

N° 89-552-MIF au catalogue, n° 1

Les capacités de lecture des jeunes Canadiens

J. Douglas Willms

Des données sous plusieurs formes

Statistique Canada diffuse les données sous formes diverses. Outre les publications, des totalisations habituelles et spéciales sont offertes. Les données sont disponibles sur Internet, disque compact, disquette, imprimé d'ordinateur, microfiche et microfilm, et bande magnétique. Des cartes et d'autres documents de référence géographiques sont disponibles pour certaines sortes de données. L'accès direct à des données agrégées est possible par le truchement de CANSIM, la base de données ordinoingue et le système d'extraction de Statistique Canada.

Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet de la présente publication ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à : T. Scott Murray, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 (téléphone : (613) 951-9476) ou à l'un des centres de consultation régionaux de Statistique Canada :

Halifax	(902) 426-5331	Regina	(306) 780-5405
Montréal	(514) 283-5725	Edmonton	(403) 495-3027
Ottawa	(613) 951-8116	Calgary	(403) 292-6717
Toronto	(416) 973-6586	Vancouver	(604) 666-3691
Winnipeg	(204) 983-4020		

Vous pouvez également visiter notre site sur le Web :

<http://www.statcan.ca>

Un service d'appel interurbain sans frais est offert à **tous les utilisateurs qui habitent à l'extérieur des zones de communication locale** des centres de consultation régionaux.

Service national de renseignements	1 800 263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1 800 363-7629
Numéro pour commander seulement (Canada et États-Unis)	1 800 267-6677

Renseignements sur les commandes/abonnements

Les prix n'incluent pas la taxe de vente

N° 89-552-MPF au catalogue est publiée sur version **papier** au coût de 10 \$ le numéro au Canada. À l'extérieur du Canada, le coût est de 10 \$ US le numéro.

Une version **électronique**, n° 89-552-MIF au catalogue est disponible gratuitement sur le site Web de Statistique Canada.

Faites parvenir votre commande à Statistique Canada, Division des opérations et de l'intégration, Gestion de la circulation, 120, avenue Parkdale, Ottawa (Ontario), K1A 0T6 ou téléphonez au **(613) 951-7277** ou **1 800 700-1033**, par télécopieur au **(613) 951-1584** ou **1 800 889-9734** ou via l'Internet : order@statcan.ca. Pour changement d'adresse veuillez fournir votre ancienne et nouvelle adresses. On peut aussi se procurer les publications de Statistique Canada auprès des agents autorisés, des librairies locales et des bureaux locaux de Statistique Canada.

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois et 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 le centre de consultation régional de Statistique Canada le plus près de chez vous.

Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes

Les capacités de lecture des jeunes Canadiens

J. Douglas Willms

*Centre atlantique de recherche en politiques de l'éducation
Université du Nouveau-Brunswick*

L'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA), projet auquel ont participé sept pays, a été réalisée au cours de l'automne de 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, 1997

Données de catalogage avant publication (Canada)

Willms, J. Douglas

Les capacités de lecture des jeunes canadiens

Publié aussi en anglais sous le titre: Literacy skills
of Canadian youth.

ISBN 0-660-95709-4

CS89-552-MPF no 1

1. Jeunes adultes -- Éducation -- Canada -- Statistiques.
 2. Alphabétisation -- Canada -- Statistiques.
 3. Jeunes adultes -- Canada -- Livres et lecture -- Statistiques.
 4. Jeunes adultes -- Canada -- Statistiques.
- I. Statistique Canada. Division des enquêtes spéciales.
II. Titre.

LC154.W5414 1997
C-97-988028-9

302.2'244'08420971

Remerciements

Le présent rapport a été préparé pour Statistique Canada dans le cadre du contrat n° 85300950423. L'auteur est reconnaissant envers la Direction générale de la recherche appliquée et le Secrétariat national à l'alphabétisation de Développement des ressources humaines Canada pour le soutien qu'ils lui ont apporté afin de mener à bien cette recherche, envers la U.S. Spencer Foundation qui a subventionné le projet sur l'influence de l'école et de la collectivité sur les résultats scolaires et la santé des enfants, et envers l'Institut canadien des recherches avancées, qui est la principale source de financement du Centre atlantique de recherche en politiques de l'éducation. L'auteur tient également à exprimer sa gratitude à Robbie Case, Patrice de Broucker, Stephan Dupré, Stan Jones, Paul Labelle, Doug Norris, Scott Murray, Monique Bélanger et Michael Wolfson pour leurs commentaires sur une version antérieure de ce document, et à Sandy Harris pour sa collaboration à la préparation du manuscrit.

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.

Les capacités de lecture des jeunes Canadiens

La performance économique d'un pays dépend beaucoup de la capacité du marché du travail de s'adapter rapidement aux progrès et à l'évolution de l'économie mondiale. Les théories néoclassiques de la croissance économique soutenaient que la production était simplement orientée en fonction du capital et de la main-d'œuvre. Les nouvelles théories affirment que la production est aussi orientée en fonction du savoir et des idées. Elles font valoir que les « travailleurs intellectuels » à tous les échelons d'une organisation peuvent faire profiter celle-ci d'un savoir qui en accroît la productivité (Romer, 1993). De plus, compte tenu de l'importance grandissante du secteur des services et des industries de pointe, et du déclin des emplois peu qualifiés du secteur de la fabrication, les nouveaux travailleurs du savoir doivent posséder des capacités de lecture supérieures. Dans les pages qui suivent, le terme « alphabétisme » désigne de façon générale la capacité de lire et de comprendre des textes écrits, soit des rapports, des documents ainsi que des graphiques et des représentations mathématiques; la capacité d'utiliser cette information pour résoudre des problèmes, évaluer des situations et prendre des décisions; et la capacité de communiquer cette information oralement et par écrit. Une main-d'œuvre plus scolarisée ne constitue que l'un des quelques facteurs complémentaires nécessaires pour dynamiser une économie (Levin et Kelley, 1994). Toutefois, un nombre grandissant d'études démontrent l'existence de liens entre l'alphabétisme et la performance économique, corroborant ainsi les nouvelles théories économiques et les appels en faveur de l'augmentation des capacités de lecture de la main-d'œuvre (The Creative Research Group, 1987; DesLauriers, 1990; Snow, Barnes, Chandler, Goodman et Hemphill, 1991; Statistique Canada, 1991; Shapiro et Purpel, 1993; OCDE et Statistique Canada, 1995).

Les inégalités économiques et sociales — entre les classes sociales, les sexes et les groupes ethniques — sont associées à la répartition des capacités de lecture. Les théories sur le capital humain supposent l'existence d'un lien direct entre l'alphabétisme et la prospérité économique : dans un marché du travail concurrentiel, les compétences et les capacités des individus influent sur leur productivité, qui est étroitement liée à leur rémunération (Schultz, 1963; Becker, 1964). Par conséquent, les disparités touchant les capacités de lecture contribuent directement aux inégalités de revenu et de situation professionnelle puisque les personnes qui possèdent de faibles capacités de lecture ont un accès restreint à certains marchés du travail. En revanche, les personnes dotées de capacités de lecture élevées sont plus susceptibles d'accéder à des emplois dont la rémunération est élevée et à être récompensées pour leurs compétences. D'importantes études sur la réussite professionnelle ont démontré qu'une partie,

mais non la totalité, des disparités de revenu et d'emploi sont attribuables à la scolarité et au niveau de capacités de lecture des individus appartenant aux groupes dont le statut est élevé et à ceux dont le statut est bas (Carnoy, 1995; Raudenbush, Kasim, Eamsukawat, Liu et Miyazaki, 1996). Ces études attirent non seulement l'attention sur les inégalités structurales et les préjugés qui subsistent en milieu de travail, mais en plus elles démontrent avec éloquence que les politiques qui réduisent les inégalités touchant la scolarité et les capacités de lecture atténuent également les disparités économiques.

L'alphabétisme est, en soi, une caractéristique qui définit l'appartenance à une classe sociale. Les individus s'intègrent à une culture en apprenant à interpréter et à utiliser ses signes et ses symboles propres (Langer, 1991). Ils utilisent le langage dans des relations sociales qui enrichissent leurs connaissances et favorisent le développement de leur potentiel. En tant que tel, l'alphabétisme est un instrument de pouvoir social. L'éminent sociologue français Bourdieu a utilisé l'expression « capital culturel » (1977) pour décrire les valeurs, les formes de communication et les schémas d'organisation que possède la classe dominante. Le capital culturel suppose une familiarité avec la haute culture et une connaissance de celle-ci, ainsi qu'une disposition — Bourdieu emploie le terme « habitus » — pour les compétences linguistiques et sociales. Les sociologues utilisent ce concept pour expliquer pourquoi des inégalités durables ne peuvent être entièrement attribuées au capital humain. Par exemple, la réussite professionnelle est fortement associée à la quantité et à la qualité de l'éducation que les enfants reçoivent pendant leurs années d'apprentissage. Or, les écoles sont des institutions de la classe moyenne qui valorisent les structures linguistiques, les rapports à l'autorité et les structures organisationnelles de la classe moyenne (Lamont et Lareau, 1988). Les parents ayant des capacités de lecture élevées se sentent à l'aise dans leurs rapports avec le personnel enseignant et leur participation aux activités scolaires. Leurs capacités élevées leur donne accès à un éventail de stratégies pour offrir à leurs enfants ce qu'ils jugent le meilleur (Lareau, 1987). Pareillement, les enfants issus de la classe moyenne possèdent le « capital culturel » requis pour apprécier le programme d'études et s'adapter à la vie scolaire.

Vu que l'alphabétisme a un effet important sur le statut socioéconomique, les mesures politiques de nature à atténuer les inégalités touchant les capacités de lecture sont des outils essentiels de promotion de la tolérance, de cohésion sociale et de répartition équitable des possibilités économiques. Les craintes que suscite l'éventuelle émergence d'une société à deux vitesses (p. ex. Beach et Slotsve, 1996; Conseil canadien de développement social, 1993) tiennent tant aux disparités touchant les capacités de lecture qu'aux inégalités de revenu et à la polarisation des marchés du travail.

Par conséquent, le niveau de capacités de lecture des jeunes d'une société et les disparités entre les capacités de lecture des jeunes ayant des caractéristiques et des antécédents familiaux différents sont deux indicateurs sociétaux importants. Ils illustrent la manière dont les investissements de la génération précédente en ressources matérielles, sociales et culturelles se sont traduits en aptitudes et en compétences dans la génération actuelle. Un objectif explicite de l'éducation publique est d'assurer l'égalité des chances entre les générations successives; de ce fait, les niveaux de capacités de lecture et les inégalités influent sur la réussite du système d'éducation d'une société. Cependant, ces indicateurs mesurent également le bassin de capital économique et culturel qui alimentera le marché du travail au cours des deux ou trois prochaines générations. De ce fait, ils constituent des mesures des investissements passés et des succès futurs.

8 % de la population adulte se situait au niveau 1 (OCDE et Statistique Canada, 1995, graphique 3.1).

Objet et questions de la recherche

La présente étude examine de façon plus détaillée la répartition des capacités de lecture chez les jeunes Canadiens. Une analyse approfondie de ce groupe d'âge est importante pour diverses raisons. On peut dire que les adultes de 16 à 25 ans sont en « phase de transition » entre la fin de leur éducation formelle et leur entrée sur le marché du travail. De ce fait, les analyses examinent les effets de l'éducation formelle sur les niveaux de capacités de lecture. Elles prennent également en considération les écarts interprovinciaux entre les niveaux de capacités et les gradients, qui ont des répercussions appréciables sur les politiques en matière d'éducation. Au Canada, les administrations provinciales protègent jalousement leurs pouvoirs constitutionnels en matière d'éducation (Fullan et Stiegelbauer, 1991), et elles seules dictent les politiques dans ce domaine. Le rôle de l'administration fédérale dans le domaine de l'éducation se limitait aux paiements de transfert au chapitre de l'enseignement postsecondaire, et maintenant les transferts fédéraux ne portent même plus sur cet ordre d'enseignement (Dupré, 1996). Dans ce contexte, les disparités interprovinciales ont des répercussions considérables pour les décideurs provinciaux qui rendent compte de la réussite du système d'éducation. La présente étude comprend trois séries d'analyses.

La première série d'analyses examine les rapports entre les niveaux de capacités atteints par tous les Canadiens adultes et leurs antécédents familiaux ou leurs caractéristiques personnelles :

- (1) Quel est le rapport entre les capacités de lecture des Canadiens adultes et leurs antécédents familiaux (c.-à-d. le niveau de scolarité de la mère, le niveau de scolarité du père et la profession du père) et leurs caractéristiques personnelles (c.-à-d. le sexe, l'âge, si le français ou l'anglais est leur langue maternelle ou le nombre d'années écoulé depuis que le répondant parle l'une des langues de test, les années de scolarité, le revenu, l'emploi, la situation professionnelle et le type de collectivité)?

Ces analyses font ressortir un lien déterminant, et uniforme dans les dix provinces, entre l'alphabétisme et l'âge. Une grande partie de la variation entre les capacités de lecture associées à l'âge peut toutefois tenir à des différences touchant la scolarité et les expériences de travail des répondants. De plus, comme la langue maternelle de beaucoup de Canadiens n'est ni le français ni l'anglais, les analyses examinent les effets de posséder une langue maternelle autre que l'une des langues de test.

Les analyses de la deuxième série portent sur les jeunes de 16 à 25 ans. Ces analyses explorent également les relations entre les capacités de lecture et les antécédents familiaux et les caractéristiques personnelles. Comme beaucoup de jeunes terminent leur éducation formelle, l'analyse cherche à estimer plus précisément les effets de l'achèvement des études secondaires, collégiales ou universitaires :

- (2) Les rapports décrits au point (1) ci-dessus diffèrent-ils pour les jeunes Canadiens? En particulier, quel est l'effet de l'achèvement des études secondaires et postsecondaires?

Les analyses de la troisième série portent sur les différences interprovinciales. Une technique statistique appelée « modélisation linéaire hiérarchique (MLH) » (Goldstein, 1987; Bryk et Raudenbush, 1987) est utilisée pour examiner les données qui sont nichées dans deux ou plusieurs niveaux. Dans ce cas, les données sur les individus sont nichées au sein des

provinces. Dans ces analyses, les données pour l'ensemble du pays servent à produire les estimations des niveaux de capacités de lecture, les écarts de niveaux de capacités entre les sexes et le rapport entre les capacités de lecture et le statut socioéconomique (SSE) (Willms et Kerckhoff, 1995). La modélisation produit en outre des estimations provinciales des niveaux de capacités redressées pour tenir compte des différences dans les répartitions des classes sociales à l'échelle provinciale. Les questions de recherche suivantes sont soulevées :

- (3) Quelle est l'importance des écarts interprovinciaux entre les niveaux de capacités de lecture chez les jeunes (16 à 25 ans)?
- (4) Quelle est l'importance des écarts interprovinciaux entre les gradients du SSE (c.-à-d. la relation entre les résultats des tests de mesure de l'alphabétisme et le statut socioéconomique)?
- (5) Quelle est l'importance des écarts interprovinciaux en ce qui a trait aux inégalités entre les hommes et les femmes sur le plan des capacités de lecture?
- (6) Les différences interprovinciales entre les niveaux de capacités sont-elles associées au rendement d'un groupe en particulier (p. ex. les jeunes ayant un SSE élevé par opposition à ceux qui ont un SSE faible ou les hommes par opposition aux femmes)?
- (7) Les écarts interprovinciaux entre les niveaux de capacités, les gradients du SSE et les inégalités selon le sexe sont-ils en partie attribuables aux différences touchant les années de scolarité et la profession?

Le reste de ce document compte quatre sections, soit une par série d'analyses, et une conclusion qui récapitule les constatations et en discute. Les trois sections suivantes comprennent une brève description des méthodes et des modèles utilisés ainsi qu'un résumé des constatations.

Modèle servant à décrire les résultats des tests de mesure de l'alphabétisme des adultes

Généralités

Les analyses de la présente étude reposent sur un modèle de mobilité sociale couramment utilisé par les sociologues (p. ex. Bielby, 1981; Sewell, Hauser et Featherman, 1976; Kerckhoff, 1996). Le modèle suppose que le rendement scolaire d'un individu et, en bout de ligne, sa réussite professionnelle sont en grande partie déterminés par son niveau de scolarité et ses antécédents familiaux. Dans ce modèle, les antécédents familiaux ont un effet direct sur la réussite par le truchement d'un éventail de mécanismes qui commencent à la naissance, voire avant, et un effet indirect par la voie de l'éducation. Par exemple, le modèle donne à penser que les enfants de milieux favorisés sont plus enclins à avoir accès à une éducation de qualité et à un capital financier et culturel supérieur pour soutenir leurs activités éducatives pendant les études primaires et secondaires. Les enfants qui possèdent ces ressources sont plus susceptibles d'avoir de bons résultats scolaires et de posséder les ressources financières nécessaires pour poursuivre leurs études. Ces expériences influent sur leur niveau de capacités de lecture. Celui-ci est également déterminé par les expériences en milieu de travail et d'autres expériences en rapport avec le capital économique, culturel et social. À cette étape, le modèle est complexe parce que les niveaux de capacités influent sur les types d'emplois acquis et le revenu obtenu qui, à leur tour, influent sur les niveaux de capacités. Ce modèle cherche donc à expliquer la variation entre les capacités de lecture en utilisant la réussite professionnelle et

le revenu comme variables explicatives. Il ne cherche pas à démêler les relations mutuelles possibles entre l'alphabétisme et la réussite professionnelle.

L'étude se sert des données de l'EIAA pour le Canada, recueillies en 1994. Les données comprennent les résultats des tests de mesure de l'alphabétisme et des interviews auprès d'un échantillon représentatif à l'échelle nationale de 5 660 adultes de 16 à 90 ans. L'analyse examine d'abord les rapports entre les trois mesures de l'alphabétisme (compréhension de textes suivis, compréhension de textes schématiques et compréhension de textes au contenu quantitatif) et l'âge. Trois effets influent sur la variation entre les résultats des tests selon l'âge, soit les effets de l'*âge* — les gens acquièrent des capacités par leurs études et leur expérience, mais ils peuvent en perdre une partie en avançant en âge; les effets de la *période* — il se peut que l'acquisition des capacités de lecture soit plus importante aujourd'hui que dans le passé; et les effets de la *cohorte* — la cohorte des Canadiens adultes nés pendant la Deuxième Guerre mondiale et la première vague de la génération issue de l'explosion démographique (les personnes nées entre 1947 et 1956) ont eu plus de possibilités de faire des études, de se loger et d'obtenir de bons emplois que les personnes de la deuxième vague (soit celles qui sont nées entre 1957 et 1966) (Foot et Stoffman, 1996). Toutefois, les trois types d'effets sont indissociables des données transversales (Glenn, 1977).

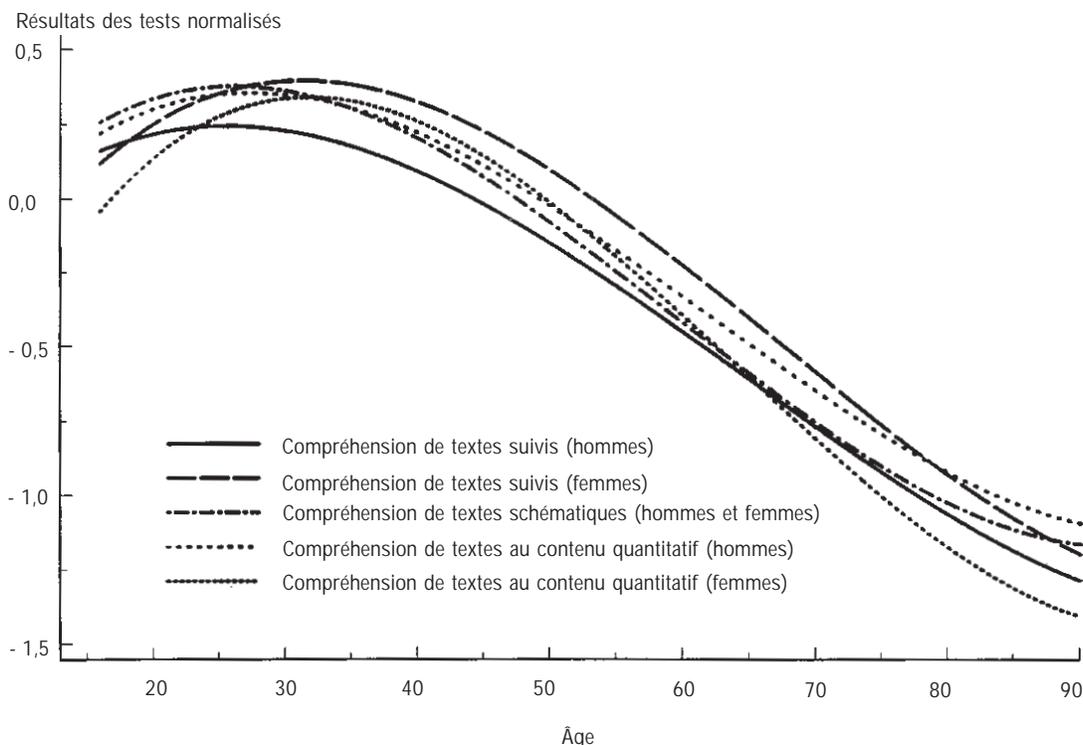
L'analyse initiale traite aussi des différences selon le sexe entre les trois catégories de capacités. Les différences selon le sexe pourraient également être attribuables à des facteurs associés aux effets de l'âge, de la période et de la cohorte et, de ce fait, ces données ne se prêtent pas à la compréhension des *causes* de ces différences.

Résultats des tests de mesure de l'alphabétisme selon l'âge, le sexe et le type de capacités

Le graphique 1 illustre les relations entre les trois mesures de l'alphabétisme et l'âge. Les droites de régression suivent pour l'essentiel les résultats moyens des tests à chaque âge². Les résultats ont été normalisés en fonction d'une moyenne de 0 et d'un écart-type de 1 pour l'ensemble de l'échantillon canadien. La normalisation facilite la comparaison des résultats entre les trois mesures et la comparaison des constatations de cette étude avec celles d'autres études.

La relation entre l'alphabétisme et l'âge est saisissante. Les résultats les plus élevés des tests de mesure de l'alphabétisme ont été obtenus par les adultes âgés de 20 à 40 ans (approximativement). Après l'âge de 40 ans, les résultats diminuent considérablement et poursuivent leur chute jusqu'à l'âge de 90 ans. Le rapport à l'âge est non seulement statistiquement significatif, il est aussi important en termes corroboratifs : les résultats diminuent à raison de plus de 3 % d'un écart-type par an. Les analyses qui suivent (voir le graphique 2) montrent qu'une grande partie de la diminution est associée au niveau de scolarité des individus de différents âges (c.-à-d. à un effet de la cohorte), et non au vieillissement *proprement dit* (c.-à-d. à un effet de l'âge). Néanmoins, la répartition par âge non corrigée des résultats des tests de mesure de l'alphabétisme est importante parce que les capacités de lecture sont un indicateur clé du capital humain. En outre, la répartition par âge redressée pour tenir compte de la scolarité des adultes montre que les capacités de lecture résistent aux effets du vieillissement jusqu'à une période tardive de la vie.

Graphique 1 Résultats des tests de mesure de l'alphabétisme selon l'âge, le sexe et le type de capacités, Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes, 1994, Canada



Le graphique 1 illustre les différences entre les sexes pour les trois tests. Vu que les différences entre les résultats du test de compréhension de textes schématiques des hommes et des femmes ont été statistiquement non significatives (et que les interactions du sexe selon l'âge ont également été statistiquement non significatives), une seule droite est illustrée pour les résultats de ce test. Les femmes ont obtenu des résultats nettement supérieurs à ceux des hommes au test de compréhension de textes suivis. L'écart est évident à tous les âges, sauf chez les moins de 20 ans. En moyenne, la différence représente environ le quart d'un écart-type, soit l'effet associé à deux années de scolarité additionnelles. (Il sera question des années de scolarité dans une analyse distincte.) Les hommes ont obtenu des résultats légèrement supérieurs à ceux des femmes au test de compréhension de textes au contenu quantitatif. L'écart moyen n'a été que de 4 % environ d'un écart-type, mais l'analyse a fait ressortir des interactions du sexe selon l'âge qui donnent à penser que les différences attribuables au sexe sont plus prononcées chez les jeunes (16 à 25 ans) et les plus de 60 ans.

Les analyses illustrées au graphique 1 ont été effectuées pour chaque province. Les résultats des tests varient considérablement selon les provinces, mais une partie de cette variation est attribuable à l'erreur d'échantillonnage (EE). Les échantillons de certaines provinces sont petits et, de ce fait, les résultats moyens des tests ne peuvent être estimés avec précision pour toutes les catégories d'âge. On trouvera ci-après une analyse des écarts interprovinciaux entre les résultats des tests chez les jeunes de 16 à 25 ans, d'après les résultats d'une technique statistique qui tient compte de l'erreur d'échantillonnage (voir le graphique 4).

Le modèle complet. Le tableau 1 présente les résultats du modèle complet³ décrivant les résultats des adultes à chacun des trois tests. Dans ces analyses, les coefficients ne sont pas normalisés. Ils indiquent les variations des résultats des tests, exprimées en fraction d'un écart-type (c.-à-d. l'équivalent d'un effet), pour un changement d'une unité de la variable indépendante, les autres variables du modèle demeurant constantes. Dans le cas des variables nominales (fictives), le coefficient représente la différence (soit, là encore, l'équivalent d'un effet) entre la catégorie décrite et la catégorie de référence, les autres variables du modèle demeurant constantes.

Tableau 1 Analyse de régression expliquant les résultats des tests de mesure de l'alphabétisme à l'aide des caractéristiques des répondants, Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes, 1994, Canada

Caractéristiques des répondants	Compréhension de textes suivis		Compréhension de textes schématiques		Compréhension de textes au contenu quantitatif	
	b	EE	b	EE	b	EE
Constante	- 0,055*	0,023	0,036	0,024	0,126**	0,024
Femme (homme = 0)	0,223**	0,021	0,040	0,021	- 0,008	0,021
Âge (43 ans = 0)						
Linéaire	- 0,001	0,001	- 0,008**	0,001	- 0,001	0,001
Quadratique (x10 ³)	0,145**	0,049	0,143**	0,049	- 0,038	0,049
Cubique (x10 ⁶)	- 10,135**	1,573	- 6,436**	1,582	- 6,443**	1,560
Autre langue (l'une des langues de test = 0)	- 1,373**	0,087	- 1,232**	0,088	- 0,935**	0,087
Années d'utilisation de l'une des langues de test (20 ans = 0)						
Linéaire	0,068**	0,010	0,055**	0,010	0,049**	0,010
Quadratique (x10 ³)	- 1,412**	0,313	- 0,973**	0,315	- 1,176**	0,310
Cubique (x10 ⁶)	10,242**	2,803	6,688*	2,819	9,698**	2,781
Situation d'activité (occupé = 0)						
Élève	0,130**	0,046	0,029	0,046	0,087	0,045
Personne au foyer	0,257**	0,048	0,012	0,048	0,145**	0,047
Chômeur	- 0,027	0,043	- 0,038	0,043	- 0,198**	0,042
Retraité	- 0,028	0,048	- 0,097*	0,049	- 0,065	0,048
Revenu	0,004**	0,001	0,004**	0,001	0,003**	0,001
Revenu manquant	- 0,098**	0,029	- 0,060*	0,029	- 0,154**	0,029
Situation professionnelle (normalisée)	0,022	0,013	0,039**	0,013	0,034**	0,013
Situation professionnelle manquante	- 0,132**	0,040	- 0,034	0,041	- 0,098*	0,040
Années de scolarité	0,135**	0,003	0,120**	0,003	0,132**	0,003
Niveau de scolarité de la mère (8 ^e année = 0)	0,013**	0,003	0,019**	0,003	0,019**	0,002
Niveau de scolarité du père (8 ^e année = 0)	0,007**	0,003	0,007**	0,003	0,007**	0,002
Profession du père (normalisée)	- 0,006	0,011	0,020	0,011	0,034**	0,011
Collectivité rurale (urbaine = 0)	0,148**	0,025	0,103**	0,025	0,111**	0,025
R au carré	0,546		0,541		0,554	

* p < 0,05.

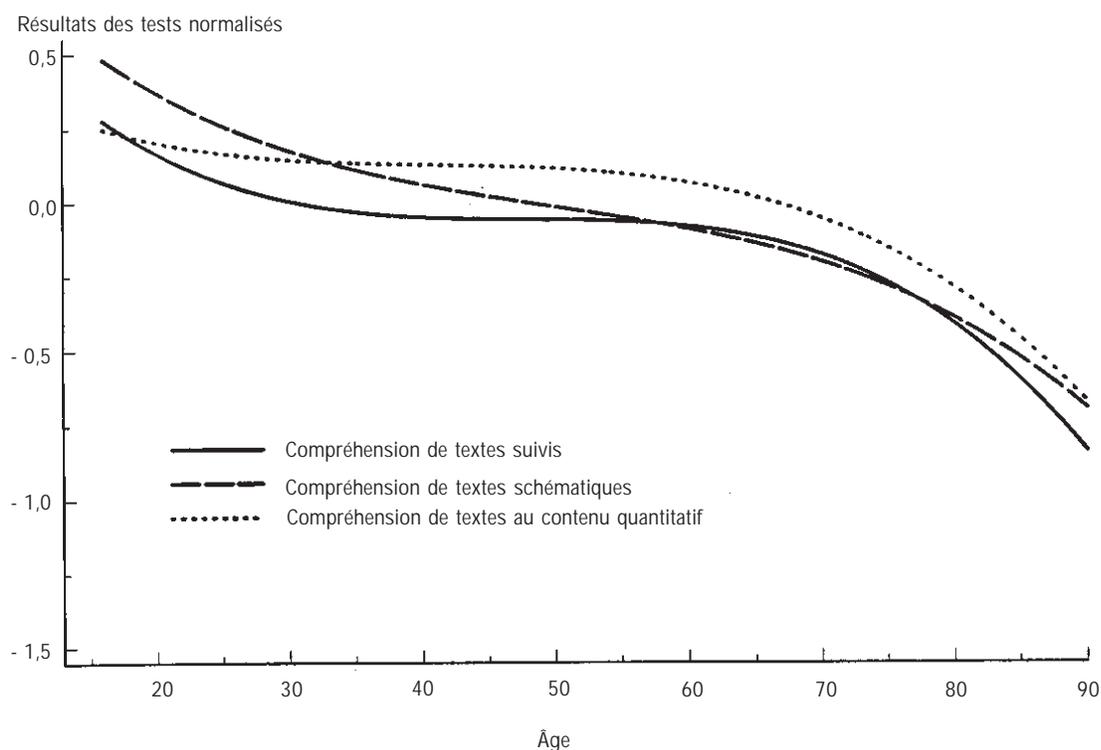
** p < 0,01.

Différences selon le sexe. Les résultats des hommes et des femmes au test de compréhension des textes suivis ont présenté une variation approximative de 22 % d'un écart-type, ce qui est légèrement inférieur à l'effet présenté au graphique 1. Les différences selon le sexe entre les résultats des tests de compréhension de textes schématiques et de textes au contenu quantitatif ont été légères et statistiquement non significatives⁴.

Effets de l'âge. Les trois coefficients relatifs à l'âge (linéaire, quadratique et cubique) représentent globalement les rapports entre l'alphabétisme et l'âge, une fois que les autres facteurs du modèle ont été pris en considération. Les coefficients cubiques sont statistiquement

significatifs pour les trois tests. Il est donc nécessaire d'inclure les trois effets de l'âge dans le modèle. Les rapports sont décrits au graphique 2. Pour les résultats des tests de compréhension de textes suivis et de textes au contenu quantitatif, les chiffres indiquent un fléchissement modeste des résultats entre 16 et 25 ans, puis un rapport avec l'âge à toutes fins pratiques inexistant jusqu'à 65 ans, après quoi les résultats diminuent de nouveau. Les résultats du test de compréhension de textes schématiques reproduisent le même schéma, sauf qu'ils diminuent modérément, mais d'une manière soutenue, entre 25 et 65 ans.

Graphique 2 Résultats des tests de mesure de l'alphabétisme selon l'âge, redressés en fonction des antécédents des répondants, Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes, 1994, Canada

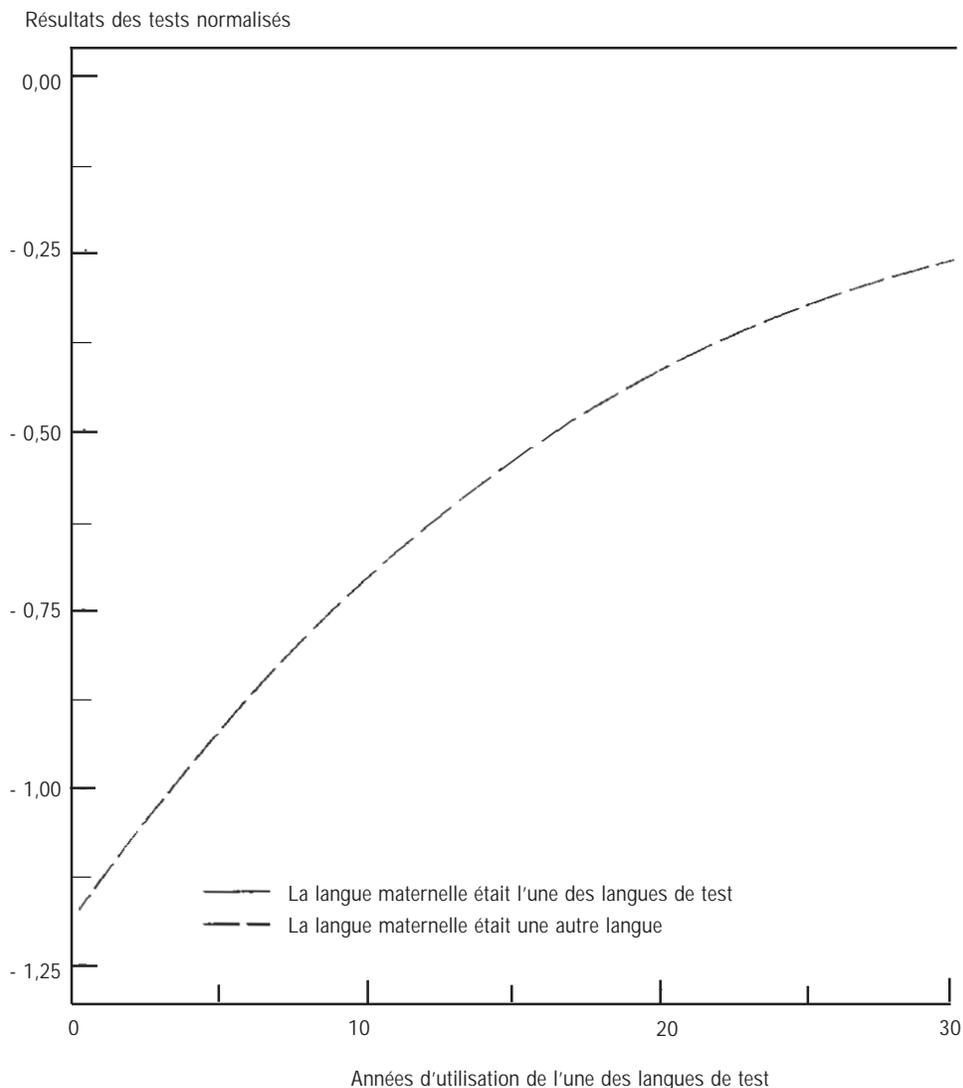


Autre langue. Les effets sur l'alphabétisme de l'appartenance à un groupe minoritaire sont complexes. Un grand nombre de Canadiens ont un parent né au Canada et l'autre à l'étranger. Dans d'autres cas, le père et la mère sont tous deux nés à l'extérieur du Canada, mais parlaient le français ou l'anglais dans leur pays d'origine. Certains Canadiens de la deuxième ou troisième génération sont peut-être victimes de préjugés et de discrimination en raison de leur appartenance à un groupe minoritaire dans leur collectivité. Les variables telles que le « nombre d'années passé au Canada » ou le « pays d'origine » ne saisissent pas ces effets. Après l'examen de plusieurs évaluations des effets possibles des antécédents culturels sur les résultats des tests, la meilleure méthode, et peut-être la plus simple, semble être de déterminer si la langue maternelle du répondant était l'une des langues de test (le français ou l'anglais) et, dans la négative, le nombre d'années écoulé depuis que celui-ci parle l'une des langues de test.

Le fait d'avoir une langue maternelle autre que le français ou l'anglais a des effets saisissants. Ceux-ci sont représentés en détails au graphique 3 à l'aide des résultats globaux des tests (c.-à-d. la moyenne des trois tests combinés)⁵. Tel que prévu, il existe un écart prononcé — soit plus d'un écart-type complet — entre les résultats des tests des répondants

dont la langue maternelle était le français ou l'anglais, comparativement à ceux dont la langue maternelle était une autre langue. Conformément aux prévisions, l'écart s'atténue lentement avec le temps. Même dans les cas où les répondants parlent l'une des langues de test depuis plus de 30 ans, un écart de plus de 25 % d'un écart-type subsiste. Cet écart correspond à environ deux années de scolarité (il sera question des années de scolarité plus loin).

Graphique 3 Résultats moyens des tests de mesure de l'alphabétisme selon la langue maternelle, Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes, 1994, Canada



Emploi, situation professionnelle et revenu. La prochaine série de coefficients décrit les effets de l'emploi et du revenu sur l'alphabétisme. Le modèle comprend quatre variables fictives qui décrivent la situation d'activité (élève, personne au foyer, chômeur et retraité) en utilisant « personne occupée » comme catégorie de référence. Les effets du statut d'élève à temps plein sont positifs, quoique statistiquement significatifs pour le test de compréhension de textes suivis seulement. Par exemple, les résultats des adultes qui étudiaient à temps plein ont été supérieurs de 13 % d'un écart-type à ceux des personnes occupées pour ce qui est de la

compréhension de textes suivis, les autres facteurs du modèle demeurant constants. En général, les résultats indiquent des effets positifs associés au statut d'élève ou de personne au foyer, et des effets négatifs associés au fait d'être chômeur ou retraité. Notons cependant que ces effets font abstraction des autres facteurs inclus dans le modèle. Les variables comprennent deux variables fictives utilisées dans les cas où les données sur le revenu ou la profession du répondant étaient manquantes. Ces deux variables comportent de gros coefficients négatifs qui saisissent probablement bon nombre des effets négatifs du chômage prolongé.

Les résultats montrent un effet relativement marqué pour le revenu familial, et un effet modéré pour la situation professionnelle. L'effet du revenu représente environ 0,3 % à 0,4 % d'un écart-type pour chaque tranche de 1 000 \$ de revenu additionnel. Par conséquent, les résultats des tests d'une personne ayant un revenu de 60 000 \$ seraient supérieurs de 9 % à 12 % d'un écart-type à ceux d'une personne dont le revenu se chiffre à 30 000 \$, les autres facteurs étant constants.

Les effets de la situation professionnelle sont statistiquement significatifs pour les tests de compréhension de textes schématiques et de textes au contenu quantitatif, mais ils sont relativement faibles — en moyenne moins de 4 % d'un écart-type pour une augmentation d'un écart-type de la situation professionnelle.

Années de scolarité. L'un des effets les plus prononcés sur les résultats des tests est le nombre d'années de scolarité du répondant. Chaque année de scolarité se traduit par une augmentation des résultats d'environ 12 % à 13,5 % d'un écart-type. Cette relation est estimée avec un haut degré d'exactitude (l'erreur-type est de 0,003), ce qui en fait une mesure utile pour évaluer l'importance des autres effets. Par exemple, les résultats supérieurs des femmes au test de compréhension de textes suivis (22,3 % d'un écart-type) équivalent à environ une année et deux tiers de scolarité additionnelle.

Antécédents socioéconomiques des parents. Les niveaux de scolarité des parents des répondants présentent des liens évidents avec les résultats des tests. Cependant, les effets observés sont relativement faibles parce que la plupart des facteurs liés aux antécédents des parents sont saisis à l'aide des mesures de la scolarité et de la profession des répondants. Fait intéressant, l'effet du niveau de scolarité de la mère est environ deux fois plus important que celui du niveau de scolarité du père. Cette observation se retrouve dans les études sur le développement en bas âge des capacités de lecture des enfants (p. ex. Willms, 1996)⁶. L'effet de la situation professionnelle du père n'a été statistiquement significatif que pour les capacités de lecture à l'égard de textes au contenu quantitatif, et il a été relativement faible.

Type de collectivité. Le sixième environ des répondants vivaient dans des régions rurales. En moyenne, ils ont obtenu des résultats comparables à ceux des citadins au test de compréhension de textes suivis. Les répondants des régions rurales ont obtenu en moyenne des résultats inférieurs à ceux des citadins de 7 % d'un écart-type pour le test de compréhension de textes schématiques et de 9 % d'un écart-type pour le test de compréhension de textes au contenu quantitatif. Les résultats de régression montrent toutefois que les résidents des régions rurales ont obtenu des résultats supérieurs à ceux des résidents des zones urbaines après inclusion des antécédents des répondants. Cet effet correspond à environ une année de scolarité additionnelle.

Effets de la scolarité et des antécédents sur les résultats des tests de mesure de l'alphabétisme chez les jeunes

Les autres analyses portent sur les jeunes âgés de 16 à 25 ans en 1994. Ces analyses examinent les effets sur l'alphabétisme de l'achèvement des études secondaires et de la fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire. Elles examinent également la force de la relation entre l'alphabétisme et les facteurs liés aux antécédents qui a été signalée pour tous les adultes au tableau 1.

Le tableau 2 montre les résultats d'une analyse de régression pour cette cohorte. Le premier modèle examine la relation entre les résultats des tests et le niveau de scolarité. Comme la plupart des jeunes étaient en train de terminer leur éducation formelle, le niveau de scolarité le plus élevé qu'ils ont atteint n'a pu être déterminé. Quatre variables ont été construites à l'aide de l'information tirée de deux questions d'enquête, l'une portant sur le niveau de scolarité le plus élevé des répondants et l'autre sur l'inscription à des cours visant à terminer les études primaires ou secondaires ou à des cours de formation postsecondaire. La variable nominale *études secondaires* (la catégorie de référence dans l'analyse de régression) désigne les jeunes qui avaient terminé leurs études secondaires ou les moins de 20 ans qui poursuivaient leurs études en vue de l'obtention d'un diplôme d'études secondaires. Par conséquent, le terme *décrocheur* désigne les jeunes qui n'avaient pas terminé leurs études secondaires et n'allaient plus à l'école, et ceux qui n'avaient pas terminé leurs études secondaires et avaient plus de 20 ans. La variable *collège* désigne les jeunes qui avaient acquis une formation postsecondaire non universitaire ou les jeunes qui avaient terminé leurs études secondaires et étaient inscrits à des cours de formation postsecondaire non universitaire. La variable *université* désigne les titulaires d'un diplôme universitaire ou les jeunes qui avaient terminé leurs études secondaires et poursuivaient leurs études en vue d'obtenir un diplôme universitaire. Compte tenu de ce codage, l'effet estimé de la variable *collège* correspond à l'augmentation des résultats des tests de mesure de l'alphabétisme attribuable à la fréquentation d'un collège, comparativement aux résultats des répondants ayant fait des études secondaires ou peu susceptibles de poursuivre des études en vue d'obtenir un diplôme d'études collégiales. L'effet estimé de la variable *université* peut être interprété de la même manière. Cette classification sous-estime probablement les effets du collège ou de l'université, car la catégorie des études secondaires comprend certains jeunes de 20 ans qui n'avaient pas encore terminé leurs études secondaires (mais qui peuvent avoir eu des liens avec l'université ou le collège).

Tableau 2 Analyses de régression expliquant les effets de la scolarité sur les résultats des tests de mesure de l'alphabétisme chez les jeunes, Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes, 1994, Canada

	Compréhension de textes suivis				Compréhension de textes schématiques				Compréhension de textes au contenu quantitatif			
	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 1		Modèle 2		Modèle 1		Modèle 2	
	b	EE	b	EE	b	EE	b	EE	b	EE	b	EE
Constante	0,193**	0,045	0,282**	0,044	0,240**	0,049	0,381**	0,047	0,010	0,047	0,201**	0,047
Niveau de scolarité (études secondaires = 0)												
Décrocheur	- 0,365**	0,060	- 0,299**	0,051	- 0,382**	0,065	- 0,297**	0,054	- 0,208**	0,062	- 0,158**	0,055
Études collégiales	0,212**	0,066	0,066	0,056	0,349**	0,071	0,217**	0,059	0,341**	0,068	0,217**	0,060
Études universitaires	0,590**	0,068	0,391**	0,059	0,644**	0,072	0,429**	0,062	0,741**	0,070	0,528**	0,063
Femme (homme = 0)			0,103**	0,039			- 0,062	0,041			- 0,165**	0,042
Autre langue (langue du test = 0)			- 2,005**	0,124			- 2,020**	0,131			- 1,544**	0,133
Années d'utilisation de la langue (20 ans = 0)												
Linéaire			0,293**	0,027			0,307**	0,029			0,245**	0,029
Quadratique (x10 ³)			- 10,030**	1,337			- 9,900**	1,410			- 8,671**	1,428
Situation professionnelle (normalisée)			0,060**	0,025			0,073**	0,026			0,106**	0,027
Situation professionnelle manquante			- 0,087	0,052			- 0,105	0,055			- 0,049	0,055
Niveau de scolarité de la mère (8 ^e année = 0)			0,030*	0,006			0,042**	0,006			0,041**	0,006
Niveau de scolarité du père (8 ^e année = 0)			0,011*	0,005			0,010	0,005			0,007	0,006
Profession du père			0,082**	0,020			0,095**	0,021			0,091**	0,021
R au carré	0,206		0,468		0,219		0,492		0,202		0,422	

* p < 0,05.

** p < 0,10.

Le premier modèle indique simplement les différences entre les résultats moyens des jeunes de ces quatre catégories. Pour le test de compréhension de textes suivis, les résultats moyens des décrocheurs sont inférieurs de 36,5 % d'un écart-type à ceux des titulaires d'un diplôme d'études secondaires. La différence entre les résultats du test de compréhension de textes schématiques est comparable, mais les écarts entre les résultats du test de compréhension de textes au contenu quantitatif sont moindres, soit seulement 20,8 % d'un écart-type. Les titulaires d'un diplôme d'études collégiales (ou les étudiants inscrits à des cours de niveau collégial) ont obtenu des résultats supérieurs de 21,2 % d'un écart-type à ceux des titulaires d'un diplôme d'études secondaires au test de compréhension de textes suivis, et des résultats supérieurs de presque 35,0 % d'un écart-type aux deux autres tests. Ces chiffres donnent à penser qu'un niveau de scolarité supérieur a un effet plus prononcé sur les résultats des tests de compréhension de textes schématiques et de textes au contenu quantitatif. Les estimations de la fréquentation de l'université sont nettement plus élevées : elles varient de 59,0 % à 74,1 % d'un écart-type. Là encore, des effets plus prononcés sont associés aux résultats des tests de compréhension de textes schématiques et de textes au contenu quantitatif.

Les estimations du premier modèle comprennent tant les effets de la scolarité que les effets de la sélection, c'est-à-dire que les jeunes qui fréquentent un collège ou ont obtenu un diplôme d'études collégiales sont susceptibles d'avoir de meilleurs résultats aux tests de mesure

de l'alphabétisme en raison de leur formation collégiale, mais également parce que les jeunes ayant eu des résultats élevés aux tests sont plus susceptibles d'avoir fait une demande d'admission dans un collège et d'y avoir été admis que les jeunes dont les résultats des tests ont été faibles. Le deuxième modèle tente de contrôler une partie des effets de la sélection en intégrant des éléments de contrôle pour le sexe, le fait d'avoir une langue maternelle différente des langues de test, la situation professionnelle et les antécédents des parents. (Le modèle n'est pas aussi complet que celui du tableau 1 parce qu'un certain nombre de variables étaient statistiquement non significatives ou avaient des effets très faibles chez les jeunes.)

Il en ressort immédiatement que les effets associés au décrochage scolaire demeurent prononcés et statistiquement significatifs. Les résultats des décrocheurs aux tests de compréhension de textes suivis et de textes schématiques ont été inférieurs d'environ 30 % d'un écart-type aux résultats des répondants qui avaient terminé leurs études secondaires. L'écart dans le cas du test de compréhension de textes au contenu quantitatif était moindre, soit 6 % d'un écart-type. De plus, les différences estimées entre les décrocheurs et les titulaires d'un diplôme d'études secondaires n'ont diminué que légèrement lorsque les variables de contrôle du deuxième modèle ont été incluses. Cela donne à penser que les résultats moindres associés au décrochage scolaire ne sont pas simplement un effet des antécédents familiaux du répondant. Dans la présente étude, la différence entre les résultats des tests de mesure de l'alphabétisme des décrocheurs et des répondants qui avaient terminé leurs études secondaires correspond à deux années de scolarité additionnelles. Raudenbush et autres (1996) ont observé des effets similaires en rapport avec l'achèvement des études secondaires et, dans leur étude, les probabilités que les décrocheurs soient chômeurs étaient une fois et deux tiers plus grandes que pour les titulaires d'un diplôme d'études secondaires. La projection sur le Canada des constatations faites aux États-Unis requiert une certaine prudence, mais les effets sont susceptibles d'être prononcés dans notre pays aussi, en particulier compte tenu du taux de chômage généralement élevé chez les jeunes.

Les modèles étendus présentés au tableau 2 montrent que l'inclusion de variables de contrôle pour les antécédents familiaux réduit de presque la moitié les effets associés à la fréquentation d'un collège, et du tiers environ les effets associés à la fréquentation de l'université. Cependant, les effets redressés sont statistiquement significatifs. S'il faut en moyenne environ un an et demi pour obtenir un diplôme d'études collégiales, et environ quatre ans pour obtenir un diplôme universitaire, l'effet estimé pour la formation postsecondaire représente grosso modo 11 % d'un écart-type par an. Cela correspond presque à l'effet d'une année de scolarité additionnelle observé dans la première analyse pour tous les Canadiens adultes.

Les résultats du tableau 2 présentent également des estimations des effets des antécédents familiaux sur les capacités de lectures des jeunes. Le niveau de scolarité de la mère est une variable explicative importante et statistiquement significative des résultats des tests : chaque année de scolarité additionnelle de la mère est associée à une augmentation de 3 % d'un écart-type des résultats au test de compréhension de textes suivis chez les jeunes, et à un accroissement de plus de 4 % d'un écart-type des résultats aux tests de compréhension de textes schématiques et de textes au contenu quantitatif chez les jeunes. Ces effets représentent plus du double des effets du niveau de scolarité de la mère estimés pour tous les Canadiens adultes. Les effets du niveau de scolarité du père ont été à peu près équivalents à ceux de l'ensemble des Canadiens adultes, mais ils n'ont été statistiquement significatifs que pour le test de compréhension de textes suivis. La profession du père a cependant eu un effet prononcé et significatif. Une augmentation d'un écart-type des résultats (prestige) associés à la profession du père s'est accompagnée d'une augmentation des résultats des tests, qui sont passés de 8,2 % à 9,5 % d'un écart-type approximativement.

Globalement, les trois mesures des antécédents des parents sont de puissants facteurs déterminants des résultats des jeunes Canadiens. Par exemple, prenons deux jeunes du même sexe qui ont le même niveau de scolarité et la même expérience professionnelle. Les parents

de l'un avaient décroché après la 10^e année; le père était un ouvrier manuel qualifié (p. ex. un travailleur agricole ou du domaine des pêcheries ou encore un opérateur de machine). Les parents de l'autre avaient terminé deux années d'études postsecondaires; le père était un ouvrier non manuel qualifié (il occupait un emploi de commis ou travaillait dans le secteur des services ou dans la vente par exemple). Les résultats suggèrent que les jeunes ayant des parents peu scolarisés obtiennent des résultats inférieurs d'environ 30 % d'un écart-type à ceux des jeunes ayant des parents plus scolarisés. Cet écart dépasse légèrement l'effet associé à la fréquentation par les jeunes d'un établissement d'enseignement pendant au moins deux années additionnelles.

Différences interprovinciales entre les résultats des tests de mesure de l'alphabétisme chez les jeunes

Niveaux de capacités de lecture moyens

La troisième série d'analyses traite des variations provinciales entre les résultats moyens des tests de mesure de l'alphabétisme chez les jeunes, les résultats selon le sexe ou les gradients du SSE. Les résultats de ces analyses sont présentés au tableau 3 et aux graphiques 4 et 5. Les analyses utilisaient une seule mesure de l'alphabétisme, soit les résultats moyens des répondants aux trois tests, normalisés en fonction de l'ensemble de la population canadienne (voir note 4).

Tableau 3 Analyses de régression hiérarchiques des différences interprovinciales entre les résultats des tests de mesure de l'alphabétisme chez les jeunes

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3	
	b	EE	b	EE	b	EE
Équation moyenne dans la province						
Constante	0,294**	0,051	0,340**	0,041	0,288**	0,041
Femmes (hommes = 0)			- 0,007	0,070	- 0,024	0,063
Statut socioéconomique (SSE)			0,282**	0,042	0,197**	0,031
Situation professionnelle					0,034*	0,020
Situation professionnelle manquante					- 0,103**	0,044
Années de scolarité					0,131**	0,007
Autre langue (l'une des langues de test = 0)			- 2,168**	0,133	- 1,607**	0,123
Années d'utilisation de l'une des langues de test (20 ans = 0)						
Linéaire			0,240**	0,029	0,219**	0,026
Quadratique (x10 ³)			- 0,006**	0,001	- 0,007**	0,001
Variation entre les répondants	0,5986		0,3818		0,2936	
Variation entre les provinces						
Niveau de capacités de lecture moyen	0,0202**		0,0124**		0,0126**	
Différences selon le sexe			0,0335**		0,0259**	
Gradients du SSE			0,0136**		0,0062**	
Proportion de la variance expliquée						
Entre les répondants			35,2		50,2	
Entre les provinces			38,6		37,6	
Corrélation entre les variances du paramètre						
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Niveau de capacités de lecture moyen (1)	1,00			1,00		
Différences selon le sexe (2)	- 0,39	1,00		- 0,11	1,00	
Gradients du SSE (3)	- 0,72	- 0,07	1,00	- 0,57	- 0,19	1,00

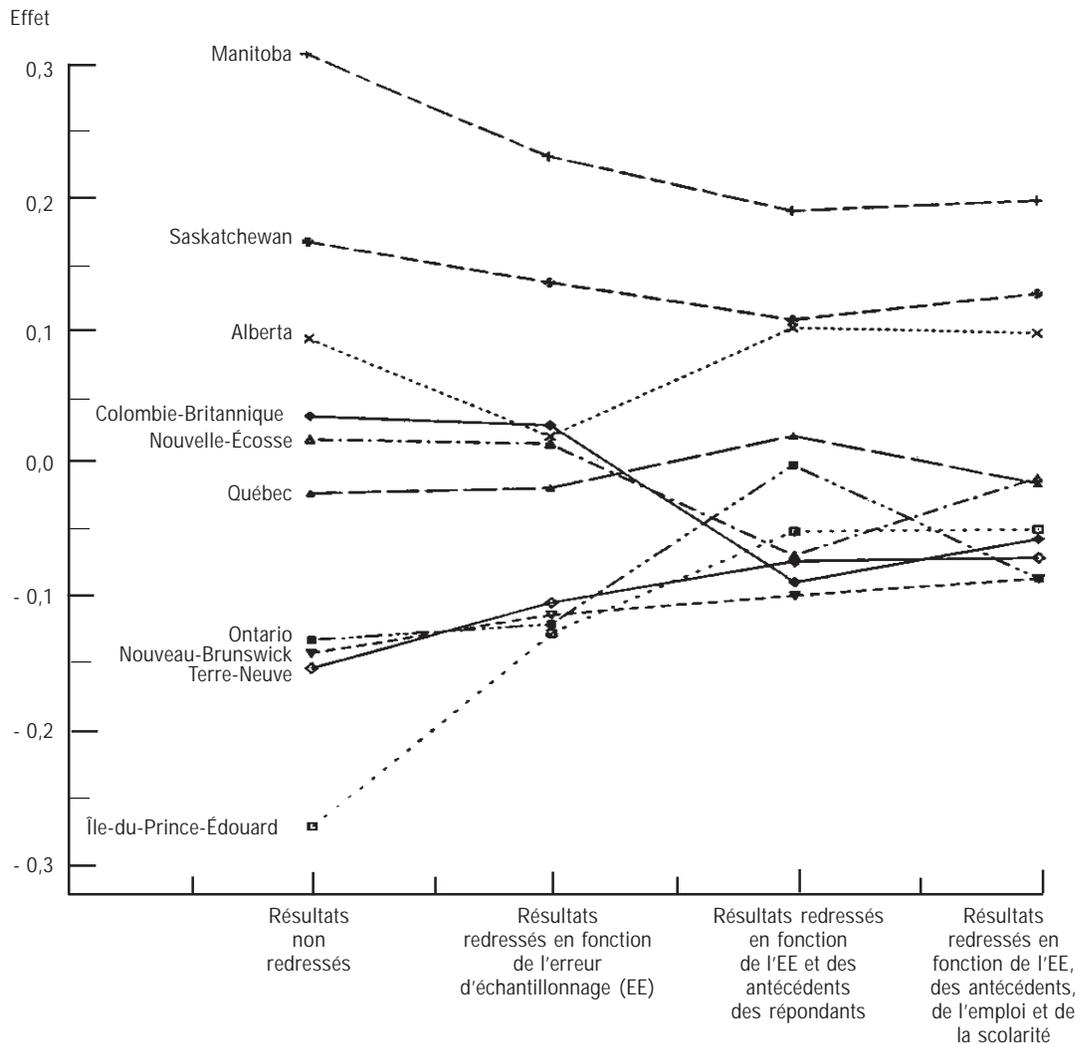
* p < 0,05.

** p < 0,10.

Les estimations de la première colonne du tableau 3 et les deux premières séries de tailles d'effets illustrées au graphique 4 ont été tirées d'un « modèle linéaire hiérarchique nul »⁷ consistant simplement à répartir les écarts entre les résultats des tests entre les composantes intraprovinciale et interprovinciale. Les premières estimations du graphique 4 représentent des moyennes provinciales non redressées, exprimées en tant qu'écarts par rapport à la moyenne nationale. Ces chiffres donnent à penser qu'il existe une variation substantielle entre les provinces, dont les résultats s'échelonnent approximativement de - 0,30 à 0,30. On se rappellera qu'un effet d'environ 0,12 à 0,13 est associé à une année de scolarité additionnelle, de sorte qu'un intervalle de 0,60 représente effectivement une variation substantielle. Une partie de la variation est sans aucun doute attribuable à l'erreur d'échantillonnage. Les résultats moyens pour le Manitoba et l'Île-du-Prince-Édouard, par exemple, reposaient sur des échantillons relativement petits et, par conséquent, des résultats extrêmes pourraient être attribuables à la variation aléatoire associée à l'échantillonnage. Cependant, la variation est en partie « réelle ». Elle tient à des différences chronologiques entre les résultats scolaires de la génération précédente et de la génération actuelle, aux différences de composition démographique, aux différences dans la qualité de l'éducation, aux différences de structure professionnelle et industrielle et à une foule d'autres facteurs.

L'analyse hiérarchique détermine le degré de fiabilité avec lequel chaque résultat moyen a été estimé. Elle permet également de calculer une estimation de la variance « réelle » entre les provinces, qui est inférieure à la variance « observée » que présente la première série d'estimations parce que la variance observée comprend une mesure et une erreur d'échantillonnage. L'analyse estime aussi les moyennes provinciales qui ont été rétrécies vers la moyenne nationale selon le degré de fiabilité de l'estimation de chaque moyenne. La première colonne du tableau 3 indique les résultats pour le modèle nul. La moyenne générale pour cette cohorte est 0,294, ce qui indique que les jeunes ont obtenu des résultats moyens supérieurs d'environ 30 % d'un écart-type à la moyenne pour l'ensemble de la population adulte. Environ 96,7 % de la variance entre les résultats des jeunes s'est produite au sein des provinces [c.-à-d. $0,5896 / (0,5896 + 0,0202)$], et 3,3 % s'est produite entre celles-ci. Bien qu'une variance de 3,3 % semble petite, elle est statistiquement significative et prononcée en termes corroboratifs. De plus, elle est nettement plus prononcée, par exemple, que la variation entre les résultats des élèves des autorités locales de l'éducation d'Écosse à la fin du secondaire (Willms, 1987), ou la variation entre les résultats des tests de lecture des élèves de 16 ans des autorités locales de l'éducation de l'Angleterre et du pays de Galles (Willms et Kerckhoff, 1995).

Graphique 4 Résultats moyens des tests de mesure de l’alphabétisme chez les jeunes selon la province, Enquête internationale sur l’alphabétisation des adultes, 1994



Les deuxièmes estimations du graphique 4 sont rétrécies, c’est-à-dire qu’elles ont été redressées pour tenir compte de l’erreur d’échantillonnage. Les estimations de l’Île-du-Prince-Édouard et du Manitoba, par exemple, dont les échantillons étaient relativement petits, ont été considérablement rétrécies, tandis que celles de l’Ontario et du Nouveau-Brunswick, dont les échantillons étaient relativement gros, ont été très peu rétrécies. Ces estimations peuvent être considérées comme étant les résultats moyens qu’on s’attendrait à obtenir si l’étude était refaite dans des conditions semblables. La variation interprovinciale entre ces estimations est associée à un certain nombre de facteurs, soit l’influence de la famille, de l’école et de la collectivité.

Le deuxième modèle comprend des mesures du sexe, du statut socioéconomique et de la langue maternelle des répondants (l’une des langues de test ou le nombre d’années écoulé depuis que ceux-ci parlent l’une des langues de test)⁸. La moyenne nationale estimée se chiffre à 0,340, soit le résultat escompté d’une combinaison représentative à l’échelle nationale de jeunes hommes et de jeunes femmes ayant un SSE moyen et dont la langue maternelle a été

l'une des langues de test. Le coefficient pour les *femmes* est - 0,007, ce qui indique qu'en moyenne, il n'existe pas de différences significatives à l'échelle des dix provinces entre les résultats des femmes et ceux des hommes. L'estimation du *statut socioéconomique* s'établit à 0,282, ce qui correspond au gradient du SSE moyen à l'échelle nationale. L'inclusion de ces variables représente environ 35 % de la variation entre les répondants au sein des provinces (la variation est passée de 0,5896 à 0,3818), et 39 % de la variation entre les provinces (celle-ci est passée de 0,0202 à 0,0124).

La variation interprovinciale entre les résultats moyens redressés est illustrée par la troisième série d'estimations du graphique 4 (et de la première colonne du tableau 4). Les jeunes ayant un SSE moyen ont obtenu des résultats nettement supérieurs au Manitoba, en Saskatchewan et en Alberta, et des résultats considérablement inférieurs en Ontario, au Nouveau-Brunswick et à Terre-Neuve. Les résultats enregistrés pour le Québec et l'Île-du-Prince-Édouard ont avoisiné la moyenne nationale. Les estimations tirées de ce modèle indiquent les effets associés à la scolarité parce qu'une partie, mais probablement pas la totalité, des effets des antécédents familiaux a été éliminée. Une partie de la variation entre les provinces est probablement associée également aux facteurs socioéconomiques extérieurs à l'école (p. ex. Raffe et Willms, 1989).

Tableau 4 Variations interprovinciales des niveaux de capacités de lecture, des différences selon le sexe et des gradients du statut socioéconomique (SSE)

	Niveau de capacités de lecture	Différences selon le sexe	Gradient du SSE
Niveau moyen	0,340	- 0,007	0,282
Écarts par rapport au niveau moyen			
Terre-Neuve	- 0,078	0,015	0,072
Île-du-Prince-Édouard	- 0,055	- 0,146	0,068
Nouvelle-Écosse	- 0,073	- 0,032	0,144
Nouveau-Brunswick	- 0,104	0,185	0,042
Québec	0,018	0,123	- 0,140
Ontario	- 0,005	- 0,180	0,059
Manitoba	0,187	- 0,244	- 0,089
Saskatchewan	0,105	0,104	- 0,114
Alberta	0,099	- 0,011	- 0,123
Colombie-Britannique	- 0,094	0,186	0,081

Une hypothèse plausible est donc qu'une partie de la variation interprovinciale entre les résultats des tests est attribuable au nombre d'années de scolarité des jeunes et à leurs expériences de travail après la fin de leurs études. Le troisième modèle est élargi pour inclure les années de scolarité et la situation professionnelle du répondant. Ces facteurs expliquent 15 % des écarts entre les résultats des répondants au sein des provinces, mais n'expliquent pas les écarts interprovinciaux entre les résultats moyens. Les années de scolarité et la réussite professionnelle ont cependant fait passer le gradient du SSE de 0,282 à 0,191, ce qui donne à penser que les inégalités associées aux antécédents des parents sont partiellement attribuables à ces facteurs. L'inclusion de ces facteurs explique également plus de la moitié des écarts interprovinciaux entre les gradients du SSE, dont il est question dans la prochaine sous-section.

Inégalités liées au sexe

Le deuxième modèle du tableau 2 fait voir une variation interprovinciale prononcée entre les inégalités liées au sexe et les gradients du SSE. Bien que les résultats des tests complets ne présentent pas de différences selon le sexe à l'échelle nationale (l'estimation de

- 0,007 n'était pas statistiquement significative), les provinces ont enregistré des écarts marqués selon le sexe. La variance s'est établie à 0,0335 (l'écart-type étant de 0,183), ce qui est statistiquement significatif ($p < 0,01$). Les estimations « rétrécies » des écarts selon le sexe pour chaque province sont indiquées dans la deuxième colonne du tableau 4. Deux provinces⁹ (l'Ontario et le Manitoba) présentent des différences de capacités de lecture prononcées selon le sexe en faveur des hommes, alors que deux autres provinces (le Nouveau-Brunswick et la Colombie-Britannique) présentent des écarts marqués en faveur des femmes. Dans ces deux dernières provinces, les différences attribuables au sexe représentent plus de 0,15 d'un écart-type, ce qui donne à penser que le sexe ayant les résultats les plus faibles aurait besoin d'au moins une année de scolarité de plus pour corriger l'inégalité. La corrélation entre les résultats moyens redressés des tests et les inégalités entre les hommes et les femmes est de - 0,39 (voir le bas du tableau 3), ce qui donne à penser que les provinces dont les résultats moyens sont élevés présentent des différences selon le sexe en faveur des hommes. Toutefois, le Manitoba est un cas particulier et, si l'on fait abstraction des données de cette province, la corrélation est négligeable.

Les résultats d'une autre étude corroborent ces constatations. L'annexe A montre la relation pour les hommes et les femmes entre les résultats des tests de lecture à l'évaluation de la 6^e année en 1996 et une mesure du statut socioéconomique¹⁰. La différence considérable entre les garçons et les filles, qui est particulièrement prononcée chez les élèves ayant un statut socioéconomique peu élevé, cadre avec les constatations faites au sujet des jeunes adultes à la lumière des données de l'EIAA.

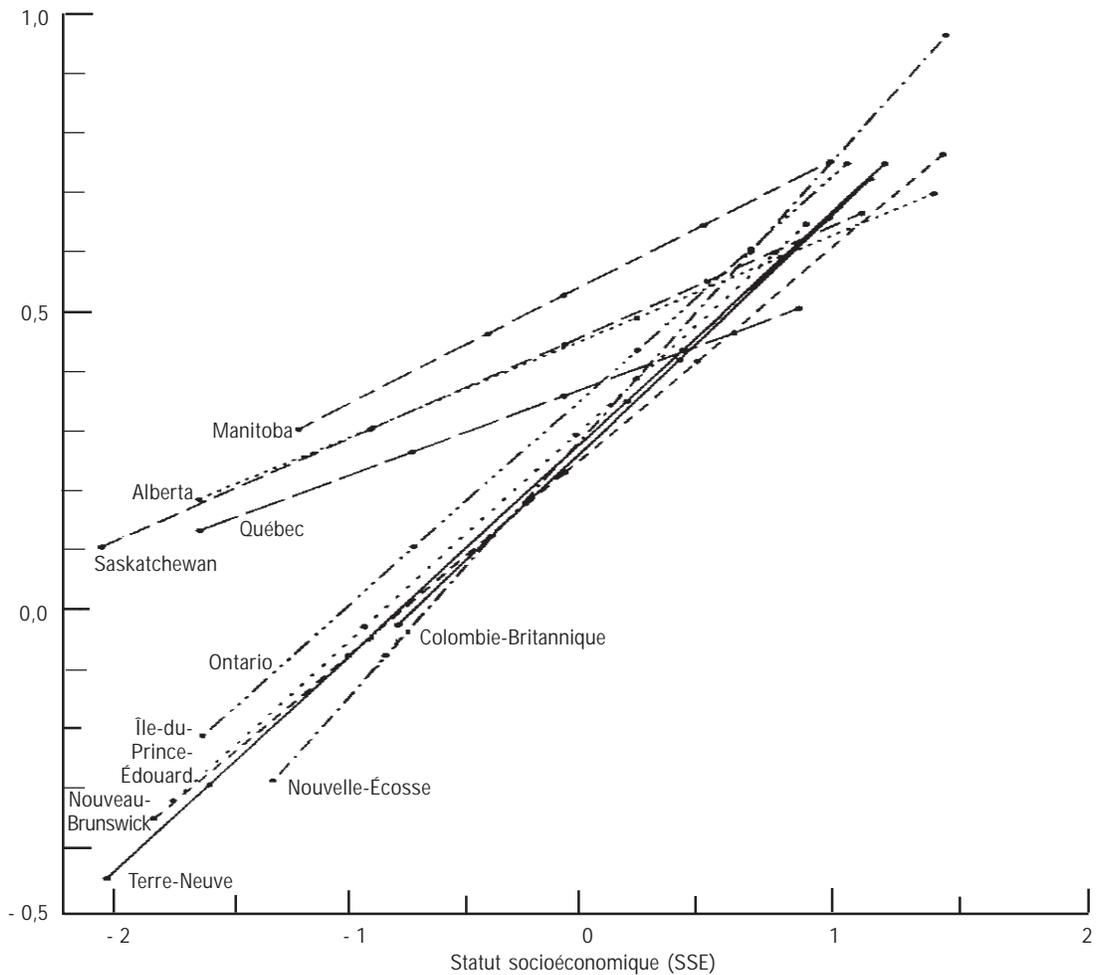
Gradients du SSE

Le gradient du SSE à l'échelle nationale pour les résultats des jeunes aux tests de mesure de l'alphabétisme s'est chiffré à 0,282. Cependant, l'analyse fait ressortir une variation substantielle entre les gradients du SSE des provinces. La variance s'est en effet établie à 0,0136 (l'écart-type étant de 0,117), ce qui est statistiquement significatif ($p < 0,01$). Les gradients « rétrécis » sont présentés dans la troisième colonne du tableau 4. Les provinces sont divisées en deux groupes distincts : le Québec et les trois provinces des Prairies ont des gradients relativement faibles, tandis que la Colombie-Britannique, l'Ontario et les quatre provinces de l'Atlantique ont des gradients relativement élevés. De plus, l'analyse révèle que les provinces ayant enregistré des résultats moyens redressés élevés ont tendance à avoir de faibles gradients : la corrélation entre les niveaux moyens de capacités de lecture et les gradients est de - 0,72.

Le graphique 5 montre les gradients pour chacune des dix provinces¹¹. Deux conclusions s'imposent d'emblée : (1) les provinces qui ont globalement de bons résultats y parviennent en haussant les niveaux de rendement des jeunes ayant des antécédents socioéconomiques modestes; (2) les différences entre les provinces sont relativement modestes si l'on tient compte des jeunes ayant des antécédents socioéconomiques moyens ou supérieurs à la moyenne, mais il existe de grandes différences entre les provinces en ce qui a trait au rendement des jeunes ayant des antécédents socioéconomiques modestes¹².

Graphique 5 Gradients du SSE chez les jeunes selon la province, Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes, 1994

Résultats des tests de mesure de l'alphabétisme (redressés)



Le troisième modèle présenté au tableau 3 donne à penser qu'au moins la moitié de la variation interprovinciale entre les gradients du SSE est associée aux années de scolarité et au succès en début de carrière. La variance entre les gradients du SSE passe de 0,0136 (EE = 0,112) à 0,0062 (EE = 0,079) après inclusion dans le modèle des variables de contrôle pour ces facteurs. La quasi-totalité de la réduction est associée aux années de scolarité — la variance entre les gradients est de 0,0063 si la situation professionnelle est exclue du modèle. Par conséquent, une partie, mais non la totalité, de la variation prononcée entre les gradients peut s'expliquer par le fait que les jeunes adultes provenant de milieux socioéconomiques peu favorisés fréquentent l'école plus longtemps dans les provinces où les gradients du SSE sont faibles. Cette hypothèse justifie des recherches plus poussées à l'aide de données plus détaillées sur les taux de rétention de chaque province.

Résumé et conclusions

La présente étude a utilisé les données de l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA) de 1994 pour examiner la distribution des résultats des tests de mesure de l'alphabétisme des adultes au Canada. L'analyse a mis au point un modèle de régression général pour expliquer la variation entre les résultats des adultes, et a utilisé ce modèle pour effectuer des analyses détaillées des effets de la scolarité et des différences interprovinciales entre les résultats des tests des jeunes. Les neuf principales conclusions de la présente étude sont résumées et exposées ci-après.

- (1) ***Effets importants associés à l'âge : Les capacités de lecture des Canadiens adultes de plus de 45 ans ont été nettement inférieures à celles des adultes de 16 à 45 ans (voir le graphique 1). Cependant, la différence est en grande partie attribuable aux antécédents socioéconomiques des répondants, à leurs années de scolarité et au fait que leur langue maternelle était ou n'était pas l'une des langues de test (voir le tableau 1 et le graphique 2).***

Le rapport entre les capacités de lecture et l'âge n'est pas surprenant, mais deux éléments importants méritent d'être signalés à cet égard. L'un est son importance : les adultes de plus de 65 ans ont en moyenne obtenu des résultats très faibles — inférieurs de plus d'un écart-type à la moyenne nationale — et les résultats moyens des répondants qui atteindront l'âge de la retraite au cours des dix prochaines années ne sont pas beaucoup plus élevés. Quoique les capacités de lecture de la plupart de ces adultes soient suffisantes pour répondre à leurs besoins quotidiens et contribuer à leur qualité de vie, une minorité appréciable d'entre eux ont des capacités très faibles. En avançant en âge, ils risquent d'avoir une dépendance considérable envers les membres de leur famille et les organismes de services sociaux. En outre, il est de plus en plus attesté que l'alphabétisme, l'autonomie économique et la santé sont associés (Borjas, 1995; Britton, Fox, Goldblatt, Jones et Rosato, 1990; Hertzman, 1994; Ross et Wu, 1995). Les collectivités et les administrations publiques constatent peut-être que les investissements dans les programmes d'éducation qui aident les adultes à accroître leurs capacités de lecture et comblent une partie des besoins de loisirs des adultes plus âgés contribueront à réduire les coûts des soins de santé et de l'assistance sociale.

Un aspect plus encourageant du rapport entre l'alphabétisme et l'âge est que la génération issue de l'explosion démographique, soit les personnes de 28 à 47 ans au moment de l'enquête, ont des capacités de lecture élevées. Ce groupe représente le tiers de la population canadienne et occupe de nombreux postes d'influence dans les secteurs public et privé. Par conséquent, au fur et à mesure que notre population vieillira au cours de la prochaine décennie, le bassin des ressources sur le plan des capacités de lecture augmentera considérablement. Ce phénomène devrait renforcer l'économie canadienne, mais il risque aussi de stimuler la concurrence associée aux emplois et d'accroître les exigences en matière d'embauche, en particulier si les capacités exigées de la population active augmentent pendant cette période.

- (2) ***Différences liées au sexe entre les résultats des tests de compréhension de textes suivis et de texte au contenu quantitatif : Les résultats des femmes au test de compréhension de textes suivis ont été supérieurs à ceux des hommes dans toutes les catégories d'âge allant de 16 à 90 ans. Cependant, il n'existe aucune différence statistiquement significative entre les sexes dans les résultats du test de compréhension de textes schématisés. Les hommes ont obtenu des résultats supérieurs à ceux des femmes au test de compréhension de textes au contenu quantitatif, mais les différences n'ont été évidentes que pour les jeunes (16 à 25 ans) et les adultes de plus de 65 ans (voir le graphique 1 et les tableaux 1 et 2).***

Ces différences étaient évidentes même en tenant compte de la situation professionnelle, du revenu et des années de scolarité des adultes. Après le contrôle de ces facteurs, l'avance des femmes dans la compréhension de textes suivis représentait l'équivalent d'environ deux années de scolarité (c.-à-d. environ le quart d'un écart-type) pour l'ensemble des adultes (tableau 1) et environ une année de scolarité (c.-à-d. un dixième d'un écart-type) pour les jeunes de 16 à 25 ans. En ce qui concerne les résultats du test de compréhension de textes au contenu quantitatif, l'avance des hommes chez les jeunes a représenté un peu plus d'une année de scolarité.

Les filles ont tendance à mieux réussir en lecture tout au long de leurs études. Selon une récente étude menée par l'Association internationale pour l'évaluation du rendement scolaire (1992), les filles ont obtenu des résultats supérieurs à ceux des garçons à l'âge de 9 ans dans les 27 pays participants. La différence n'a représenté en moyenne que 11,6 % d'un écart-type. À 14 ans, la différence moyenne ne représentait que 7,1 % d'un écart-type pour 31 pays participants. La Colombie-Britannique a été la seule province à participer en tant que « pays membre ». En Colombie-Britannique, les femmes ont dépassé les hommes de 11 % d'un écart-type à l'âge de 9 ans, et de 21 % d'un écart-type à l'âge de 14 ans. Cette province fait partie des trois seuls « pays » qui ont présenté des différences nettement plus marquées à 14 ans qu'à 9 ans. Ces constatations cadrent avec les observations portant sur les jeunes de 16 à 25 ans de la présente étude, où la Colombie-Britannique a enregistré un écart égal à 18 % d'un écart-type en faveur des femmes. Dans l'étude de l'Association, la Colombie-Britannique s'est classée au cinquième rang (7 % d'un écart-type derrière la Suède et 21 % d'un écart-type derrière la Finlande)¹³. Si les hommes de la Colombie-Britannique avaient eu des résultats aussi bons que ceux des femmes, cette province aurait été *ex aequo* avec la Hongrie en deuxième place à l'échelle internationale, 10 % d'un écart-type seulement (environ six mois de scolarité à l'échelle internationale) la séparant de la Finlande.

Il y a 20 ans, des études sur les résultats scolaires au primaire et au secondaire ont laissé supposer que les filles réussissaient mieux que les garçons en calcul pendant les premières années du primaire, mais que les garçons avaient rattrapé les filles à la fin des études primaires et les avaient dépassées à la fin des études secondaires (Block, 1976; Fennema, 1984; Fox, 1980). Ma et Willms (1996) ont constaté que pour un vaste échantillon représentatif d'élèves américains du secondaire, les garçons et les filles étaient autant susceptibles les uns que les autres de s'inscrire à des cours de mathématiques avancées jusqu'en 11^e année, mais qu'au moment du passage de la 11^e année à la 12^e année, les filles étaient plus enclines à abandonner les mathématiques. Si c'est le cas au Canada, ce phénomène expliquerait en grande partie les différences selon le sexe entre les résultats du test de compréhension de textes au contenu quantitatif. Compte tenu du fait que les mathématiques sont souvent considérées comme le filtre critique pour l'accès à de nombreux programmes d'études postsecondaires et à un emploi dans des segments rémunérateurs du marché du travail, il se peut que les femmes soient nettement désavantagées à leur entrée sur le marché du travail en dépit de leurs capacités supérieures dans les disciplines non quantitatives. De plus, les inégalités que présentent les mesures de l'alphabétisme nuisent probablement à l'égalité entre les sexes sur le marché du travail.

- (3) ***Effets importants de la poursuite des études : Les années de scolarité sont l'une des variables explicatives les plus révélatrices des résultats des tests de mesure de l'alphabétisme. Les jeunes qui ont décroché avant la fin des études secondaires ont obtenu des résultats nettement inférieurs (environ 16 % à 30 % d'un écart-type) à ceux des jeunes qui ont terminé leurs études secondaires (ou qui étaient sur le point de le faire). Les adultes qui fréquentaient un établissement d'enseignement collégial ou qui avaient terminé leurs études collégiales ont obtenu des résultats supérieurs d'environ 22 % d'un écart-type à ceux des titulaires d'un diplôme d'études secondaires aux tests de compréhension de textes schématiques et de textes***

au contenu quantitatif (mais des résultats supérieurs de seulement 7 % et statistiquement non significatifs au test de compréhension de textes suivis). Les répondants inscrits à l'université ou qui avaient terminé leurs études universitaires ont obtenu des résultats supérieurs d'environ 40 % à 50 % d'un écart-type à ceux des répondants qui n'avaient terminé que leurs études secondaires. Ces résultats se sont maintenus après le contrôle des antécédents familiaux, de la langue maternelle et de l'expérience professionnelle des répondants.

Globalement, pour les jeunes et les adultes de plus de 25 ans, chaque année de scolarité additionnelle représente entre 12 % et 13,5 % d'un écart-type environ, les autres facteurs étant constants (tableaux 1 et 2). Ces chiffres sont utiles, car ils permettent d'évaluer les gains qui pourraient être enregistrés sur le plan de l'alphabétisme au moyen de politiques de maintien à l'école de certains sous-groupes de la population. Toutefois, la qualité de l'éducation joue également un rôle important. Dans une étude sur les progrès en calcul des enfants effectuée dans une circonscription scolaire de la Colombie-Britannique, Willms et Jacobsen (1990) ont constaté que les élèves qui avaient obtenu des résultats moyens au test canadien d'aptitudes cognitives à l'âge de 8 ans avaient acquis environ deux mois de scolarité par année de plus, de la 3^e année à la 7^e année, s'ils avaient fréquenté l'une des quatre meilleures écoles de la circonscription plutôt que l'une des quatre écoles les moins bien cotées. Dans la plupart des études nationales rigoureusement contrôlées portant sur le rendement scolaire, la variation entre les résultats scolaires équivaut au moins à la moitié d'un écart-type (c.-à-d. environ une année de scolarité complète) au moment où les enfants terminent la 8^e année (Willms, 1992; 1996).

Ces différences sont importantes pour les provinces, en particulier si l'on considère les changements structuraux apportés aux systèmes d'enseignement secondaire et la dévolution des paiements de transfert au chapitre de l'enseignement postsecondaire. Par exemple, l'Ontario procède à la réforme de son système d'enseignement secondaire de façon que les élèves obtiennent leur diplôme après la 12^e année plutôt que la 13^e année. Ce changement pourrait se traduire par un relèvement général des niveaux de scolarité si les élèves tentés de décrocher après la 11^e année décidaient de poursuivre leurs études une année de plus. Ce changement pourrait aussi se traduire par un accroissement du nombre de titulaires d'un diplôme d'études secondaires admissibles à un programme d'études postsecondaires de deux ou quatre ans. Compte tenu des effets du niveau de scolarité et des capacités de lecture sur la probabilité de trouver un emploi, ces changements doivent être observés de près, car des coûts socioéconomiques énormes pourraient y être attachés.

- (4) ***Autre langue : Tel que prévu, les adultes dont la langue maternelle était différente de l'une des langues de test ont obtenu des résultats nettement inférieurs à ceux dont la langue maternelle correspondait à l'une des langues de test. Toutefois, l'écart ne se comble pas rapidement et même après 30 ans, un écart égal à deux années de scolarité subsiste (voir le graphique 3).***

Après cinq ans d'exposition au français ou à l'anglais, on pourrait s'attendre à ce que la plupart des locuteurs allogènes obtiennent des résultats proches des résultats moyens des personnes dont la langue maternelle était l'une des langues de test, les autres facteurs demeurant constants. Ces constatations laissent cependant supposer que ce n'est pas le cas de la plupart des Canadiens : la courbe d'apprentissage est longue. Les échantillons de la présente étude ne se prêtent pas à une étude détaillée des courbes d'apprentissage des personnes ayant des antécédents différents ou de celles qui commencent à apprendre une langue tôt dans leur vie comparativement à celles qui entreprennent cet apprentissage plus tardivement. Ces chiffres donnent cependant à penser que le suivi des progrès d'un échantillon représentatif d'immigrants canadiens serait utile pour discerner les conditions d'une amélioration rapide de l'acquisition de capacités de lecture.

- (5) ***Effets de la collectivité : Les adultes des collectivités rurales ont obtenu des résultats légèrement inférieurs à ceux des régions urbaines (soit un écart d'environ cinq mois de scolarité). Toutefois, après inclusion des antécédents, les adultes des régions rurales ont obtenu des résultats supérieurs représentant un écart approximatif d'une année de scolarité complète (tableau 2).***

Cela n'est vraisemblablement pas un « effet de l'école » attribuable à une meilleure qualité de l'enseignement dans les zones rurales. La plupart des études approfondies sur les effets de l'école ne font pas ressortir que les écoles rurales ou urbaines des pays développés ont des effets plus prononcés (p. ex. Ho et Willms, 1996; Willms et Warwick, 1996). L'effet tient plus vraisemblablement aux différences touchant la manière dont les habitants des campagnes et des villes maintiennent et améliorent leurs capacités de lecture par leurs expériences de travail et leurs activités personnelles. Il se peut aussi que cela soit simplement un effet de la sélection si les mesures du revenu et de la profession des parents de l'EIAA sous-représentent le capital économique et culturel à la disposition des résidents des zones rurales. Quelle que soit la source de l'effet, ces résultats démentent les conceptions erronées voulant que de faibles résultats aux tests de mesure de l'alphabétisme soient attribuables aux compétences de la population rurale.

- (6) ***Les capacités de lecture varient selon les provinces : Les résultats des tests ont sensiblement varié entre les dix provinces. Les résultats non redressés pour les jeunes peuvent être répartis en trois groupes : le Manitoba et la Saskatchewan ont une avance de plus d'une année de scolarité par rapport à la moyenne nationale; la Colombie-Britannique, l'Alberta, la Nouvelle-Écosse et le Québec se situent près de la moyenne nationale; enfin, l'Ontario, le Nouveau-Brunswick, Terre-Neuve et l'Île-du-Prince-Édouard accusent un retard égal à environ une année de scolarité par rapport à la moyenne nationale (voir le graphique 4).***

Les trois huitièmes environ de la variation entre les provinces ont été attribuables aux différences entre les antécédents socioéconomiques des jeunes. Après redressement pour tenir compte des différences socioéconomiques, les provinces se retrouvent dans deux groupes distincts qui sont décrits dans la conclusion (8).

Dans la présente étude, la variation entre les provinces est comparable à celle entre les résultats des tests de lecture et d'écriture des élèves de 16 ans observés dans le cadre du Programme d'indicateurs du rendement scolaire (PIRS) de 1994 (Conseil des ministres de l'Éducation, Canada, 1994)¹⁴. Les données du PIRS ne comprennent pas de mesures du statut socioéconomique de sorte qu'il est impossible de produire des estimations redressées à l'aide des données du PIRS. La Saskatchewan n'a pas participé à l'étude. De plus, la proportion des élèves qui ont pris part à l'étude a considérablement varié au sein des provinces, passant de 76 % à 77 % en Colombie-Britannique à presque 90 % dans certaines provinces. Souvent, les écoles ayant un rendement inférieur sont moins susceptibles de participer; par conséquent, les estimations de la moyenne du PIRS sont susceptibles d'être entachées d'un biais vers le haut à cause de la non-réponse. Néanmoins, les estimations non redressées de l'EIAA (estimations empiriques de Bayes) ont été mises en corrélation à 0,39 et 0,64 avec les résultats des tests de lecture et d'écriture du PIRS à l'âge de 16 ans respectivement, et il n'y a pas eu de cas particuliers inhabituels^{15,16}. Ces constatations donnent également à penser qu'une partie des écarts interprovinciaux observés dans la présente étude est apparente avant que les élèves fassent leur entrée à l'école secondaire.

- (7) ***Les inégalités selon le sexe varient entre les provinces : Bien que les hommes et les femmes aient obtenu des résultats comparables aux trois tests pris globalement, les différences selon le sexe ont varié entre les provinces. Au Nouveau-Brunswick et en Colombie-Britannique, les femmes ont nettement dépassé les hommes, alors qu'en Ontario et au Manitoba, le contraire s'est produit. Dans le cas de ces deux dernières provinces, les inégalités ont dépassé une année de scolarité (voir le tableau 4).***

Cette constatation est sans doute la plus étonnante de l'étude, et peu d'explications plausibles peuvent être avancées. Il se peut que des mécanismes informels de répartition en classes homogènes entrent en jeu : les garçons et les filles sont peut-être sélectionnés différemment pour les programmes enrichis, les classes homogènes pendant les études secondaires ou les programmes d'immersion en français. Par exemple, l'Ontario procède au décloisonnement d'une partie de ses écoles secondaires. Beaucoup de jeunes dans la présente étude fréquentaient des écoles où les élèves sont répartis en classes homogènes, et si les garçons étaient plus susceptibles que les filles de s'inscrire aux programmes de formation générale plutôt qu'à des classes homogènes d'enseignement professionnel, la sélection différentielle se traduirait vraisemblablement par des différences selon le sexe en faveur des garçons. Pareillement, si les filles étaient plus susceptibles que les garçons d'abandonner hâtivement leurs études en raison du décrochage ou de l'exclusion, nous observerions un effet similaire. Au Nouveau-Brunswick, les filles sont plus nombreuses que les garçons dans les programmes d'immersion en français et, en moyenne, les filles et les élèves des programmes d'immersion en français obtiennent des résultats nettement meilleurs en lecture et en écriture. Cela pourrait expliquer les écarts importants selon le sexe entre les résultats de l'évaluation provinciale des élèves du Nouveau-Brunswick (voir l'annexe A). De plus, comme nous l'avons mentionné précédemment, l'étude de l'Association internationale pour l'évaluation du rendement scolaire de 1992 a fait ressortir en Colombie-Britannique une avance marquée chez les filles, qui cadre bien avec les résultats de la présente étude. Quelle que soit la cause des différences prononcées selon le sexe, ces inégalités sont importantes et justifient des recherches plus poussées.

- (8) ***Les gradients du SSE varient selon les provinces : Les gradients du SSE (c.-à-d. la relation entre les capacités de lecture et le statut socioéconomique) ont considérablement varié entre les provinces. Le Québec et les trois provinces des Prairies ont enregistré des gradients relativement faibles, c'est-à-dire que la distribution des capacités de lecture selon les classes sociales a été beaucoup plus équitable. L'Ontario, la Colombie-Britannique et les quatre provinces de l'Atlantique ont enregistré des gradients relativement élevés. Dans ces provinces, les jeunes issus de milieux familiaux moins favorisés ont obtenu des résultats nettement inférieurs à ceux des jeunes du Québec et des trois provinces des Prairies ayant des antécédents semblables (voir le tableau 4 et le graphique 5).***
- (9) ***De faibles gradients du SSE s'accompagnent de résultats globalement élevés aux tests de mesure de l'alphabétisme : Il existe une forte corrélation négative (- 0,72) entre les niveaux de capacités de lecture redressés et les gradients du SSE, ce qui indique que les provinces ayant de faibles gradients ont en moyenne enregistré des niveaux de capacités élevés. En d'autres termes, les provinces ayant des niveaux de capacités redressés élevés ont enregistré des résultats moyens supérieurs pour les répondants ayant des antécédents socioéconomiques modestes (voir le tableau 3 et le graphique 5).***

Ces deux dernières constatations sont certainement les résultats les plus importants et les plus déterminants de l'étude. Premièrement, elles révèlent que les jeunes de milieux familiaux favorisés réussissent bien dans toutes les provinces, et que les niveaux de capacités de lecture provinciaux varient peu pour ce groupe. Ce qui différencie les provinces sur le plan

des niveaux de capacités, c'est le rendement des jeunes des milieux défavorisés. Les inégalités prononcées entre les capacités de lecture dans ces provinces s'accompagnent d'énormes coûts socioéconomiques. Les taux de chômage chez les jeunes dépassaient 16 % au début de 1997, même si la proportion des jeunes ayant un emploi ou à la recherche d'un emploi est passée de 71% en 1989 à 61% en 1997 (Waldie et Bourette, 1997). Quoique ce taux de chômage élevé soit attribuable à de nombreux facteurs, les chances qu'ont les jeunes de trouver un emploi sont susceptibles de s'améliorer s'ils sont plus scolarisés et ont de meilleures capacités de lecture, d'où un allègement des coûts de l'assistance sociale. De plus, un niveau de capacités élevé est associé à des emplois plus gratifiants, à une meilleure maîtrise de sa santé et à un style de vie sain (Ross et Wu, 1995).

Les données de l'EIAA ne se prêtent pas à l'analyse des causes des gradients élevés. Les données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) pourraient être utilisées pour déterminer si ces gradients du SSE deviennent apparents pour ce qui est de l'enseignement préscolaire ou primaire. Les données de l'ELNEJ sont également les meilleures sources d'information sur la famille et la scolarité pour vérifier les hypothèses relatives aux causes de ces gradients. Les tests de rendement scolaire de l'ELNEJ ne sont cependant pas aussi complets que les tests utilisés dans les études sur le rendement scolaire, telles que les études de l'Association internationale pour l'évaluation du rendement scolaire (1992) ou du PIRS de 1994. À la lumière de ces constatations, les futures évaluations du PIRS pourraient chercher à recueillir des données sur certains indicateurs du statut socioéconomique et de la scolarité pour que ces relations puissent être étudiées d'une manière plus approfondie.

Notes

1. L'étude de l'EIAA fournit des données représentatives sur les capacités de la population civile non institutionnelle du Canada âgée de 16 ans et plus. Les résidents des Territoires du Nord-Ouest et du Yukon ainsi que ceux des réserves indiennes ont été exclus de l'étude. Collectivement, les populations exclues représentent moins de 2 % de la population totale du groupe d'âge cible.
2. Les droites ont été déterminées en ajustant un modèle de régression multiple des résultats des tests en fonction de l'âge, de l'âge au carré, de l'âge au cube, du sexe et des interactions du sexe selon l'âge. Les droites de régression ajustées suivent de très près une régression mobile des moindres carrés pondérés localement (Lowess).
3. Les variables de ce modèle ont été codées comme suit :

La variable *femmes* a été codée 0 pour les hommes et 1 pour les femmes.

La variable *âge* a été codée en nombre d'années et centrée sur 43 ans (approximativement l'âge moyen à l'échelle nationale). L'analyse inclut des composantes linéaire, quadratique (âge au carré) et cubique (âge au cube).

La variable *autre langue* a été codée 0 pour les personnes dont la langue maternelle était l'une des langues de test, et 1 dans les autres cas.

La variable *années d'utilisation de l'une des langues de test* a été codée en nombre d'années. L'analyse inclut des composantes linéaire, quadratique et cubique.

La variable *situation d'activité* a été décrite à l'aide d'une série de quatre variables fictives dénotant la situation professionnelle au moment de l'enquête, la catégorie de référence étant « occupé ».

La variable *revenu* a été codée en milliers de dollars et centrée sur le revenu moyen national de 26 686 \$. Cette moyenne est relativement faible parce qu'elle comprend un nombre substantiel de répondants qui étaient en chômage ou à la retraite.

La variable *situation professionnelle* a été groupée en cinq catégories — emplois professionnels, emplois semi-professionnels et postes de gestion (législateurs, haut fonctionnaires, gestionnaires, techniciens, associés et membres des forces armées); emplois non manuels qualifiés (commis, travailleurs du secteur des services et personnel de vente en magasin et sur le marché); emplois manuels qualifiés (travailleurs de l'agriculture et des pêcheries, ouvriers et métiers connexes, et opérateurs et monteurs d'usines et de machines); et emplois non spécialisés. Selon une technique recommandée par Mosteller et Turkey (1977), les données ordinales ont été mises à l'échelle selon une distribution logit, après quoi une valeur d'intervalle leur a été attribuée et elles ont été normalisées.

La variable *années de scolarité* a été codée en nombre d'années et centrée sur 12 années de scolarité.

Les variables *niveau de scolarité de la mère* et *niveau de scolarité du père* ont été codées en nombre d'années de scolarité et centrées sur huit années de scolarité.

La variable *profession du père* a été mise à l'échelle et codée de la même manière que la profession du répondant.

La variable *collectivité rurale* a été codée 1 pour les personnes vivant dans des collectivités rurales et 0 pour les autres répondants.

Des lacunes substantielles ont été relevées à l'égard des données sur le *revenu* et la *situation professionnelle*. Par conséquent, selon une procédure recommandée par Cohen et Cohen (1980), les données manquantes pour le *revenu* et la *situation professionnelle* ont été réglées à 0, et deux variables fictives ont été construites pour identifier les répondants dont les données pour ces variables étaient manquantes. Avec cette technique, l'analyse produit des estimations des effets du *revenu* et de la *situation professionnelle* pour les répondants dont les données étaient valides, et des estimations de la différence entre les résultats des tests des répondants dont les données étaient valides et de ceux dont les données étaient manquantes.

Avec la mise à l'échelle utilisée dans cette analyse, la coordonnée à l'origine est le résultat escompté pour un homme de 43 ans vivant dans une collectivité rurale et présentant les autres caractéristiques suivantes : sa langue maternelle était l'une des langues de test, il avait un revenu et une situation professionnelle moyens, possédait 12 années de scolarité et ses parents avaient huit années de scolarité.

Les capacités de lecture des jeunes Canadiens

4. Comme dans les analyses des résultats du test de compréhension de textes au contenu quantitatif présentées au graphique 1, il existait des interactions statistiquement significatives du sexe selon l'âge dans le modèle complet pour les trois tests. Ces interactions pourraient être utilisées pour identifier les différences selon le sexe pour des adultes de différents âges. L'inclusion de ces termes n'a cependant représenté que le cinquième de 1 % environ de la variation entre les résultats de chaque test et, de ce fait, ceux-ci n'ont pas été inclus dans le modèle indiqué au tableau 1.
5. Les résultats combinés correspondent à la moyenne des tests de compréhension de textes suivis, de textes schématiques et de textes au contenu quantitatif. Les analyses de cette étude visent à examiner les écarts interprovinciaux et les effets des antécédents sur les résultats globaux des tests. Si les différences interprovinciales entre les résultats moyens des tests ou les gradients de la classe sociale tiennent principalement aux différences liées aux effets de la scolarité plutôt qu'aux effets des facteurs sociaux et économiques plus généraux, on pourrait s'attendre à observer des différences plus prononcées aux tests de compréhension de textes au contenu quantitatif et de textes schématiques qu'au test de compréhension de textes suivis, car les « effets de l'école » sont généralement plus prononcés pour le calcul que pour les disciplines linguistiques (Willms, 1992). La vérification des hypothèses consistant à savoir si les écarts interprovinciaux des niveaux ou des gradients varient entre les trois tests nécessite un modèle à plusieurs variables et à plusieurs niveaux, ce qui débordait le propos du présent rapport. Les versions récentes du logiciel à plusieurs niveaux permettent l'estimation de ces modèles, et nous avons l'intention d'y donner suite dans nos recherches futures.
6. Ce résultat ne change pas lorsque la profession du père et le revenu familial sont retranchés du modèle.
7. Dans cette analyse à deux niveaux, les répondants sont considérés comme étant nichés dans les provinces. Le modèle nul ne comporte pas de variables indépendantes. Le premier niveau du modèle exprime simplement les résultats d'un individu en tant que moyenne provinciale, majorée d'un résidu :

$$(\text{alphabétisme})_{ij} = \beta_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

où $(\text{alphabétisme})_{ij}$ est le résultat pour la $i^{\text{ème}}$ personne de la $j^{\text{ème}}$ province. β_{0j} et ε_{ij} sont les paramètres estimés à partir des données. β_{0j} est le résultat moyen estimé pour la $j^{\text{ème}}$ province, et ε_{ij} sont les « résidus » ou les écarts entre les résultats des individus et les moyennes de leur province respective.

Le deuxième niveau du modèle décrit les moyennes provinciales en tant que moyenne générale (canadienne), majorée d'un écart par rapport à la moyenne générale :

$$\beta_{0j} = \theta_{00} + v_{0j} \quad (2)$$

où θ_{00} correspond aux résultats moyens des tests à l'échelle nationale, et v_{0j} représente l'écart entre les résultats de chaque province et la moyenne nationale. L'analyse hiérarchique produit des estimations des paramètres aux deux niveaux (partie supérieure du tableau 3), des estimations des écarts « réels » de ε_{ij} et v_{0j} (milieu du tableau 3), des estimations des covariances ou des corrélations entre les paramètres (bas du tableau 3), et des estimations bayésiennes des résidus, v_{0j} (illustré au graphique 4). Les résidus bayésiens sont les valeurs résiduelles qui ont été « rétrécies » vers la moyenne nationale selon la fiabilité avec laquelle ils ont été estimés. Par conséquent, les estimations pour une province dont l'échantillon est petit, comme l'Île-du-Prince-Édouard, sont considérablement rétrécies, alors que les valeurs résiduelles pour les provinces ayant de gros échantillons telles que l'Ontario sont très peu rétrécies.

8. Le premier niveau de ce modèle exprime les résultats d'une personne par rapport aux covariables, majorées d'un résidu :

$$(\text{alphabétisme})_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} (\text{femmes})_{ij} + \beta_{2j} (\text{SSE})_{ij} + \beta_{3j} (\text{autre langue})_{ij} + \beta_{4j} (\text{années d'utilisation de l'une des langues de test})_{ij} + \beta_{5j} (\text{années d'utilisation de l'une des langues de test au carré})_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

où $(\text{alphabétisme})_{ij}$ représente les résultats de la $i^{\text{ème}}$ personne de la $j^{\text{ème}}$ province, et les covariables sont codées comme elles l'ont été dans l'analyse de régression présentée au tableau 2. Ce modèle représente des équations de régression j à raison d'une par province. Dans ce modèle en particulier, les coefficients de régression relatifs au *SSE* et aux *femmes* ont varié entre les dix provinces, tandis que le coefficient correspondant à l'utilisation ou au nombre d'années d'utilisation de l'une des langues de test par le répondant est réglé à une valeur commune à toutes les provinces. (On a déterminé celle-ci en examinant un certain nombre de modèles et en constatant que les coefficients des dernières variables ne variaient pas sensiblement entre les provinces. Par conséquent, leurs pentes ont été « fixées ».) La coordonnée à l'origine, β_{0j} , est le résultat escompté pour un groupe de répondants qui ont collectivement obtenu une note de 0 pour toutes les covariables. Les variables *femmes* et *SSE* ont été centrées sur la moyenne générale pour tous les jeunes, tandis que la variable *autre langue* a été maintenue à titre de variable fictive dans laquelle 0 correspond aux répondants dont la langue maternelle était l'une des langues de test. Une valeur de 0 pour les deux dernières variables représente un répondant dont la langue maternelle était l'une des langues de test ou, dans le cas des répondants qui avaient une langue maternelle différente, une personne qui parlait l'une des langues de test depuis vingt ans. Par conséquent, les estimations de β_{0j} sont des estimations des résultats d'un groupe de jeunes hommes et de jeunes femmes ayant un *SSE* moyen et dont la langue maternelle était l'une des langues de test, obtenus dans chaque province. Les ε_{ij} sont des résidus au niveau individuel.

Le deuxième niveau du modèle décrit chacun des trois paramètres qui varient entre les provinces en tant que moyenne générale (canadienne), majorée d'un écart par rapport à la moyenne générale :

$$\beta_{0j} = \theta_{00} + v_{0j} \quad (4)$$

$$\beta_{1j} = \theta_{10} + v_{1j} \quad (5)$$

$$\beta_{2j} = \theta_{20} + v_{2j} \quad (6)$$

où θ_{00} correspond aux résultats moyens des tests « redressés » à l'échelle nationale, et v_{0j} est l'écart entre les résultats de chaque province par rapport à la moyenne nationale; θ_{10} est la différence moyenne à l'échelle nationale entre les résultats des hommes et des femmes, et v_{1j} est l'écart entre les résultats selon le sexe de chaque province par rapport à la moyenne nationale; enfin, θ_{20} est le gradient moyen du *SSE* à l'échelle nationale pour les résultats des tests, et v_{2j} est l'écart du gradient de chaque province par rapport à la moyenne nationale. L'analyse produit également des estimations de la covariance ou de la corrélation entre les trois paramètres. Les résultats tirés de ce modèle sont présentés dans la deuxième colonne du tableau 3, tout comme dans la troisième série d'estimations du graphique 4, et dans le tableau 4.

Les capacités de lecture des jeunes Canadiens

9. Les différences selon le sexe pour l'Île-du-Prince-Édouard se sont chiffrées à 14,6 % d'un écart-type en faveur des hommes. Elles n'ont pas été incluses ici parce que l'estimation pour cette province reposait sur un échantillon relativement petit.
10. Les mesures du SSE sont un indice composite statistique de quatre facteurs : le nombre d'enfants de mêmes parents, les familles monoparentales, le nombre de propriétés et la participation aux activités culturelles.
11. Les petits cercles sur chaque droite correspondent aux 10^e, 25^e, 50^e, 75^e et 90^e percentiles pour le SSE. Chaque droite a été tronquée aux 10^e et 90^e percentiles.
12. Les différences observées ne sont pas attribuables aux effets du plafonnement sur les tests. Les extrémités supérieures des distributions des résultats étaient minuscules pour les trois tests de mesure de l'alphabétisme et les mesures combinées de l'alphabétisme. Il y a cependant eu un léger renflement dans la distribution des résultats des tests de mesure de l'alphabétisme à l'extrémité inférieure de la mesure combinée, 1,2 % des répondants ayant obtenu les résultats les plus bas. Tous les répondants à l'extrémité inférieure des distributions provenaient de l'Ontario. L'augmentation du gradient pour l'Ontario peut donc avoir été sous-estimée dans ces analyses.
13. Les estimations étaient basées sur des comparaisons ajustées selon l'âge — voir l'annexe E du rapport de l'Association internationale pour l'évaluation du rendement scolaire.
14. On a estimé l'importance des effets en attribuant à chacun des cinq niveaux du PIRS (et à la catégorie « sous le niveau 1 ») un résultat mis à l'échelle qui repose sur une technique de mise à l'échelle logit recommandée par Mosteller et Turkey (1977).
15. Il s'agit simplement de corrélations non pondérées à l'échelle provinciale.
16. Les résultats de l'EIAA ont été mis en corrélation à 0,60 avec les résultats des tests d'écriture du PIRS à l'âge de 13 ans. Il se peut que les mesures des tests d'écriture du PIRS incluent une forte composante de lecture. Les données psychométriques servant à examiner la validité des mesures du PIRS ou leur comparabilité avec les mesures de l'EIAA ne sont actuellement pas disponibles.

Bibliographie

- Beach, C. M. et G. A. Slotsve (1996). *Are we becoming two societies?: Income polarization and the myth of the declining middle class in Canada*, Toronto, C. D. Howe Institute.
- Becker, G. (1964). *Human capital*, New York, Columbia University Press.
- Bielby, W. T. (1981). « Models of status attainment », dans *Research in Social Stratification and Mobility*, vol. 1, p. 3-26.
- Block, J. H. (1976). « Debatable conclusions about sex differences », dans *Contemporary Psychology*, vol. 21, p. 517-522.
- Borjas, G. J. (1995). « Ethnicity, neighbourhoods, and human-capital externalities », dans *The American Economic Review*, vol. 85, n° 3, p. 365-390.
- Bourdieu, P. (1977). « Cultural reproduction and social reproduction », publié sous la direction de J. Karabel et A.H. Halsey, dans *Power and ideology in education*, New York, Oxford University Press, p. 487-511.
- Britton, M., A. J. Fox, P. Goldblatt, D. R. Jones et M. Rosato (1990). « The influence of socio-economic and environmental factors on geographic variations in mortality in OPCS », dans *Mortality and geography*, Londres, HMSO.
- Bryk, A. S. et S. W. Raudenbush (1987). « Application of hierarchical linear models to assessing change », dans *Psychological Bulletin*, vol. 101, n° 1, p. 147-158.
- Carnoy, M. (1995). « Race earnings differentials », publié sous la direction de M. Carnoy, dans *International Encyclopedia of Economics of Education, Second Edition*, New York, Elsevier Science Ltd.
- Conseil Canadien de développement social (1993). *Family security in insecure time: National forum on family security*, vol. 1, Ottawa, CCDS.
- Conseil des ministres de l'éducation (Canada) (1994). *School achievement indicators program: Reading and writing assessment*, Toronto, Conseil des ministres de l'Éducation.
- DesLauriers, R. (1990). *Impact des employés analphabètes sur les entreprises canadiennes*, rapport n° 58-90-F, Ottawa, Conference Board du Canada.
- Dupré, J. S. (1996). « Taming the monster: Debt, budgets, and federal-provincial fiscal relations at the fin de siècle », publié sous la direction de Christopher Dunn, dans *Provinces: Canadian provincial politics*, Scarborough, Broadview Press, p. 379-397.

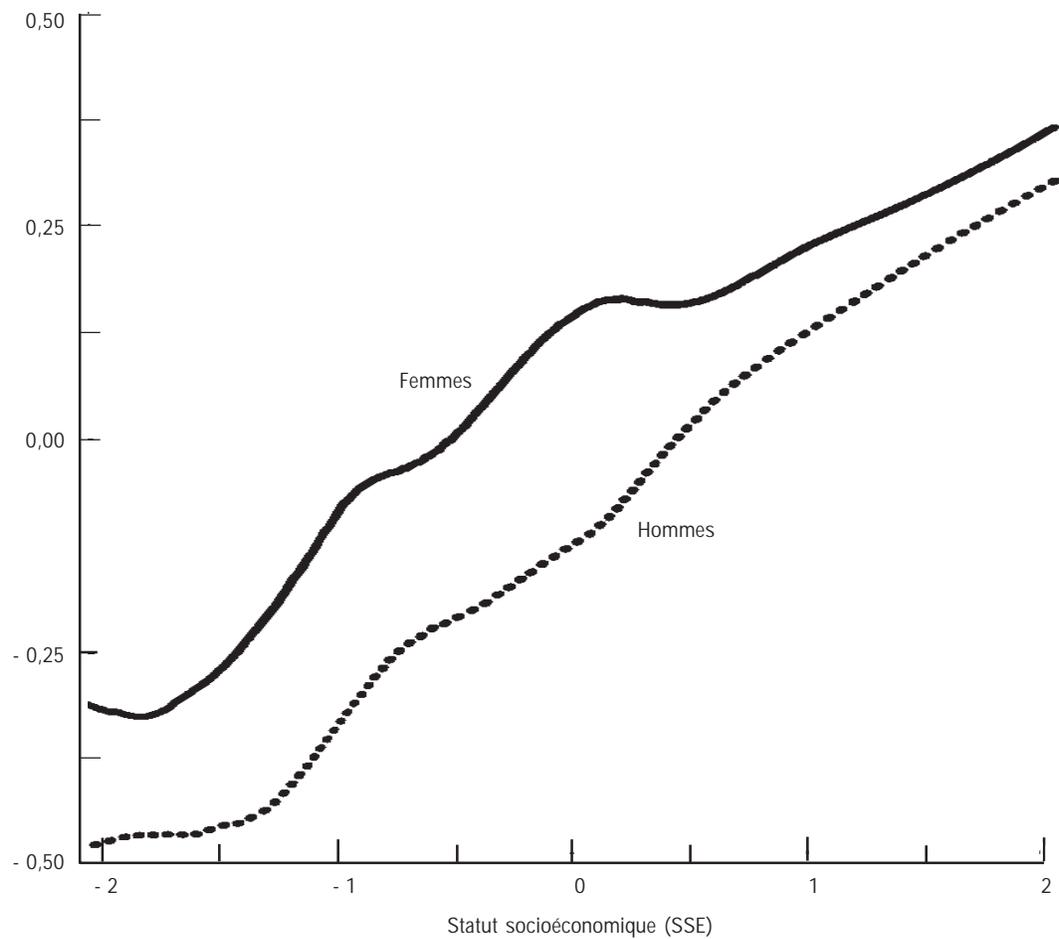
- Fennema, E. (1984). « Girls, women and mathematics », publié sous la direction de E. Fennema et M. J. Ayers, dans *Women and education: Equality or equality?*, Berkeley, McCutchan, p. 137-164.
- Foot, D. K. et D. Stoffman (1996). *Boom bust & echo: How to profit from the coming demographic shift*, Toronto, Mcfarlane Walter & Ross.
- Fox, L. H. (1980). « Conclusions: What do we know and where should we go? », publié sous la direction de L. H. Fox, L. Brody et D. Tobin, dans *Women and the mathematical mystique*, Baltimore, The Johns Hopkins University Press, p. 195-208.
- Fullan, M. G. et S. Stiegelbauer (1991). *The new meaning of educational change* (2^e éd.), New York, Teachers College Press.
- Glenn, N. D. (1977). *Cohort analysis*, Beverly Hills, Sage.
- Goldstein, H. (1987). *Multilevel models in educational and social research*, New York, Oxford University Press.
- Ho, S-C. et J. D. Willms (1996). « The effects of parental involvement on eighth grade achievement », dans *Sociology of Education*, vol. 69, p. 126-141.
- Hertzman, C. (1994). « The lifelong impact of childhood experience: A population health perspective », dans *Dædalus*, vol. 123, n°4, p. 167-180.
- Kerckhoff, A., publié sous la direction de (1996). *Generating social stratification: Toward a new research agenda*, Boulder, Westview.
- Lamont, M. et A. Lareau (1988). « Cultural capital: allusions, gaps and glissandos in recent theoretical developments », dans *Sociological Theory*, vol. 6, p. 153-168.
- Langer, J. (1991). « Literacy and schooling: A sociocognitive perspective », publié sous la direction de Elfrieda Hiebert, dans *Literacy for a diverse society*, New York, Teachers College Press.
- Lareau, A. (1987). « Social class differences in family-school relationships: The importance of cultural capital », dans *Sociology of Education*, vol. 60, n° 2, p. 73-85.
- Levin, H. M. et C. Kelley (1994). « Can education do it alone? », dans *Economics of Education Review*, vol. 13, n° 2, p. 97-108.
- Ma, X. et J. D. Willms (1996). *Participation in advanced mathematics: A survival analysis of students' academic careers*, rapport technique n° 9615, Fredericton, Université du Nouveau-Brunswick, Centre atlantique de recherche en politiques de l'éducation.
- 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, Organisation de coopération et de développement économiques, Ottawa, ministre de l'Industrie.
- Raffe, D. et J. D. Willms (1989). « Schooling the discouraged worker: Local-labour-market effects on educational participation », dans *Sociology*, vol. 23, n°4, p. 559-581.
- Raudenbush, S., R. M. Kasim, S. Eamsukawat, X. Liu et Y. Miyazaki (1996). *Human capital, labor-market segmentation, and social inequality: Results from the United States National Adult Literacy Survey*, rapport de recherche préparé pour Statistique Canada et le United States National Center for Educational Statistics.
- Romer, P. (du 11 au 17 septembre 1993). « Ideas and things », dans *The Economist*, p. 70-72.
- Ross, C. E. et C. Wu (1995). « The links between education and health », dans *American Sociological Review*, vol. 60, n° 5, p. 719-745.

- Sewell, W. H., R. M. Hauser et D. Featherman, publié sous la direction de (1976). *Schooling and achievement in American society*, New York, Academic Press.
- Shapiro, H. S. et D. Purpel, publié sous la direction de (1993). *Critical social issues in American education*, New York, Longman Publishing Group.
- Schultz, T. W. (1963). *The economic value of education*, New York, Columbia University Press.
- Snow, C., W. Barnes, J. Chandler, I. Goodman et L. Hemphill (1991). *Unfulfilled expectations: Home and school influences on literacy*, Cambridge, Harvard University Press.
- Statistique Canada (1991). *L'alphabétisation des adultes au Canada : résultats d'une étude nationale*, produit n° 89-525-XPF au catalogue, Ottawa, ministre de l'Industrie, des Sciences et de la Technologie.
- Statistique Canada et Développement des ressources humaines Canada (1996). *Lire l'avenir : Un portrait de l'alphabétisme au Canada*, produit n° 89-551-XPF au catalogue, Ottawa.
- The Creative Research Group (1987). *Literacy in Canada: a research report*, (préparé pour Southam News, Ottawa), Toronto.
- Waldie, P. et S. Bourette (11 janvier 1997). « Good Job news excludes youth », dans *The Globe and Mail*, p. B1.
- Willms, J. D. (1987). « Differences between Scottish Education Authorities in their examination attainment », dans *Oxford Review of Education*, vol. 13, n° 2, p. 211-232.
- Willms, J. D. (1992). *Monitoring school performance: A guide for educators*, Washington, D. C., Falmer.
- Willms, J. D. (1996). *Indicateurs de la performance en mathématiques dans les écoles primaires du Canada*, rapport préparé pour Développement des ressources humaines Canada, p. 79-93.
- Willms, J. D. et S. Jacobsen (1990). « Growth in mathematics skills during the intermediate years: Sex differences and school effects », dans *International Journal of Educational Research*, vol. 14, p. 157-174.
- Willms, J. D. et A. C. Kerckhoff (1995). « The challenge of developing new social indicators », dans *Educational Evaluation and Policy Analysis*, vol. 17, n° 1, p. 113-131.
- Willms, J. D. et D. P. Warwick (1996). *The academic achievement of grade 4 students in Jordan: Patterns and influences*, rapport préparé pour le National Center for Educational Research and Development, Amman (Jordanie).

Annexe

Annexe A **Différences selon le sexe entre les résultats des tests de lecture, Évaluation de la 6^e année au Nouveau-Brunswick en 1996**

Résultats des tests de lecture normalisés



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.

ISBN 0-660-95709-4



9 780660 957098