-0,0004*** (0,0001)	-0,0004*** (0,0001)	-0,0005*** (0,0001)	-0,0005*** (0,0001)	-0,0005*** (0,0001)
Résultat moyen brut sur les échelles de capacités de lecture	—	0,0013*** (0,0004)	—	—	0,0014*** (0,0004)	—
Centile du résultat sur les échelles de capacités de lecture	—	—	0,0036*** (0,0007)	—	—	0,0035*** (0,0007)
Constante	5,1464*** (0,0967)	4,9393*** (0,1134)	5,1695*** (0,0963)	5,5918*** (0,0854)	5,3175*** (0,1144)	5,5285*** (0,0860)
Taille de l'échantillon	2 185	2 185	2 185	2 185	2 185	2 185
R au carré	0,2178	0,2222	0,2274	0,2201	0,2247	0,2181

Nota : *** = le coefficient estimé est statistiquement significatif au niveau de 1 %

** = significatif au niveau de 5 %

* = significatif au niveau de 10 %

Les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses.

Outre les variables indiquées ci-dessus, toutes les régressions comprenaient des contrôles pour neutraliser les écarts provinciaux. Les résultats des contrôles provinciaux ont été supprimés afin de faciliter la lisibilité.

— La variable n'est pas incluse dans l'équation estimée.

Tableau 4 Déterminants des gains horaires

Variable	1	2	3	4	5	6
Femmes	-0,2231*** (0,0313)	-0,2308*** (0,0312)	-0,2365*** (0,0311)	-0,2302*** (0,0315)	-0,2338*** (0,0313)	-0,2378*** (0,0312)
Personnes mariées	0,2694*** (0,0505)	0,2572*** (0,0503)	0,2455*** (0,0501)	0,2636*** (0,0504)	0,2484*** (0,0502)	0,2412*** (0,0501)
Zone rurale	-0,0977** (0,0429)	-0,1037** (0,0427)	-0,1011** (0,0425)	-0,0950** (0,0429)	-0,1023** (0,0427)	-0,1004** (0,0426)
Nombre d'années d'études	0,0620*** (0,0049)	0,0442*** (0,0060)	0,0407*** (0,0057)	—	—	—
Études secondaires partielles	—	—	—	0,1191* (0,0700)	-0,0252 (0,0747)	0,0239 (0,0709)
Diplôme d'études secondaires	—	—	—	0,3180*** (0,0643)	0,1269* (0,0734)	0,1576** (0,0684)
Diplôme d'études postsecondaires (et non universitaires)	—	—	—	0,3358*** (0,0683)	0,1188 (0,0793)	0,1469** (0,0738)
Diplôme universitaire	—	—	—	0,7455*** (0,0698)	0,4602*** (0,0878)	0,4621*** (0,0820)
Expérience	0,0333*** (0,0046)	0,0334*** (0,0045)	0,0340*** (0,0045)	0,0328*** (0,0046)	0,0337*** (0,0046)	0,0338*** (0,0046)
Expérience ²	-0,0003*** (8,95E-05)	-0,0003*** (8,90E-05)	-0,0003*** (8,85E-05)	-0,0004*** (9,10E-05)	-0,0004*** (9,04E-05)	-0,0004*** (9,02E-05)
Résultat moyen brut sur les échelles de capacités de lecture	—	0,0018*** (0,0003)	—	—	0,0019*** (0,0004)	—
Centile du résultat sur les échelles de capacités de lecture	—	—	0,0046*** (0,0007)	—	—	0,0044*** (0,0007)
Constante	1,2869*** (0,0910)	0,9970*** (0,1063)	1,3163*** (0,0901)	1,7900*** (0,0801)	1,4126*** (0,1069)	1,7101*** (0,0804)
Taille de l'échantillon	2 181	2 181	2 181	2 181	2 181	2 181
R au carré	0,1824	0,1924	0,2007	0,1894	0,1997	0,2046

Nota : *** = le coefficient estimé est statistiquement significatif au niveau de 1 %

** = significatif au niveau de 5 %

* = significatif au niveau de 10 %

Les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses.

Outre les variables indiquées ci-dessus, toutes les régressions comprenaient des contrôles pour neutraliser les écarts provinciaux. Les résultats des contrôles provinciaux ont été supprimés afin de faciliter la lisibilité.

— La variable n'est pas incluse dans l'équation estimée.

Lorsqu'on neutralise la littératie (colonnes 2 et 3 du tableau 4), les coefficients sont significatifs et leur niveau est élevé. Le coefficient du résultat moyen sur les échelles de capacités de lecture suppose qu'une hausse de 10 points de ce résultat entraîne une augmentation de 1,8 % des gains horaires et de 3,1 % des gains annuels. Ainsi, les estimations de la colonne 2 laissent entendre qu'environ 60 % du rendement de la littératie influent sur le salaire horaire et que les 40 % restants correspondent à l'incidence de la littératie sur le nombre d'heures et de semaines de travail. Ce résultat — selon lequel l'incidence de la littératie s'exerce en majeure partie au moyen de son impact sur le salaire horaire ou le « prix » de la main-d'œuvre — est encore plus évident lorsque le centile du résultat sur les échelles de capacités de lecture sert de variable de contrôle. Les coefficients de la colonne 3 du tableau 4 indiquent une incidence de 4,6 % sur les gains horaires, soit environ 85 % de l'incidence estimée de 5,5 % sur les gains annuels présentée à la colonne 3 du tableau 2.

À la différence des coefficients liés au niveau de scolarité, le fait de neutraliser la littératie n'a guère d'impact sur les coefficients liés aux variables de l'expérience. Ainsi, les résultats présentés aux tableaux 2, 3 et 4 semblent indiquer que l'expérience du marché du travail a une incidence nette négligeable sur les capacités de lecture^{15, 16}.

L'incidence estimée de la littératie sur les gains horaires est à peu près la même lorsqu'on utilise le niveau de scolarité, plutôt que le nombre d'années d'études, comme variable explicative (colonnes 5 et 6). Il convient également de signaler que le fait de neutraliser la littératie entraîne une baisse importante des coefficients liés aux divers niveaux de scolarité. Pour les catégories « études secondaires partielles », « diplôme d'études secondaires » et « diplôme d'études postsecondaires », le coefficient diminue de plus de la moitié de sa valeur initiale (comparer les colonnes 4 et 5 et les colonnes 4 et 6), alors que pour la catégorie « diplôme universitaire », le coefficient diminue d'environ un tiers. Ces résultats portent à croire que l'incidence globale de la scolarité sur les compétences — notamment au secondaire — est en grande partie attribuable à la littératie.

Dans le reste du présent document, nous montrerons uniquement les résultats fondés sur le nombre d'années d'études pour évaluer le niveau de scolarité et sur le centile du résultat sur les échelles de capacités de lecture pour déterminer les capacités de lecture. Le nombre d'années d'études est une mesure facile à interpréter et permet des comparaisons avec l'abondante documentation qui existe sur le rapport entre la scolarité et les gains. Comme l'échelle des capacités de lecture utilisée dans l'EIAA (allant de 0 à 500 points) est essentiellement arbitraire, nous préférons également le centile du résultat sur les échelles de capacités de lecture pour faciliter l'interprétation. Comme nous l'avons mentionné plus haut, cette mesure offre aussi l'avantage d'être ordinale plutôt que cardinale.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Section 3.3

Rôles du statut d'immigrant et de la scolarité des parents

Les tableaux 5 et 6 présentent la sensibilité des résultats obtenus selon la méthode des MCO à deux modifications de la spécification. Le tableau 5 neutralise le statut d'immigrant dans les équations des gains annuels et des gains horaires. Les gains des immigrants diffèrent considérablement de ceux des Canadiens d'origine, notamment durant la première décennie suivant l'arrivée au Canada. Afin de nous concentrer sur les personnes ayant terminé leurs études secondaires avant d'arriver au Canada, nous entendons par immigrants les personnes nées ailleurs qu'au Canada et qui ont immigré ici à l'âge de 16 ans ou plus. Selon cette définition, il y a 95 immigrants dans notre échantillon de 2 190 observations fondées sur les gains. La petite taille de notre échantillon nous empêche d'évaluer précisément l'incidence des capacités de lecture sur les gains des immigrants par rapport à ceux des natifs. Au lieu de cela, nous incluons plutôt des variables fictives pour les cohortes d'immigrants arrivées durant les périodes de 15 ans allant de 1980 à 1994, de 1965 à 1979, de 1950 à 1964 et avant 1950. De façon sommaire, ces contrôles tiennent compte du fait qu'à leur arrivée au Canada, les immigrants ont des gains généralement beaucoup plus faibles que ceux des Canadiens d'origine dont la situation est, par ailleurs, comparable. Ils tiennent également compte du fait qu'en raison du temps passé sur le marché du travail canadien, les gains des immigrants se rapprochent de ceux des natifs — et peuvent même les dépasser¹⁷.

À la colonne 1, les estimations des gains annuels indiquent que les immigrants arrivés entre 1980 et 1994 gagnaient 35 % de moins que les natifs canadiens dont la situation est comparable¹⁸. Les gains des immigrants arrivés entre 1965 et 1979 ne différaient pas significativement de ceux des natifs. Les personnes qui ont immigré au Canada avant 1965 gagnaient environ 20 % de plus que les natifs dont la situation est comparable, mais les écarts estimés n'avaient pas une grande signification statistique.

Le fait de neutraliser la littératie (colonne 2) entraîne une baisse de l'effet d'entrée estimé lié à la nouvelle cohorte d'immigrants (qui passe de 35 % à 30 %), ce qui semble indiquer que les capacités de lecture peuvent jouer un rôle important dans l'adaptation des immigrants au nouveau marché du travail. La tendance des coefficients liés aux premières cohortes d'immigrants est très semblable à celle de la colonne 1.

Si l'on compare les deux premières colonnes du tableau 5 aux colonnes correspondantes du tableau 2, on constate que le fait de neutraliser le statut d'immigrant a peu d'incidence sur le rendement estimé de la scolarité et de la littératie. Le rendement estimé de l'expérience du marché du travail augmente lorsqu'on neutralise le statut d'immigrant; cela confirme l'observation courante selon laquelle le rendement de l'expérience est généralement inférieur chez les immigrants puisque ces derniers ont acquis en grande partie leur expérience dans leur pays d'origine et qu'elle risque d'être moins pertinente sur le marché du travail canadien¹⁹.

Dans le cas des gains horaires, on observe sensiblement le même phénomène. Les nouveaux immigrants gagnent environ 39 % de moins que les natifs canadiens dont la situation est comparable (colonne 3); ce pourcentage glisse à environ 36 % lorsqu'on neutralise la littératie. Le coefficient négatif (-17,8 %) lié aux immigrants arrivés entre 1965 et 1979 est statistiquement significatif, contrairement au cas des gains annuels. Cependant, lorsqu'on neutralise la littératie, cette incidence estimée tombe à -7,8 % et n'est plus significativement différente de zéro. Pour les personnes arrivées avant 1965, le coefficient est élevé et statistiquement significatif, ce qui semble indiquer que les immigrants arrivés au début de l'après-guerre ont été acceptés en fonction de caractéristiques inobservables, comme la motivation à réussir²⁰.

Tableau 5 Déterminants des gains annuels et horaires après neutralisation du statut d'immigrant

Variable	1	2	3	4
<i>Variable dépendante (logarithme des gains)</i>	<i>Gains annuels</i>	<i>Gains annuels</i>	<i>Gains horaires</i>	<i>Gains horaires</i>
Femmes	-0,6356*** (0,0374)	-0,6555*** (0,0371)	-0,1971*** (0,0311)	-0,2124*** (0,0309)
Personnes mariées	0,3184*** (0,0599)	0,2907*** (0,0594)	0,2467*** (0,0498)	0,2239*** (0,0495)
Zone rurale	-0,1295** (0,0510)	-0,1281** (0,0504)	-0,0992** (0,0425)	-0,0977** (0,0421)
Nombre d'années d'études	0,0821*** (0,0058)	0,0566*** (0,0069)	0,0625*** (0,0049)	0,0425*** (0,0057)
Expérience	0,0470*** (0,0055)	0,0476*** (0,0055)	0,0389*** (0,0046)	0,0394*** (0,0046)
Expérience ²	-0,0008*** (0,0001)	-0,0008*** (0,0001)	-0,0005*** (0,0001)	-0,0005*** (0,0001)
Immigrants, 1980 à 1994	-0,3472*** (0,1017)	-0,3036*** (0,1009)	-0,3919*** (0,0844)	-0,3570*** (0,0838)
Immigrants, 1965 à 1979	-0,0597 (0,0880)	0,0675 (0,0890)	-0,1776** (0,0730)	-0,0776 (0,0739)
Immigrants, 1950 à 1964	0,2103 (0,1330)	0,2269* (0,1316)	0,7117*** (0,1103)	0,7251*** (0,1093)
Immigrants, avant 1950	0,1568 (0,6212)	0,1773 (0,6146)	0,5687 (0,5152)	0,5850 (0,5103)
Centile du résultat sur les échelles de capacités de lecture	—	0,0055*** (0,0008)	—	0,0043*** (0,0007)
Constante	8,4688*** (0,1091)	8,5043*** (0,1081)	1,2603*** (0,0907)	1,2869*** (0,0899)
Taille de l'échantillon	2 190	2 190	2 181	2 181
R au carré	0,2638	0,2797	0,2094	0,2246

Nota : *** = le coefficient estimé est statistiquement significatif au niveau de 1 %

** = significatif au niveau de 5 %

* = significatif au niveau de 10 %

Les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses.

Outre les variables indiquées ci-dessus, toutes les régressions comprenaient des contrôles pour neutraliser les écarts provinciaux. Les résultats des contrôles provinciaux ont été supprimés afin de faciliter la lisibilité.

Les personnes ayant immigré au Canada à 15 ans ou moins sont considérées comme des personnes nées au Canada.

— La variable n'est pas incluse dans l'équation estimée.

Tableau 6 Déterminants des gains annuels et horaires après neutralisation de la scolarité des parents

Variable	1	2	3	4
<i>Variable dépendante (gains)</i>	<i>Gains annuels</i>	<i>Gains annuels</i>	<i>Gains horaires</i>	<i>Gains horaires</i>
Femmes	-0,6509*** (0,0373)	-0,6696*** (0,0370)	-0,2228*** (0,0315)	-0,2408*** (0,0311)
Personnes mariées	0,3409*** (0,0601)	0,3062*** (0,0596)	0,2569*** (0,0507)	0,2210*** (0,0501)
Zone rurale	-0,1377*** (0,0509)	-0,1423*** (0,0503)	-0,1044** (0,0430)	-0,1087*** (0,0424)
Nombre d'années d'études	0,0795*** (0,0066)	0,0575*** (0,0072)	0,0707*** (0,0055)	0,0491*** (0,0060)
Expérience	0,0449*** (0,0055)	0,0451*** (0,0054)	0,0325*** (0,0046)	0,0327*** (0,0045)
Expérience ²	-0,0007*** (0,0001)	-0,0007*** (0,0001)	-0,0003*** (8,98E-05)	-0,0003*** (8,85E-05)
Mère : études secondaires partielles	0,2458*** (0,0662)	0,2007*** (0,0658)	-0,1287** (0,0558)	-0,1732*** (0,0552)
Mère : diplôme d'études secondaires	0,2400*** (0,0749)	0,2010*** (0,0743)	-0,1053* (0,0631)	-0,1448** (0,0624)
Mère : diplôme d'études postsecondaires	0,2249** (0,0933)	0,1387 (0,0931)	-0,0861 (0,0786)	-0,1706** (0,0781)
Mère : diplôme universitaire	0,2334* (0,1216)	0,2166* (0,1203)	-0,1300 (0,1023)	-0,1459 (0,1008)
Père : études secondaires partielles	-0,0200 (0,0639)	-0,0606 (0,0635)	-0,0874 (0,0538)	-0,1281** (0,0533)
Père : diplôme d'études secondaires	-0,1852*** (0,0720)	-0,2440*** (0,0717)	-0,1593*** (0,0606)	-0,2173*** (0,0601)
Père : diplôme d'études postsecondaires	-0,1267 (0,1034)	-0,1765* (0,1025)	-0,1876** (0,0873)	-0,2371** (0,0862)
Père : diplôme universitaire	-0,0425 (0,0930)	-0,0923 (0,0922)	-0,0982 (0,0785)	-0,1491* (0,0775)
Centile du résultat sur les échelles de capacités de lecture	—	0,0056*** (0,0008)	—	0,0055*** (0,0007)
Constante	8,3535*** (0,1139)	8,4369*** (0,1133)	1,4002*** (0,0960)	1,4842*** (0,0950)
Taille de l'échantillon	2 190	2 190	2 181	2 181
R au carré	0,2676	0,2838	0,1904	0,2150

Nota : *** = le coefficient estimé est statistiquement significatif au niveau de 1 %

** = significatif au niveau de 5 %

* = significatif au niveau de 10 %

Les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses.

Outre les variables indiquées ci-dessus, toutes les régressions comprenaient des contrôles pour neutraliser les écarts provinciaux. Les résultats des contrôles provinciaux ont été supprimés afin de faciliter la lisibilité.

— La variable n'est pas incluse dans l'équation estimée.

Comme dans le cas des gains annuels, le fait de neutraliser le statut d'immigrant a peu d'incidence sur le rendement estimé de la scolarité et de la littératie. Par contre, le rendement estimé de l'expérience est plus élevé lorsqu'on neutralise le statut d'immigrant.

Le tableau 6 neutralise la scolarité de la mère et celle du père dans les équations des gains annuels et des gains horaires. Dans le cas des deux parents, la catégorie omise est celle des personnes qui n'ont fait que le « cours primaire ». En l'absence de neutralisation de la littératie, l'incidence d'une année d'études supplémentaire est maintenant d'environ 8,0 % sur les gains annuels (contre 8,3 % lorsque la scolarité des parents n'est pas neutralisée) et d'environ 7,1 % sur les gains horaires (contre 6,2 % lorsque la scolarité des parents n'est pas neutralisée). Lorsqu'on neutralise la littératie en utilisant le centile du résultat sur les échelles de capacités de lecture, ces coefficients baissent d'environ un tiers — se chiffrant à 5,8 % dans le cas des gains annuels et à 4,9 % dans le cas des gains horaires. L'ampleur de l'incidence estimée de la littératie sur les gains est essentiellement la même que celle présentée aux tableaux 2 et 4.

Malgré la corrélation positive, dans les données brutes, entre les gains individuels et la scolarité des parents, on peut difficilement conclure que la scolarité des parents exerce une incidence positive sur la rémunération de leur enfant à l'âge adulte lorsqu'on neutralise la scolarité et la littératie.

Dans l'équation des gains annuels (colonne 2 du tableau 6), le fait que la scolarité de la mère dépasse le cours primaire a une incidence positive sur les gains, mais il n'y a pas de différence entre les catégories « études secondaires partielles », « diplôme d'études secondaires », « diplôme d'études postsecondaires » et « diplôme universitaire ». La scolarité du père au-delà du cours primaire a une incidence négative sur les gains, qui annule l'incidence positive de la scolarité plus avancée de la mère, mais seules les catégories « diplôme d'études secondaires » et « diplôme d'études postsecondaires » sont statistiquement significatives.

Dans l'équation des gains horaires (colonne 4), il est encore plus difficile d'affirmer que la scolarité des parents a une incidence positive directe sur les gains. Tous les coefficients liés à la scolarité de la mère et à celle du père au-delà du cours primaire sont négatifs, mais tous ne sont pas statistiquement significatifs.

Ces résultats nous portent à croire que la corrélation positive entre la scolarité des parents et la rémunération d'une personne découle principalement de l'influence de la scolarité des parents sur le niveau de scolarité et les capacités de lecture de l'enfant. Lorsqu'on neutralise ces influences dans la régression, on ne peut prouver l'existence d'une incidence positive supplémentaire ou directe. De fait, l'incidence directe semble même être négative plutôt que positive^{21, 22}.

Section 3.4

Estimations selon la méthode des variables instrumentales (VI)

Comme nous l'avons mentionné plus haut, les économistes, en général, s'abstiennent de donner une interprétation causale de la corrélation entre la scolarité et les gains, car le rapport peut refléter en partie des facteurs non observés qui influencent les deux aspects. La corrélation positive partielle entre la littératie et les gains peut soulever un problème semblable. Afin d'analyser les liens causals entre la scolarité, la littératie et les gains, nous présentons au tableau 7 des estimations de l'incidence de la scolarité et de la littératie sur les gains selon la méthode des VI. Comme cette méthode d'estimations peut tenir compte de la détermination conjointe des gains, de la scolarité et de la littératie, elle permet de cerner les incidences causales.

Le tableau 7 présente des estimations de l'équation des gains (voir l'équation [5]), que nous reformulons ci-dessous :

$$\log y = a_0 E + a_1 EXP + a_2 EXP^2 + a_3 LIT + X b_1 + u \quad (6)$$

où :

y représente les gains;

E est le nombre d'années d'études;

EXP est l'expérience potentielle (soit l'âge moins le nombre d'années d'études moins six);

LIT est la littératie;

X est l'ensemble des variables de contrôle utilisées dans les estimations selon la méthode des MCO évoquée plus haut (femmes, personnes mariées, zone rurale, province);

u désigne une erreur aléatoire.

L'estimation selon la méthode des VI pose une difficulté : obtenir des instruments convenables — c'est-à-dire des variables qui sont en corrélation avec les variables endogènes du membre de droite (en l'occurrence, la scolarité et la littératie), mais sans corrélation avec le terme d'erreur u . Autrement dit, nous cherchons des variables qui influencent la scolarité et la littératie sans influencer directement les gains. Heureusement, les données du volet canadien de l'EIAA renferment un certain nombre de VI qui peuvent bien s'appliquer à la fois à la scolarité et à la littératie. Pour la scolarité, nous utilisons les réponses à la question suivante : « Quelle est la principale raison pour laquelle vous avez abandonné vos études au moment où vous l'avez fait? » À partir des réponses, nous avons construit trois variables fictives :

1. abandon pour raisons financières (obligation de travailler ou besoin d'argent);
2. abandon pour raisons familiales (obligation d'aider l'entreprise familiale, maladie à la maison, mariage, grossesse, etc.);
3. abandon faute d'accès aux études.

Dans le cas de la littératie, nous utilisons la réponse à une question sur la langue maternelle pour créer une VI correspondant aux personnes dont la langue maternelle est autre que la langue dans laquelle on a mené l'interview de l'EIAA (le français ou l'anglais).

Nous utilisons également la scolarité des parents à titre de VI liée au niveau de scolarité et aux capacités de lecture. Comme nous l'avons mentionné plus haut, les données fournies par cet échantillon confirment que, si la scolarité des parents influence le niveau de scolarité et les capacités de lecture, donc indirectement les gains de l'enfant à l'âge adulte, elle n'influe pas directement sur les gains de l'enfant à l'âge adulte. Dans ce cas, la scolarité des parents constitue une bonne VI pour la scolarité et la littératie.

En ce qui concerne la scolarité des parents, nous utilisons des variables fictives pour la scolarité de la mère et celle du père, le cours primaire étant la catégorie omise dans chaque cas. Nous incluons également les interactions entre la scolarité de la mère et celle du père, de sorte que l'incidence de la scolarité du père, par exemple, peut varier selon différents niveaux de scolarité de la mère. Comme le nombre d'années d'études entre dans le calcul de l'expérience potentielle, nous utilisons également \hat{AGE} et \hat{AGE}^2 comme VI pour EXP et EXP^2 .

Nous présentons deux ensembles de VI. Le premier (colonnes 1 et 3 du tableau 7) comprend comme instruments les trois variables « raisons d'abandonner les études » et la variable « langue maternelle autre que le français ou l'anglais ». Comme nous l'avons mentionné plus haut, nous considérons ces variables comme des VI appropriées pour le niveau de scolarité et les capacités de lecture. Dans la présente analyse, toutefois, nous utilisons ces variables comme des VI pour toutes les variables endogènes du membre de droite de l'équation des gains. Le second ensemble d'estimations (colonnes 2 et 4 du tableau 7) ajoute comme VI la scolarité de la mère, celle du père et les interactions entre les deux. Comme nous l'avons mentionné plus haut, selon notre interprétation, les données présentées au tableau 6 semblent indiquer que le niveau de scolarité de la mère et celui du père constituent des VI qui s'appliquent bien à la scolarité et à la littératie²³. Toutes les équations présentées au tableau 7 utilisent également \hat{AGE} et \hat{AGE}^2 comme VI pour EXP et EXP^2 .

Tableau 7 Déterminants des gains annuels et horaires selon la méthode des variables instrumentales (VI)

Variable	1	2	3	4
<i>Variable dépendante</i> <i>(logarithme des gains)</i>	<i>Gains</i> <i>annuels</i>	<i>Gains</i> <i>annuels</i>	<i>Gains</i> <i>horaires</i>	<i>Gains</i> <i>horaires</i>
Femmes	-0,6909*** (0,0417)	-0,6636*** (0,0376)	-0,2403*** (0,0335)	-0,2350*** (0,0319)
Personnes mariées	0,2552*** (0,0806)	0,3019*** (0,0646)	0,1548** (0,0658)	0,1642*** (0,0551)
Zone rurale	-0,1500** (0,0615)	-0,1314** (0,0525)	-0,1486*** (0,0497)	-0,1487*** (0,0448)
Nombre d'années d'études	-0,0100 (0,0455)	0,0467** (0,0210)	0,0030 (0,0364)	0,0096 (0,0178)
Expérience	0,0428*** (0,0071)	0,0439*** (0,0062)	0,0485*** (0,0058)	0,0479*** (0,0053)
Expérience ²	-0,0006*** (0,0001)	-0,0006*** (0,0001)	-0,0006*** (0,0001)	-0,0006*** (0,0001)
Centile du résultat sur les échelles de capacités de lecture	0,0178*** (0,0064)	0,0072** (0,0029)	0,0067 (0,0051)	0,0051** (0,0025)
Constante	8,7402*** (0,3072)	8,5461*** (0,1738)	1,6688*** (0,2466)	1,6752*** (0,1474)
Taille de l'échantillon	2 190	2 190	2 181	2 181
R au carré	0,1909	0,2736	0,1806	0,1835

Nota : *** = le coefficient estimé est statistiquement significatif au niveau de 1 %

** = significatif au niveau de 5 %

* = significatif au niveau de 10 %

Les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses.

Outre les variables indiquées ci-dessus, toutes les régressions comprenaient des contrôles pour neutraliser les écarts provinciaux. Les résultats des contrôles provinciaux ont été supprimés afin de faciliter la lisibilité.

Dans toutes les régressions, les VI sont les suivantes : le nombre d'années d'études, l'expérience, l'expérience² et le centile du résultat sur les échelles de capacités de lecture.

Les instruments utilisés sont les suivants : l'âge, l'âge², la raison d'abandonner les études (raisons financières, raisons familiales, faute d'accès) et une variable fictive pour la langue maternelle autre que la langue du test de l'EIAA. Les régressions 2 et 4 ajoutent, comme instruments, l'interaction des niveaux de scolarité des parents.

Les estimations selon la méthode des VI offrent l'avantage de ne pas être liées à une spécification donnée du reste du système d'équations déterminées conjointement. Ainsi, elles tiennent compte de la possibilité que la scolarité, l'expérience et la littératie constituent des variables endogènes du membre de droite et soient en corrélation avec le terme d'erreur de l'équation des gains, mais elles concordent avec diverses spécifications des équations de la scolarité et de la littératie. Comme nous nous intéressons avant tout à l'équation des gains, cette méthode d'estimation des rapports causals est celle qui nécessite le moins d'hypothèses.

Si l'on compare la première colonne du tableau 7 aux estimations obtenues selon la méthode des MCO (colonne 3 du tableau 2), on constate que le rendement de la scolarité selon la méthode des VI est de faible ampleur et n'est pas significativement différent de zéro, alors que le rendement de l'expérience est légèrement inférieur (0,043 contre 0,046) selon la méthode des MCO. Par contraste, le rendement de la littératie selon la méthode des VI est très supérieur à son rendement selon la méthode des MCO (0,0178 contre 0,0055) et est très significatif.

Les différences entre les estimations des coefficients de la scolarité et de la littératie selon les méthodes des MCO et des VI s'atténuent lorsqu'on ajoute à l'ensemble d'instruments les variables liées à la scolarité des parents. Le rendement estimé de la scolarité passe à 0,047 (contre 0,057 selon la méthode des MCO) et devient significativement différent de zéro. Le rendement estimé de la littératie tombe à 0,0072, ce qui est encore supérieur à 0,0055 selon la méthode des MCO, mais la différence est négligeable. Ces instruments supplémentaires ne changent pas les coefficients de l'expérience et de l'expérience au carré; ces coefficients restent près des estimations selon la méthode des MCO.

Ces chiffres indiquent que la scolarité et la littératie peuvent exercer une incidence causale sur les gains. Lorsqu'on inclut toutes les VI potentielles, l'incidence causale de la scolarité sur les gains annuels est inférieure à l'estimation selon la méthode des MCO (0,047 contre 0,057) et l'incidence causale de la littératie est supérieure à sa contrepartie selon la méthode des MCO (0,0072 contre 0,0055). Toutefois, les estimations de ces deux paramètres selon la méthode des VI sont moins précises et ne sont pas significativement différentes des estimations selon celle des MCO. De plus, ces influences causales estimées et leur rapport avec les estimations selon la méthode des MCO simples sont sensibles à l'ensemble de VI employées. Le rendement estimé de l'expérience est légèrement inférieur à l'estimation selon la méthode des MCO et n'est pas sensible au choix des VI.

Les résultats liés aux gains horaires sont semblables, à part quelques différences dignes de mention. Avec pour seuls instruments les variables « raisons d'abandonner les études » et « langue maternelle autre que le français ou l'anglais », le rendement estimé de la scolarité est, là encore, peu élevé et n'est pas significativement différent de zéro. De même, le rendement estimé de la littératie est supérieur à sa contrepartie selon la méthode des MCO mais, dans le cas des gains horaires, l'estimation est beaucoup moins précise et pas statistiquement significative. Lorsqu'on ajoute les variables liées à la scolarité des parents, le coefficient de la littératie est statistiquement significatif et légèrement plus élevé que l'estimation selon la méthode des MCO (mais pas significativement différent). Toutefois, le coefficient du nombre d'années d'études reste faible et n'est pas significativement différent de zéro, ce qui laisse entendre que l'influence de la scolarité sur les gains horaires découle principalement de l'incidence de la scolarité sur la littératie.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Section 3.5

Estimations selon la méthode des moindres carrés en trois étapes

La présente section montre les estimations d'un modèle structurel complet de la détermination conjointe de la scolarité, de la littératie et des gains. La spécification du modèle qui sous-tend les estimations selon la méthode des moindres carrés en trois étapes est la suivante :

$$\log y = a_0 E + a_1 EXP + a_2 EXP^2 + a_3 LIT + X b_1 + u_1 \quad (7)$$

$$E = X^* b_2 + PE d_2 + Z q + u_2 \quad (8)$$

$$LIT = a_4 E + a_5 EXP + a_6 EXP^2 + X b_3 + PE d_3 + W p + u_3 \quad (9)$$

où :

y représente les gains;

E est le nombre d'années d'études;

EXP est l'expérience potentielle;

LIT est le centile du résultat sur les échelles de capacités de lecture;

PE est un vecteur des variables mesurant la scolarité des parents;

X est l'ensemble de contrôles utilisé dans les estimations selon les méthodes des MCO et des VI (femmes, personnes mariées, zone rurale, province);

X^* est X augmenté de l' \hat{AGE} et de l' \hat{AGE}^2 ;

Z est un vecteur des VI qui influencent la scolarité, mais n'ont aucun effet direct sur la littératie ni les gains;

W est un ensemble semblable d'instruments qui influencent la littératie, mais n'ont aucun effet direct sur la scolarité ni les gains;

u_1 , u_2 et u_3 sont des erreurs aléatoires;

a , b , d , p et q sont des vecteurs de paramètres.

Le modèle tient compte du fait que la scolarité et la littératie peuvent influencer les gains et que le niveau de scolarité peut influencer sur les capacités de lecture actuelles. Dans l'équation de la scolarité, nous n'incluons pas la littératie comme variable endogène du membre de droite parce que les capacités de lecture actuelles n'influencent pas le niveau de scolarité, la plus grande partie de ces compétences ayant été acquise antérieurement.

Les estimations selon la méthode des moindres carrés en trois étapes sont fondées sur le système des équations (7) à (9). Ces estimations utilisent la scolarité des parents comme instruments liés à la littératie et à la scolarité, les trois variables « raisons d'abandonner les études » comme instruments liés à la scolarité et la variable « langue maternelle autre que le français ou l'anglais » comme instrument lié à la littératie. Le niveau de scolarité et l'expérience du marché du travail sont inclus dans l'équation de la littératie à titre de variables endogènes, car ces deux intrants du capital humain peuvent influencer les capacités de lecture. Le tableau 8 présente quelques-unes des principales estimations des paramètres structuraux dans le cas des gains annuels. Le

Tableau 8 Déterminants des gains annuels selon la méthode des moindres carrés en trois étapes

Variable	1	2	3
<i>Variable dépendante</i>	<i>Logarithme des gains annuels</i>	<i>Nombre d'années d'études</i>	<i>Centile du résultat sur les échelles de capacités de lecture</i>
Femmes	-0,6656*** (0,0374)	0,1798** (0,0755)	1,9496* (0,9982)
Personnes mariées	0,3001*** (0,0643)	-0,3430*** (0,1246)	7,8065*** (1,7397)
Zone rurale	-0,1333** (0,0523)	-0,2876*** (0,1018)	2,0335 (1,4435)
Nombre d'années d'études	0,0417** (0,0209)		7,2135*** (0,5295)
Expérience	0,0404*** (0,0062)		-0,0384 (0,2005)
Expérience ²	-0,0006*** (0,0001)		-0,0014 (0,0040)
Centile du résultat sur les échelles de capacités de lecture	0,0074** (0,0029)		
Abandon pour raisons financières		-2,1522*** (0,1733)	
Abandon pour raisons familiales		-1,7650*** (0,2745)	
Abandon faute d'accès		-2,5114*** (0,4372)	
Langue maternelle autre que la langue du test de l'EIAA			-8,3872*** (1,5190)
Âge		0,2044*** (0,0216)	
Âge ²		-0,0028*** (0,0002)	
Constante	8,6423*** (0,1731)	9,1123*** (0,4580)	-47,7476*** (5,3308)
Taille de l'échantillon	2 190	2 190	2 190
Pseudo R au carré	0,272	0,313	0,357

Nota : *** = le coefficient estimé est statistiquement significatif au niveau de 1 %

** = significatif au niveau de 5 %

* = significatif au niveau de 10 %

Les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses.

Outre les variables indiquées ci-dessus, toutes les régressions comprenaient des contrôles pour neutraliser les écarts provinciaux. De plus, les termes d'interaction entre le niveau de scolarité de la mère et celui du père sont compris à titre de contrôles pour neutraliser le « nombre d'années d'études » et le « centile du résultat sur les échelles de capacités de lecture ». Les résultats des contrôles provinciaux et les niveaux de scolarité des parents ont été supprimés afin de faciliter la lisibilité.

L'« expérience » et l'« expérience² » ont comme instruments respectifs l'« âge » et l'« âge² ». Faute d'espace, les résultats ne sont pas indiqués.

« rendement de la scolarité » est inférieur à l'estimation selon la méthode des MCO (0,042 contre 0,057) et statistiquement significatif au niveau de 5 %. L'incidence estimée de la littératie sur les gains est supérieure à l'estimation selon la méthode des MCO et significativement différente de zéro au niveau de 5 %. Ces deux estimations sont très semblables à celles fondées sur l'estimation selon la méthode des VI comprenant l'ensemble complet d'instruments (colonne 2 du tableau 7).

Dans l'équation du nombre d'années d'études, chacune des variables « raisons d'abandonner les études » a une incidence négative importante sur le niveau de scolarité, la variable « abandon faute d'accès » ayant l'incidence la plus importante (-2,5 ans). L'équation de la littératie fournit une preuve directe de l'incidence de la scolarité et de l'expérience sur la littératie. On estime que chaque année d'études supplémentaire entraîne une progression considérable (7,2 centiles) dans la répartition des capacités de lecture. Comme nous l'avons déduit indirectement des équations des gains, l'expérience du marché du travail n'a pas un effet net marqué sur la littératie. Par contre, le fait de n'avoir ni le français ni l'anglais comme langue maternelle a une incidence négative importante et statistiquement significative sur la littératie (-8,4 centiles).

Le tableau 9 présente les résultats liés aux gains horaires. Ces résultats sont généralement semblables à ceux de l'estimation selon la méthode des VI avec l'ensemble complet de VI (colonne 4 du tableau 7). Dans l'équation des gains, le coefficient du nombre d'années d'études est de faible ampleur et n'est pas significativement différent de zéro. Le rendement estimé de l'expérience dépasse à la fois l'estimation selon la méthode des MCO (0,057 contre 0,034) et celle selon la méthode des VI (0,057 contre 0,048). L'incidence marginale estimée de la littératie sur les gains horaires est presque identique à l'estimation selon la méthode des VI (0,0050 contre 0,0051) et proche de l'estimation selon la méthode des MCO (0,0050 contre 0,0046). Dans les équations de la scolarité et de la littératie, les estimations des paramètres sont très semblables à celles tirées du système de gains annuels et indiquées au tableau 8.

Tableau 9 Déterminants des gains horaires selon la méthode des moindres carrés en trois étapes

Variable	1	2	3
<i>Variable dépendante</i>	<i>Logarithme des gains horaires</i>	<i>Nombre d'années d'études</i>	<i>Centile du résultat sur les échelles de capacités de lecture</i>
Femmes	-0,2284*** (0,0314)	0,1830** (0,0757)	1,9130* (1,0003)
Personnes mariées	0,1666*** (0,0543)	-0,3365*** (0,1253)	8,2065*** (1,7461)
Zone rurale	-0,1430*** (0,0441)	-0,2896*** (0,1024)	2,0702 (1,4504)
Nombre d'années d'études	-0,0148 (0,0175)		7,2057*** (0,5300)
Expérience	0,0574*** (0,0052)		-0,0627 (0,2009)
Expérience ²	-0,0009*** (0,0001)		-0,0011 (0,0040)
Centile du résultat sur les échelles de capacités de lecture	0,0050** (0,0024)		
Abandon pour raisons financières		-2,1472*** (0,1730)	
Abandon pour raisons familiales		-1,6829*** (0,2740)	
Abandon faute d'accès		-2,4227*** (0,4364)	
Langue maternelle autre que la langue du test de l'EIAA			-8,2977*** (1,5211)
Âge		0,2042*** (0,0216)	
Âge ²		-0,0028*** (0,0002)	
Constante	1,9257*** (0,1453)	9,0704*** (0,4594)	-47,6055*** (5,3385)
Taille de l'échantillon	2 181	2 181	2 181
Pseudo R au carré	0,143	0,312	0,357

Nota : *** = le coefficient estimé est statistiquement significatif au niveau de 1 %

** = significatif au niveau de 5 %

* = significatif au niveau de 10 %

Les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses.

Outre les variables indiquées ci-dessus, toutes les régressions comprenaient des contrôles pour neutraliser les écarts provinciaux. De plus, les termes d'interaction entre le niveau de scolarité de la mère et celui du père sont compris à titre de contrôles pour neutraliser le « nombre d'années d'études » et le « centile du résultat sur les échelles de capacités de lecture ». Les résultats des contrôles provinciaux et les niveaux de scolarité des parents ont été supprimés afin de faciliter la lisibilité.

L'« expérience » et l'« expérience² » ont comme instruments respectifs l'« âge » et l'« âge² ». Faute d'espace, les résultats ne sont pas indiqués.

En résumé, les estimations selon la méthode des VI et selon la méthode des moindres carrés en trois étapes confirment que la scolarité et la littératie exercent une influence causale sur les gains annuels. L'ampleur de ces incidences causales estimées est même semblable — et, dans le cas de la littératie, peut-être même supérieure — à celles obtenues d'après les estimations simples selon la méthode des MCO, qui ne tiennent pas compte de la détermination conjointe possible de la scolarité, de la littératie et des gains. Les estimations selon la méthode des VI et selon la méthode des moindres carrés en trois étapes indiquent également que la littératie a une incidence causale sur les gains horaires, mais la preuve d'une incidence causale directe de la scolarité sur les gains horaires est plus faible. Comme les gains horaires présentent un plus grand risque d'erreur de mesure, nous préférons nous fier aux résultats liés aux gains annuels.

Conclusion

La littératie a un effet important sur les gains et représente environ le tiers du « rendement estimé de la scolarité ». Selon les estimations simples des MCO, chaque année d'études supplémentaire accroît les gains annuels d'environ 8,3 %, dont environ 3,1 points de pourcentage résultent de l'incidence combinée de la scolarité sur la littératie et, en retour, de la littératie sur les gains. Ces résultats semblent indiquer que la scolarité a, sur la littératie, une incidence très supérieure à celle de l'expérience professionnelle. De fait, les preuves directes et indirectes indiquent que l'expérience générale du marché du travail a peu d'incidence nette sur la littératie.

Nos résultats nous portent également à croire que les capacités de lecture peuvent jouer un rôle sur la facilité qu'ont les immigrants à s'adapter au nouveau marché du travail. Le faible nombre d'immigrants dans notre échantillon empêche de tirer une conclusion plus ferme sur le rapport entre les capacités de lecture et les gains des immigrants par rapport à ceux des natifs. C'est un sujet qui mérite une étude plus poussée.

Malgré la corrélation positive entre les gains d'une personne et la scolarité des parents, les données du volet canadien de l'EIAA ne permettent guère d'affirmer que le niveau de scolarité des parents exerce une incidence positive sur les gains de leur enfant à l'âge adulte lorsqu'on neutralise la scolarité et la littératie. On peut en déduire que le lien positif entre la scolarité des parents et les gains d'une personne découle principalement de l'influence de la scolarité des parents sur les capacités de lecture et le niveau de scolarité de leur enfant.

La situation sur le marché du travail dépend des compétences d'une personne et de la valeur qu'on accorde à ces compétences sur le marché du travail. Nous avons constaté — en utilisant des VI et des méthodes d'estimation par équations simultanées — que la littératie et la scolarité ont une incidence causale importante sur les gains. Ces constatations soutiennent la théorie du capital humain. Toutefois, il faudrait approfondir la recherche à cet égard pour étayer nos constatations.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Notes de fin de document

1. Alors que des centaines d'études ont abordé le rapport entre l'éducation et les gains, seules quelques études ont porté sur les rôles des mesures directes des compétences. Citons, par exemple, Boissiere, Knight et Sabot (1985), Rivera-Batiz (1990, 1992), Murnane, Willett et Levy (1995), ainsi que Charette et Meng (1998).
2. Soulignons que dans cette formulation « pure » du capital humain, on suppose que le niveau de scolarité n'a pas d'incidence indépendante directe sur les gains; l'apport de l'éducation à la réussite professionnelle découle indirectement de son influence sur l'acquisition des compétences. Toutefois, si, comme dans les modèles proposés par Arrow (1973) et Spence (1973), les attestations d'études témoignent de la productivité des travailleurs, le niveau de scolarité devrait également figurer dans le membre de droite de l'équation (1).
3. La spécification (1) suppose que les gains de la personne i correspondent à la somme de la valeur marchande de chacune des compétences que possède cette personne. On peut élargir cette spécification simple pour tenir compte de situations où l'« ensemble » des compétences a son importance, auquel cas il peut y avoir des interactions entre les compétences individuelles, et pour tenir compte d'un rapport non linéaire entre les compétences et les gains.
4. Pour un survol de cette documentation, voir Griliches (1977), Rosen (1977), Willis (1986) et Card (1999).
5. Pour plus de détails sur le premier cycle de l'enquête, voir Organisation de coopération et de développement économiques et Statistique Canada (1995). Statistique Canada, Développement des ressources humaines Canada et le Secrétariat national à l'alphabétisation (1996) fournissent des renseignements supplémentaires sur les résultats canadiens. L'Organisation de coopération et de développement économiques et Statistique Canada (2000) résumant les constatations des trois cycles de l'EIAA menée dans 22 pays.
6. Les répondants ont subi le test dans la ou les langues officielles du pays; au Canada, ils avaient le choix entre le français et l'anglais. Si les répondants ne parlaient pas la langue officielle, un interprète les aidait à fournir les renseignements de base. Les répondants qui ne pouvaient pas subir le test en raison de leur faible maîtrise de la langue officielle ont été compris dans l'enquête.
7. Comme moins de 5 % de la population se sont classés au niveau 5 dans la plupart des pays (dont le Canada), nous avons combiné les niveaux 4 et 5; ainsi, lorsque les résultats sont présentés par niveau de capacités de lecture, ils correspondent aux niveaux 1, 2, 3 et 4/5.
8. Sont exclus de l'analyse les étudiants à temps plein ainsi que les « jeunes aux études » — c'est-à-dire les étudiants qui, au cours de la dernière année, travaillaient à temps partiel tout en poursuivant leurs études.
9. Dans 37 cas, le nombre d'années d'études est observé, mais le plus haut niveau de scolarité n'est pas précisé ou est indéfinissable. Nous utilisons alors le plus haut niveau de scolarité atteint par la moyenne de l'échantillon.
10. Il est possible que les « contrôles provinciaux » englobent en partie les variations régionales sur le plan de la qualité de la scolarité.
11. Pour les trois mesures de la littératie, les valeurs moyennes des personnes de 70 ans et plus dépassent celles des personnes de 55 à 69 ans. Toutefois, le nombre de soutiens de famille de 70 ans et plus est restreint et les différences entre ces deux groupes d'âge ne sont pas statistiquement significatives.
12. Les coefficients de pondération liés au premier vecteur propre sont respectivement 0,576, 0,577 et 0,578.
13. Osberg (2000) soutient qu'il faut considérer les résultats sur les échelles de capacités de lecture comme des mesures ordinales et non cardinales.
14. Riddell et Sweetman (1998) étudient le lien positif entre la scolarité, le nombre d'heures travaillées par semaine et le nombre de semaines travaillées par année chez les travailleurs canadiens. Card (1999) révèle que, selon des données américaines récentes, le rendement de la scolarité se répercute pour environ les deux tiers sur le salaire horaire et pour le tiers sur le nombre de semaines et d'heures travaillées.
15. Nous mettons l'accent sur le terme « incidence nette », car il est possible que l'expérience professionnelle renforce les capacités de lecture de certains travailleurs, mais que, faute d'être utilisées, celles d'autres travailleurs se dégradent avec le temps. Dans ce cas, l'incidence nette peut être positive, nulle ou négative, selon l'ampleur relative de l'incidence positive ou négative compensatrice.
16. Ces résultats fournissent une preuve indirecte de l'incidence de l'expérience professionnelle sur la littératie. Nous exposerons plus loin une preuve directe de cet impact.
17. Voir, dans Baker et Benjamin (1994), Bloom, Grenier et Gunderson (1995) et Grant (1999), des exemples d'études récentes de la situation des immigrants sur le marché du travail canadien. Ces études, ainsi que des études connexes, abordent un aspect important : la mesure dans laquelle, sur le plan du revenu, les récentes cohortes d'immigrants sont désavantagées par rapport aux natifs et rattrapent ces derniers moins rapidement que les cohortes d'immigrants antérieures.

18. Nous avons également désagrégé la cohorte de 1980 à 1994 en trois périodes de cinq ans. Certains indices prouvent que l'« effet d'entrée » négatif est plus important pour la cohorte la plus récente (les immigrants arrivés entre 1990 et 1994), notamment sur le plan des gains annuels. Toutefois, étant donné le petit nombre d'observations, les différences entre les trois coefficients ne sont pas statistiquement significatives.
19. Nous avons également estimé des modèles comportant des effets d'interaction, de sorte que le rendement de la scolarité, de l'expérience et de la littératie peut être différent entre les immigrants et les natifs. En raison du faible nombre d'immigrants dans notre échantillon, ces termes d'interaction, en général, ne sont pas statistiquement significatifs.
20. Le coefficient de la cohorte d'immigrants de 1950 à 1964 est étonnamment élevé dans le cas des gains horaires. Cependant, cette forte incidence n'est pas confirmée par les résultats qui utilisent les gains annuels comme variable dépendante. Étant donné la petite taille de l'échantillon et le risque d'une plus grande erreur de mesure dans le cas des gains horaires, nous préférons nous fier aux résultats liés aux gains annuels.
21. À l'égard des questions concernant la scolarité de la mère et celle du père, il existe un grand nombre de réponses qui sont codées « ne sait pas/non définissable par niveau ». Comme dans le reste de la présente étude, ces réponses sont assimilées au niveau moyen de l'échantillon. Toutefois, la constatation selon laquelle l'incidence directe de la scolarité des parents semble être nulle ou négative n'est pas modifiée (elle est même renforcée) si nous omettons les observations pour lesquelles la scolarité des parents n'est pas déclarée.
22. Nous avons également inclus un ensemble complet d'interactions entre la scolarité de la mère et celle du père, bien que nous ne les ayons pas présentées au tableau 6 en raison de contraintes d'espace. La constatation selon laquelle l'incidence directe de la scolarité des parents est minime n'est pas modifiée par cette spécification plus générale.
23. La scolarité des parents ne convient pas comme variable instrumentale (VI) si les parents au talent supérieur sont plus scolarisés et s'il y a une corrélation positive entre le talent des parents et celui des enfants.

Bibliographie

- ARROW, Kenneth J. 1973. « Higher Education as a Filter », *Journal of Public Economics*, vol. 2, n° 3, juillet, p. 193 à 216.
- BAKER, Michael et Dwayne BENJAMIN. 1994. « The performance of immigrants in the Canadian labor market », *Journal of Labor Economics*, vol. 12, n° 3, juillet, p. 369 à 405.
- BLOOM, David E., Gilles GRENIER et Morley GUNDERSON. 1995. « The changing labour market position of Canadian immigrants », *Revue canadienne d'économique*, vol. 28, n° 4b, novembre, p. 987 à 1005.
- BOISSIERE, M., J.B. KNIGHT et R.H. SABOT. 1985. « Earnings, Schooling, Ability, and Cognitive Skills », *The American Economic Review*, vol. 75, n° 5, décembre, p. 1016 à 1030.
- CARD, David. 1999. « The Causal Effect of Education on Earnings », *Handbook of Labor Economics*, publié sous la direction d'O. Ashenfelter et D. Card, vol. 3A, Amsterdam, Elsevier Science.
- CHARETTE, Michael F. et Ronald MENG. 1998. « The determinants of literacy and numeracy, and the effect of literacy and numeracy on labour market outcomes », *Revue canadienne d'économique*, vol. 31, n° 3, août, p. 495 à 517.
- CROMPTON, Susan. 1996. « Une main-d'œuvre peu alphabétisée », *L'emploi et le revenu en perspective*, produit n° 75-001-XPF au catalogue de Statistique Canada, vol. 8, n° 2, été, p. 16 à 24.
- GRANT, Mary L. 1999. « Evidence of new immigrant assimilation in Canada », *Revue canadienne d'économique*, vol. 32, n° 4, août, p. 930 à 955.
- GRILICHES, Zvi. 1977. « Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems », *Econometrica*, vol. 45, n° 1, janvier, p. 1 à 22.
- KIRSCH, Irwin S., Ann JUNGEBLUT, Lynn JENKINS et Andrew KOLSTAD. 1993. *Adult Literacy in America: A First Look at the Findings of the National Adult Literacy Survey*, Washington, D.C., National Center for Education Statistics, U.S. Department of Education.
- MINCER, Jacob. 1974. *Schooling, Experience, and Earnings*, New York, National Bureau of Economic Research.
- MURNANE, Richard J., John B. WILLETT et Frank LEVY. 1995. « The growing importance of cognitive skills in wage determination », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 77, n° 2, p. 251 à 266.
- ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES et STATISTIQUE CANADA. 1995. *Littératie, Économie et Société : Résultats de la première Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes*, produit n° 89-545-XPF au catalogue de Statistique Canada, Paris, OCDE et Ottawa, Ministre de l'Industrie.

- ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES et STATISTIQUE CANADA. 2000. *La littératie à l'ère de l'information : Rapport final de l'Enquête internationale sur la littératie des adultes*, produit n° 89-571-XPF au catalogue de Statistique Canada, Paris, OCDE et Ottawa, Ministère de l'Industrie.
- OSBERG, Lars. 2000. *Scolarité, alphabétisme et revenus personnels*, produit n° 89-552-MPF, n° 7 au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, Statistique Canada, Développement des ressources humaines Canada et Secrétariat national à l'alphabétisation.
- RIDDELL, W. Craig et Arthur SWEETMAN. 2000. « Human Capital Formation in a Period of Rapid Change », à paraître dans *Adapting Public Policy to a Labour Market in Transition*, publié sous la direction de W. Craig Riddell et France St-Hilaire, Montréal, Institut de recherche en politiques publiques.
- RIVERA-BATIZ, Francisco L. 1990. « Literacy Skills and the Wages of Young Black and White Males in the U.S. », *Economics Letters*, vol. 32, n° 4, p. 377 à 382.
- RIVERA-BATIZ, Francisco L. 1992. « Quantitative literacy and the likelihood of employment among young adults in the United States », *Journal of Human Resources*, vol. 27, n° 2, printemps, p. 313 à 328.
- ROSEN, Sherwin. 1977. « Human Capital: A Survey of Empirical Research », *Research in Labor Economics: an annual compilation of research*, publié sous la direction de Ronald G. Ehrenberg, vol. 1, Greenwich, Connecticut, JAI Press.
- SPENCE, Michael A. 1973. « Job Market Signaling », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 87, n° 3, août, p. 355 à 374.
- STATISTIQUE CANADA. 1991. *L'alphabétisation des adultes au Canada : Résultats d'une étude nationale*, produit n° 89-525F au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, Ministère de l'Industrie, des Sciences et de la Technologie.
- STATISTIQUE CANADA, DÉVELOPPEMENT DES RESSOURCES HUMAINES CANADA et SECRÉTARIAT NATIONAL À L'ALPHABÉTISATION. 1996. *Lire l'avenir : Un portrait de l'alphabétisme au Canada*, produit n° 89-551-XPF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, Statistique Canada, Développement des ressources humaines Canada et Secrétariat national à l'alphabétisation.
- WILLIS, Robert J. 1986. « Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions », *Handbook of Labor Economics*, publié sous la direction d'Orley Ashenfelter et Richard Layard, vol. 1, Amsterdam, Elsevier Science.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes

Série de monographies

L'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA) est une initiative de sept pays qui s'est tenue à l'automne 1994. Son objectif visait à établir des profils d'alphabétisme comparables sans égard aux frontières nationales, linguistiques et culturelles. Les vagues successives de l'enquête incluent maintenant près de 30 pays partout dans le monde.

La série de monographies comprend des études détaillées découlant de la base de données de l'EIAA, qui ont été effectuées par des spécialistes de l'alphabétisme au Canada et aux États-Unis. Les recherches sont principalement financées par Développement des ressources humaines Canada. Les monographies mettent l'accent sur les questions actuelles en matière de politiques et portent sur des sujets comme la formation continue, la correspondance et la non-correspondance entre les capacités de lecture et le milieu de travail, les capacités de lecture et l'état de santé des personnes âgées, l'alphabétisme et la sécurité économique, pour ne nommer que ceux-là.