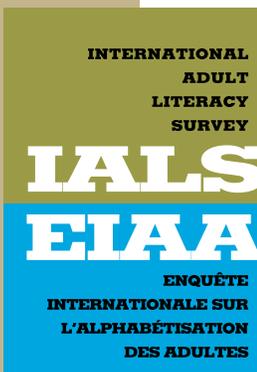


Scolarité, alphabétisme et revenus personnels

Lars Osberg



Statistique
Canada

Développement des ressources
humaines Canada

Statistics
Canada

Human Resources
Development Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à : Eddy Ross, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 (téléphone : (613) 951-3240).

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

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

Renseignements sur les commandes et les abonnements

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

Exemplaire

États-Unis	6 \$ CA
Autres pays	10 \$ CA

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

Les prix ne comprennent pas les taxes de ventes.

La version imprimée peut être commandée par

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

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

Normes de service à la clientèle

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

Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes

Scolarité, alphabétisme et gains personnels

Lars Osberg

Département d'économie, Université Dalhousie, Halifax, Canada

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, 2000

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

Juin 2000

N° 89-552-MPF au catalogue, n° 7

ISSN 1482-7476

ISBN 0-660-96268-3

N° 89-552-MIF au catalogue, n° 7

ISSN 1480-9524

ISBN 0-660-96268-3

Périodicité : irrégulière

Ottawa

Statistique Canada

Développement des ressources humaines Canada

Secrétariat national à l'alphabétisation

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

Données de catalogage avant publication (Canada)

Osberg, Lars

 Scolarité, alphabétisme et gains personnels

(Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes,
ISSN 1482-7476)

Publié en collab. avec : Développement des
ressources humaines Canada [et] le Secrétariat national à
l'alphabétisation.

Publié aussi en anglais sous le titre : *Schooling, Literacy
and Individual Earnings.*

ISBN 0-660-96268-3

CS89-552-MPF n° 7

1. Alphabétisation — Aspect économique — Canada.

2. Éducation — Aspect économique — Canada.

3. Salaires — Effets de l'éducation — Canada.

I. Statistique Canada. II. Canada. Développement
des ressources humaines Canada. III. Canada.

Secrétariat national à l'alphabétisation.

IV. Collection.

LC154 O8214 2000

331.2'15

C99-988046-2

Remerciements

Je tiens à exprimer ma reconnaissance à Statistique Canada, à Développement des ressources humaines Canada et au National Center for Education Statistics, du Department of Education des États-Unis pour avoir financé la recherche sur l'alphabétisation des jeunes.

Je remercie Scott Murray, de Statistique Canada, de m'avoir aidé à obtenir les microdonnées sur lesquelles se fonde le présent rapport ainsi que Mark Lewis, pour son travail exemplaire en tant qu'adjoint aux recherches, et le personnel du Social Policy Research Centre de l'Université de New South Wales, pour son hospitalité. De plus, je remercie Kentaro Yamamoto, de l'Educational Testing Service, qui m'a fourni de précieux commentaires. Enfin, je tiens à remercier Jeannie Boyle et Lynn Lethbridge qui m'ont aidé à la procédure de révision. Les erreurs qui persistent m'incombent entièrement.

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.

Table des matières

Introduction	7
Section 1 Nombres ordinaux et inférence	9
Section 2 L'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes	13
Section 3.1 Classement du niveau moyen de capacités de lecture	17
Section 3.2 L'alphabétisme et les gains	21
Section 3.3 Méta-analyse	29
Section 4 Conclusion	33
Notes de fin de document	35
Bibliographie	37

Liste des graphiques

Graphique 1 Fréquence du classement provincial selon le niveau moyen de l'ensemble des capacités de lecture	17
Graphique 2 Niveau moyen de l'ensemble des capacités de lecture	18
Graphique 3 Fréquence du classement provincial selon le niveau moyen de l'ensemble des capacités de lecture, personnes de 30 ans et moins	19
Graphique 4 Taux de rendement économique de l'éducation, hommes et femmes de 20 à 65 ans qui travaillent à temps plein toute l'année	26
Graphique 5 Taux de rendement économique de l'éducation, hommes et femmes de 20 à 65 ans qui travaillent à temps plein ou à temps partiel	27

Liste des tableaux

Tableau 1	Hommes qui travaillent à temps plein toute l'année (régressions)	22
Tableau 2	Régressions comprenant des variables fictives d'éducation	24
Tableau 3	Femmes travaillant à temps plein ou à temps partiel (régressions) (comprend les toutes les femmes qui ont déclaré des gains positifs)	25
Tableau 4	Résultats de la méta-analyse	30

Introduction

Dans quelle mesure l'alphabétisme influe-t-il sur les gains? Plus précisément, quelle partie du rendement économique de l'éducation s'explique par les capacités de lecture? Même si l'alphabétisme constitue manifestement l'un des principaux résultats du système d'éducation, la plupart des études qui traitent de l'influence de l'éducation sur les gains mesurent en réalité l'impact des *intrants* dans le système d'éducation — comme le nombre d'années de scolarité ou les dépenses au chapitre de la rémunération des enseignants et d'autres ressources scolaires. Il existe un important débat public quant à savoir si les normes en matière d'éducation s'assouplissent ou se durcissent et sur la manière dont cette situation affecte la productivité du Canada. Toutefois, en général, dans les études économiques sur les avantages de l'éducation, on n'a pas eu recours aux mesures directes des résultats liés à l'éducation (comme l'alphabétisme) pour expliquer les revenus personnels.

Dans le présent rapport, l'auteur utilise des mesures directes des niveaux de capacités de lecture provenant de l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA) pour estimer le rendement économique de l'alphabétisme. Au moyen d'une équation très simple de la rémunération du capital humain et d'une régression classique de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), il vérifie la robustesse des estimations du rendement économique de l'alphabétisme par rapport à d'autres mesures des niveaux de capacités de lecture.

L'auteur insiste sur l'importance de recourir à d'autres échelles de mesure possibles des résultats en matière de capacités de lecture parce que ces résultats sont fondamentalement ordinaux et non cardinaux. On peut certes recourir à des tests de mesure des capacités de lecture pour déterminer si une personne est « plus alphabétisée » qu'une autre, mais déclarer qu'une personne est « 25 % plus alphabétisée » ou « 10 % moins alphabétisée » qu'une autre n'a guère de sens. L'ampleur des différences entre les personnes à chaque point de la répartition des capacités de lecture (par exemple l'amplitude des écarts entre les personnes peu alphabétisées ou entre celles qui ont un niveau élevé de capacités de lecture) est tout simplement impossible à mesurer.

Cela laisse entendre que l'établissement de résultats sur les échelles de capacités de lecture est en quelque sorte quelque peu arbitraire. Pourtant, aujourd'hui, il est courant de comparer les niveaux moyens de capacités de lecture de divers secteurs de compétence. On se sert souvent de ces comparaisons pour justifier des augmentations des dépenses publiques en alléguant qu'une main-d'œuvre plus scolarisée est plus productive. Bien que cela soit probablement vrai *dans une certaine mesure*, une analyse de rendement rigoureuse exige une réponse à la question « *Dans quelle mesure* l'alphabétisme joue-t-il un rôle? ».

À des fins de politique gouvernementale, il pourrait être utile de savoir quelles compétences produites par le système d'éducation sont rentables et dans quelle mesure elles le sont. De nombreux économistes, lorsqu'ils tentent de répondre à ce genre de question, ont généralement recours à diverses analyses de régression pour estimer le rendement économique d'une caractéristique (comme le nombre d'années de scolarité), les autres influences demeurant constantes.

Il y a toutefois de bonnes raisons d'utiliser avec prudence les mesures des niveaux de capacités comme variables explicatives en vue de prédire les gains. Alors que la mesure d'intrants comme le nombre d'années de scolarité ou les dépenses par élève repose sur des unités naturelles

(comme les années ou les dollars) et s'exprime par des nombres cardinaux, il n'existe aucune unité naturelle de ce genre pour les capacités de lecture ni pour d'autres capacités sociales ou cognitives. Les tests de mesure de l'alphabétisme peuvent permettre de classer les personnes, mais d'autres façons de mesurer les résultats sur les échelles de capacités de lecture sont également plausibles. Malheureusement, les techniques économétriques classiques (comme la régression multiple) présupposent que toutes les variables sont des nombres cardinaux. Puisque le niveau de capacités de lecture correspond à un classement ordinal, il importe par conséquent de vérifier la robustesse des résultats empiriques par rapport aux autres mesures possibles des résultats en matière de capacités de lecture.

Dans le présent rapport, l'auteur examine la sensibilité des résultats économétriques à diverses transformations monotones¹ des résultats sur les échelles de capacités de lecture. Il conclut que, particulièrement chez les hommes, une part importante du rendement économique de l'éducation — une proportion pouvant atteindre de 40 % à 45 % — découle des capacités de lecture. Bien que le taux global de rendement économique de l'éducation soit plus élevé chez les femmes que chez les hommes, il n'est pas attribuable en aussi forte proportion aux capacités de lecture. L'alphabétisme peut aussi expliquer une plus grande part de l'influence de l'éducation sur les gains chez les personnes ayant des capacités de lecture plus élevées. L'auteur conclut donc que l'alphabétisme joue effectivement un rôle sur les gains en ce qui a trait à un large éventail de mesures. Toutefois, les autres échelles de mesure possibles des résultats en matière de capacités de lecture laissent également entendre que le classement des provinces canadiennes en fonction du niveau moyen de capacités de lecture varie parfois considérablement selon l'échelle adoptée².

Section 1

Méthodologie

Nombres ordinaux et inférence

Les résultats sur les échelles de capacités de lecture obtenus constituent un cas spécial d'un problème plus général. À l'instar de plusieurs autres services publics, l'enseignement public aimerait pouvoir mesurer les réalisations de ses élèves afin de juger de son efficacité. Cependant, la *qualité* représente une dimension majeure de l'éducation. Dans ce domaine, comme dans beaucoup d'autres services publics, il n'existe pas de façon essentiellement manifeste d'attribuer un chiffre unique à la « qualité ».

Lorsqu'on évalue la qualité moyenne des services publics (comme l'éducation), il est souvent possible de déterminer si un résultat est préférable à un autre, mais il est rarement possible d'associer un ratio unique à cette préférence. Bien qu'elles soient souvent essentielles à l'évaluation des programmes, les mesures de la qualité des résultats posent aussi d'énormes problèmes. Étant donné que les mesures de la « qualité » sont habituellement représentées par des nombres ordinaux plutôt que cardinaux, les résultats dépendent beaucoup de l'échelle utilisée.

Les mesures des résultats de l'éducation, comme les résultats scolaires ou les résultats sur les échelles de capacités de lecture, constituent un bon exemple. De fait, même si nous convenons que A est un meilleur résultat que B, qui est à son tour supérieur à C, nous pourrions très bien ne pas être en accord sur la façon de calculer la moyenne de A et de C.

Si l'on disait seulement aux lecteurs du présent rapport que $A > B > C$ et qu'on leur demandait ensuite de calculer la moyenne de A, de B et de C, la plupart d'entre eux répondraient sans aucun doute que calculer la moyenne de variables ordinales (comme A, B et C) n'a guère de sens. Pourtant, les enseignants ont l'habitude de calculer la moyenne pondérée de leurs élèves et de conclure, par exemple, qu'un élève qui obtient un « A » et un « C » a une moyenne de « B ». Même si l'équation $(A + C)/2 = B$ n'est correcte que si l'on s'entend au préalable sur une échelle de pondération des résultats (par exemple $A = 3$, $B = 2$ et $C = 1$), une telle échelle est fondamentalement arbitraire. Cette dernière n'implique d'aucune façon significative que l'élève obtenant un « A » en sait « trois fois plus » que celui qui décroche un « C ». En outre, le calcul de la note moyenne pondérée produirait un classement différent des élèves si l'on appliquait des poids exponentiels aux cotes. Par exemple, si $A = 1\ 000$, $B = 100$ et $C = 10$, la moyenne de A et de C est nettement supérieure à B.

Lorsqu'on débat de la question à savoir si les normes en matière d'éducation s'améliorent ou se relâchent, ou encore, si elles sont plus strictes dans un secteur de compétence que dans un autre, il est courant de calculer les résultats moyens des élèves et de les comparer pour établir le classement. Ce genre de classement des résultats moyens dépend des échelles utilisées pour classer les niveaux relatifs de résultats ainsi que des différences entre les populations d'élèves en matière de dispersion des résultats. Par exemple, dans le cas de l'échelle selon laquelle $A = 3$, $B = 2$ et $C = 1$, une école, dont la moitié de l'effectif obtient un niveau de compétence équivalent à A et dont l'autre moitié obtient un niveau équivalent à C, sera classée comme équivalente à une école dont l'effectif obtient uniformément une note correspondant à B. Toutefois, l'école comptant la moitié de A et l'autre moitié de C sera classée comme nettement supérieure si l'on utilise l'échelle où $A = 1\ 000$, $B = 100$ et $C = 10^3$.

Cependant, alors que le choix de l'échelle de pondération des résultats peut influencer les conclusions quant à la meilleure école, la nature ordinale des résultats de rendement n'importe pas systématiquement. Pour déterminer quel élève est le meilleur (ou pour décider quels élèves il convient d'admettre dans les écoles supérieures d'élite), tout ce qui importe est qu'un élève qui n'obtient que des notes A+ soit classé au haut de l'échelle *quelle que* soit la transformation monotone des résultats de rendement. Par ailleurs, si tout le monde obtient le même résultat, le classement des résultats de rendement n'aura guère d'importance. Par conséquent, que la nature ordinale de la mesure du niveau de capacités de lecture « importe » ou non dépend de la question particulière qui est posée, des autres échelles raisonnables de pondération des résultats et du degré de dispersion des résultats au sein de la population.

Dans le présent article, on tente de découvrir quelle proportion du rendement économique de l'éducation est expliquée par les capacités de lecture, étant donné que d'autres variables (comme les antécédents professionnels) influent également sur les revenus personnels. Pour évaluer la contribution relative de l'alphabétisme, on doit recourir à une méthode multivariée. Il ne s'agit pas ici d'un problème de dominance distributionnelle (c'est-à-dire la description de l'emplacement relatif de la tendance centrale de deux répartitions — autrement dit, savoir si l'on peut affirmer qu'un groupe obtient de meilleurs résultats qu'un autre), question sur laquelle portent la plupart des articles statistiques sur l'inférence ordinale (voir par exemple Cliff, 1993).

Bon nombre d'auteurs ont utilisé des modèles de régression pour prédire des relations ordinales — par exemple, pour prédire la probabilité qu'une personne soit plus heureuse qu'une autre (voir Maddala, 1983; McCullagh, 1980). Les modèles de probits, de logits, de probabilités proportionnelles ou de hasards proportionnels sont bien connus des économistes et peuvent servir à prédire une relation ordinale à condition que les variables explicatives soient cardinales. Cliff étudie également les moyens d'optimiser l'utilisation des variables explicatives ordinales pour prédire une relation de dominance (1996, p. 89 à 115).

Cependant, il est question ici de l'utilisation d'une variable ordinale (alphabétisme) comme l'une des nombreuses variables explicatives éventuelles. Nous voulons connaître la taille relative de son apport dans l'interprétation d'une variable cardinale (gains), si l'on garde constantes les autres variables (par exemple les antécédents professionnels). Instinctivement, la plupart des économistes qui appliquent des méthodes empiriques emploieraient le résultat d'une personne sur les échelles de capacités de lecture comme une variable explicative supplémentaire dans le nombre de droite de l'équation de régression multiple dont la variable dépendante correspond aux revenus personnels. Malheureusement, l'application de toute échelle particulière de pondération d'une variable ordinale est exposée à la critique selon laquelle les autres échelles, qui étendraient ou comprimeraient certains segments de la répartition des résultats mesurés, pourraient modifier le signe ou la signification statistique d'une variable explicative ordinale en changeant la taille relative des écarts négatifs ou positifs par rapport à la médiane⁴. Grether (1974) établit les conditions nécessaires et suffisantes pour que le signe des coefficients de corrélation de l'échantillon ne varie pas si l'on fait subir à l'une ou aux deux variables des transformations qui ne modifient pas le classement ordinal. Par contre, le problème de la taille des coefficients de régression multiple est beaucoup plus difficile à résoudre du point de vue analytique. On ne le résout pas en utilisant uniquement des renseignements ordinaux dans une équation de régression multiple parce que le fait de procéder ainsi revient à imposer implicitement sa propre échelle — selon laquelle la différence entre le résultat le plus élevé et le meilleur résultat qui suit est de la même grandeur que la différence entre toute autre paire de résultats adjacents (Kim, 1975, 1978; O'Brien, 1982).

En général, si l'échelle d'une variable indépendante X est ordinale, la seule déclaration que l'on puisse faire au sujet d'une relation fonctionnelle $U(X)$, qui sera en outre systématiquement valable pour toute transformation monotone de X , est que $U(X)$ est une constante (Kim, 1990, p. 26 à 29). Pour contourner cette conclusion générale très négative, une stratégie courante consiste à supposer qu'une variable ordinale obéit à une loi de répartition particulière et, de cette façon, à limiter la gamme des transformations monotones possibles (Cliff, 1996, p. 89)⁵. Cependant, puisque

l'objectif ultime des comparaisons des capacités de lecture à l'échelle internationale (comme l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes [EIAA]) consiste à déterminer si la répartition des niveaux de capacités de lecture varie selon le pays, le fait d'imposer la contrainte d'une répartition commune irait à l'encontre du but recherché.

Par ailleurs, supposer que toute transformation monotone des résultats sur les échelles de capacités de lecture est raisonnable irait également à l'encontre de l'objectif visé. Étant donné que la catégorie des transformations ne modifiant pas l'ordre est très vaste, il n'est pas étonnant que l'on ne puisse formuler que fort peu de généralités concernant les relations multivariées dans lesquelles une variable indépendante pourrait subir une transformation monotone arbitraire⁶. Dans le présent texte, l'auteur tente de déterminer l'effet de l'alphabétisme sur les gains. Ce problème est très spécifique, et ce que nous savons de l'alphabétisme pourrait nous permettre d'exclure certaines des transformations monotones possibles des résultats sur les échelles de capacités de lecture parce qu'elles sont déraisonnables⁷. Si l'on réussit à limiter l'ensemble des transformations monotones raisonnables, on pourrait peut-être évaluer de façon empirique la robustesse de l'effet de l'alphabétisme sur les gains. Cependant, pour estimer la gamme de transformations raisonnables des résultats calculés à partir des données de l'EIAA, il faut examiner les méthodes employées pour produire ces résultats.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Section 2

Constatations

L'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes

La plupart des travaux récents portant sur l'alphabétisme, y compris l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA), rejettent la dichotomie classique qui consiste à dire qu'une personne est alphabète ou analphabète au profit du concept de continuum de capacités de lecture au sein de la population. Il est devenu évident que les anciennes normes en matière d'alphabétisme, entièrement adéquates par le passé, ne s'appliquent plus à la société contemporaine. Aujourd'hui, nous définissons l'alphabétisme comme la capacité de comprendre et d'utiliser l'information écrite, et nous reconnaissons que les besoins en information changent au gré de l'évolution économique et sociale. Au XIX^e siècle, la capacité de signer son nom et, ainsi, de souscrire à des contrats d'ordre juridique, constituait un critère raisonnable de l'alphabétisme — mais au XXI^e siècle, la « culture informatique » est requise pour de nombreux emplois.

Durant plusieurs années, on a utilisé les attestations d'études ou le nombre d'années de scolarité comme approximation de l'alphabétisme, surtout parce que de telles mesures sont si faciles à obtenir. Cependant, cette définition ne permet manifestement pas d'évaluer la compétence du système d'éducation à produire des capacités de lecture ni la compétence des personnes à acquérir ces capacités sans recevoir une éducation formelle. On a par conséquent élaboré les méthodes de l'EIAA pour évaluer le niveau d'alphabétisme fonctionnel des personnes, c'est-à-dire la capacité d'utiliser l'information écrite dans des situations réelles.

L'EIAA répartit l'alphabétisme en trois catégories : les capacités de lecture à l'égard de textes suivis, à l'égard de textes schématiques et à l'égard de textes au contenu quantitatif. On a demandé aux répondants de résoudre des problèmes réalistes, de difficulté progressive, pour évaluer leurs capacités dans chaque catégorie. Par exemple, on a évalué les capacités de lecture à l'égard de textes au contenu quantitatif d'après le rendement d'une personne dans l'exécution de tâches comme établir le solde d'un compte de chèques, calculer un pourboire, remplir une formule de commande ou calculer l'intérêt sur un prêt à partir d'une annonce publicitaire. On a défini les capacités de lecture à l'égard de textes schématiques comme la capacité de repérer et d'utiliser l'information dans des documents tels des demandes d'emploi, des formules de paie, des horaires de transport, des cartes routières, des tableaux ou des graphiques. Enfin, on a défini les capacités de lecture à l'égard de textes suivis comme la capacité de comprendre et d'utiliser l'information contenue dans des textes tels des éditoriaux, des reportages, des poèmes et de la fiction.

Dans le cadre de l'EIAA, on accorde un résultat aux personnes pour chaque catégorie de capacités de lecture sur une échelle allant de 0 à 500. Par la suite, on regroupe ces résultats en cinq niveaux de capacités de lecture aux fins de l'analyse tabulaire⁸. Kirsch constate cependant que « Les échelles de capacités de lecture et d'écriture permettent certes de comparer les compétences de diverses populations à l'égard de textes suivis, de textes schématiques et de textes au contenu quantitatif et d'étudier la relation qui existe entre les compétences liées aux capacités de lecture et d'écriture et divers facteurs; *mais les résultats des échelles ont, en soi, peu ou pas de signification.* » (Kirsch, 1995, p. 33; voir aussi OCDE et Développement des ressources humaines Canada, 1997, p. 109).

Aux fins de l'EIAA, les catégories des capacités de lecture à l'égard de textes suivis, de textes schématiques et de textes au contenu quantitatif comprennent chacune cinq résultats distincts (désignés comme valeurs plausibles 1, 2, 3, 4 et 5). De plus, les utilisateurs des données remarqueront que plusieurs répondants ont obtenu des résultats qui se trouvent à l'extérieur de la gamme des résultats correspondant au niveau de difficulté des questions effectivement posées lors de l'enquête. (Par exemple, bien que le résultat associé à la question la plus facile du volet sur le texte au contenu quantitatif soit de 225 et celui associé à la question la plus difficile, de 408, 26 % des répondants canadiens ont obtenu un résultat inférieur à 225 et 0,5 %, un résultat supérieur à 408.)⁹ Pour comprendre ces problèmes, il est essentiel de se familiariser avec la théorie de la réponse d'item et ses méthodes d'imputation.

Résoudre des problèmes concrets en se servant de l'information écrite prend du temps. Par conséquent, si un questionnaire destiné à évaluer le niveau d'alphabétisme fonctionnel doit être rempli en un temps raisonnable, on ne peut poser qu'un nombre limité de questions. Pour l'EIAA, on a élaboré une batterie de 33 items de test possibles sur les capacités de lecture à l'égard de textes au contenu quantitatif, 34 sur les capacités de lecture à l'égard de textes schématiques et 34 sur les capacités de lecture à l'égard de textes suivis. Ces questions ont été réparties en sept blocs. Chaque personne a répondu à trois blocs (c'est-à-dire pas plus de 15 questions pour chaque catégorie de capacités de lecture)¹⁰.

Dans une situation de test réel, on ne peut demander à chaque personne que de répondre à un nombre limité d'items de test. De plus, les répondants ne répondent pas toujours à toutes les questions posées. Aussi, au moment de l'élaboration du test, il n'est pas fondamentalement manifeste quels sont les items de test que les répondants trouveront les plus difficiles (par exemple, trouver la meilleure correspondance entre deux itinéraires d'autobus à partir d'un horaire d'autobus ou déterminer le meilleur achat d'une radio à partir d'une évaluation de renseignements sur les prix à la consommation). Étant donné qu'il faut beaucoup de temps pour répondre à chaque tâche du « monde réel », l'ajout de questions devient très coûteux sur le plan de l'administration du questionnaire. Toutefois, certains renseignements sur les variables qui peuvent raisonnablement être corrélées à l'alphabétisme (comme le nombre d'années de scolarité ou les habitudes de lecture) peuvent facilement être obtenus pour chaque répondant au prix d'un très faible fardeau de réponse. Comme il est relativement peu coûteux d'obtenir des caractéristiques générales et assez coûteux d'inclure des tâches du monde réel, la « théorie de la réponse d'item » utilise *tous* ces renseignements pour évaluer le niveau de capacités de lecture. Cela signifie que les résultats sur les échelles de capacités de lecture englobent à la fois les réponses obtenues aux tâches du monde réel *et* l'imputation fondée sur les variables des caractéristiques démographiques.

La théorie de la réponse d'item permet d'examiner les résultats des tests sous l'angle de la probabilité. Kirsch (1996) propose comme analogie la probabilité qu'un athlète à l'épreuve du saut en hauteur saute par-dessus une barre installée à un niveau donné. À l'occasion, un athlète d'une certaine classe échouera quand la barre est placée à un niveau inférieur et, dans d'autres cas, il réussira quand elle est placée à un niveau supérieur à son niveau de compétence. Si l'on établit une probabilité particulière de réussite (80 %), on peut définir le niveau de capacités de lecture d'une personne comme « le degré auquel il est probable que la personne ayant ce niveau de capacités réponde correctement. Cela signifie que les personnes qu'on estime se situer à un niveau précis de l'échelle réaliseront les mêmes tâches — dans une probabilité de 80 % — que les personnes qui se situent à cet endroit sur l'échelle. Cela signifie également que la probabilité qu'elles exécutent les tâches situées à un niveau de capacités plus faible sur l'échelle est supérieure à 80 % » (Kirsch, 1996, p. 96).

On utilise la régression logistique pour estimer la probabilité qu'une personne possédant des caractéristiques données réponde convenablement à une question particulière. Mislavy et Beaton (1992, p. 135) soutiennent que « la théorie de la réponse d'item s'appuie essentiellement sur l'idée que les réponses d'item observées sont produites sous l'effet d'une variable de compétence

inobservable » [traduction]. Ils font aussi remarquer que si l'on utilise tous les renseignements disponibles (par exemple les réponses des personnes aux questions et certaines caractéristiques comme l'âge ou le niveau de scolarité), « la répartition des estimations ponctuelles la plus indiquée pour faire des inférences au sujet des personnes peut s'écarter considérablement de la répartition de la variable sous-jacente. Selon ces auteurs, les méthodes marginales qui possèdent les meilleures propriétés pour l'analyse de la population présentent des caractéristiques assez paradoxales en ce qui a trait à la mesure sur le plan individuel » [traduction] (1992, p. 159).

La théorie de la réponse d'item ne constitue pas une méthode directe de cotation (comme faire la somme des bonnes réponses et calculer le pourcentage de bonnes réponses). En réalité, « on ne peut insister suffisamment sur le fait que les valeurs plausibles ne sont pas les résultats de tests des personnes au sens habituel, résultats qui sont, d'une certaine façon, optimaux pour chaque répondant. Les valeurs plausibles sont construites explicitement pour fournir des estimations cohérentes des effets de la population, même si elles sont généralement des estimations biaisées des capacités démontrées par les personnes auxquelles elles sont associées » [traduction] (Yamamoto et Kirsch, 1997, p. 180).

Pour estimer la probabilité selon laquelle une personne pourrait exécuter une tâche d'un niveau de difficulté donné, il n'est pas nécessaire d'observer la personne accomplir la tâche. En effet, étant donné le plan d'échantillonnage en spirale, aucun répondant à l'EIAA n'a dû répondre à plus de 45 questions et certaines personnes n'ont effectivement répondu qu'à cinq questions. On a imputé les résultats de compétence d'après les caractéristiques démographiques et les réponses observées. Les caractéristiques démographiques « incluent, entre autres, le sexe, l'origine ethnique, la langue d'interview, le niveau de scolarité du répondant, le niveau de scolarité des parents, la profession et les habitudes de lecture » [traduction] (Yamamoto et Kirsch, 1997, p. 181). La valeur plausible particulière pour le niveau de capacités de lecture attribué à une personne dépend donc du niveau de probabilité critique nécessaire pour accomplir convenablement la tâche, du vecteur des caractéristiques de conditionnement utilisées pour estimer la probabilité de répondre convenablement aux questions et de la méthode statistique particulière utilisée pour évaluer cette probabilité¹¹. Les valeurs d'alphabétisme sont ensuite attribuées aux personnes — en tenant compte des niveaux de capacités de lecture à la fois plus élevés et plus faibles que le niveau de difficulté de chacune des questions.

Le présent article fait ressortir le problème de l'imputation de résultats supérieurs ou inférieurs à celui correspondant au niveau de difficulté de toute question effectivement posée¹² parce que ces résultats se situent aux deux extrémités de la courbe de répartition du niveau de capacités de lecture et que ce sont ces extrémités qui importent pour l'élaboration de certaines politiques gouvernementales. Les partisans des programmes d'alphabétisme correctifs attirent l'attention sur le fait que les personnes ayant de très faibles capacités de lecture sont exclues du marché du travail et du discours social, et qu'elles ne peuvent communiquer normalement par écrit — leur insistance sur l'« exclusion » donnant à penser qu'un très faible niveau de capacités de lecture peut avoir des répercussions professionnelles et sociales fort significatives et qualitativement différentes de celles d'un niveau moyen (par exemple en ce qui concerne la vitesse de lecture). En revanche, les partisans d'un regroupement plus poussé des élèves selon leurs aptitudes et des programmes d'élite pour enfants surdoués soulignent l'importance de l'excellence scientifique et littéraire ainsi que des grandes découvertes — comme en témoigne le nombre de gagnants du Prix Nobel ou le nombre de technologues de pointe milliardaires.

Cependant, les personnes dont les résultats se situent aux extrémités sont rares¹³ et il est difficile d'élaborer un questionnaire pour évaluer avec précision les très hauts ou très faibles niveaux de compétence. Les tests de mesure de l'alphabétisme appliqués à l'ensemble de la population permettent surtout d'évaluer les variations dans la gamme moyenne des capacités de lecture, mais cette gamme n'est pas celle qui est nécessairement pertinente dans le cas de certains débats sur les politiques gouvernementales. Dans la section 3 du présent rapport, l'auteur cherche à savoir si

la méthode de calcul des résultats sur les échelles de capacités de lecture « importe » ou non lorsqu'il s'agit d'évaluer le rôle de l'alphabétisme sur le plan des gains *pour l'ensemble de la population active*. Toutefois, en général, le fait que les résultats sur les échelles de capacités de lecture « importent » ou non dépend beaucoup de la question posée : Pourquoi avons-nous besoin de ces renseignements en matière d'alphabétisme?

Section 3.1

Classement du niveau moyen de capacités de lecture

La théorie de la réponse d’item fournit des estimations des moyennes de population et, quand les médias comparent les niveaux de capacités de lecture observés dans les divers secteurs de compétence, la statistique utilisée le plus couramment est le classement par ordre de grandeur des résultats moyens. Bien que le classement des résultats moyens semble être une méthode statistique assez fiable, on doit se demander quelle est la robustesse de ce classement au chapitre du ré-échelonnage éventuel d’autres valeurs plausibles.

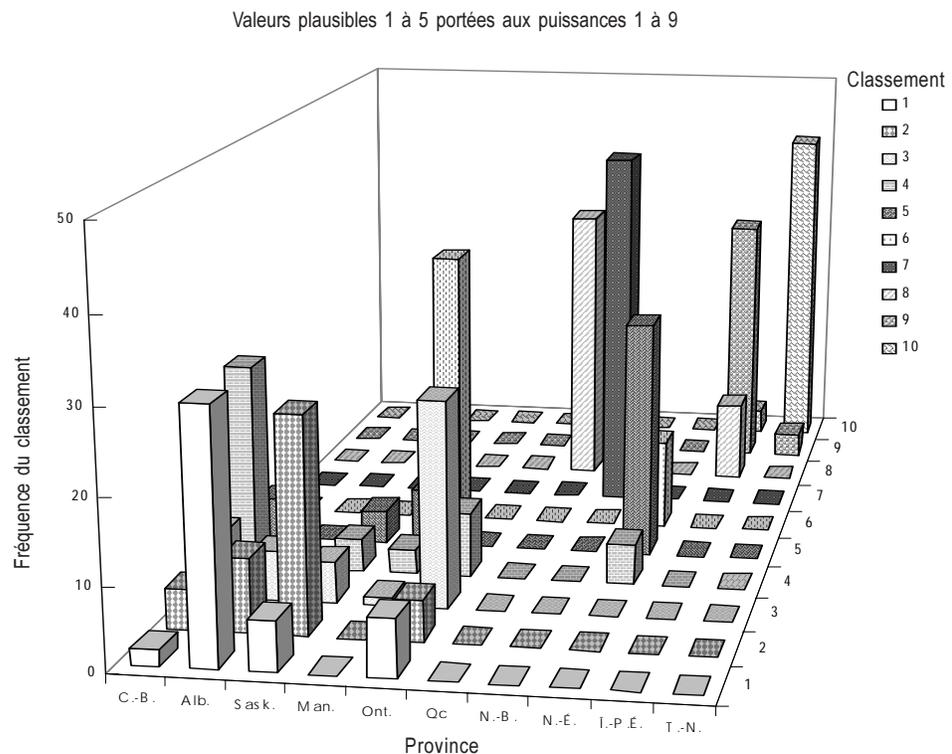
Le graphique 1 montre la fréquence à laquelle les diverses provinces du Canada occupent un classement particulier lorsque le niveau moyen de capacités de lecture (\bar{L}) est calculé d’après chacune des cinq valeurs plausibles portées aux puissances 1...9.

$$\bar{L}_{jK} = \left(\sum_{i=1}^N L_{iK}^j \right) / N$$

K = 1...5 Valeurs plausibles

j = 1...9

Graphique 1 Fréquence du classement provincial selon le niveau moyen de l’ensemble des capacités de lecture

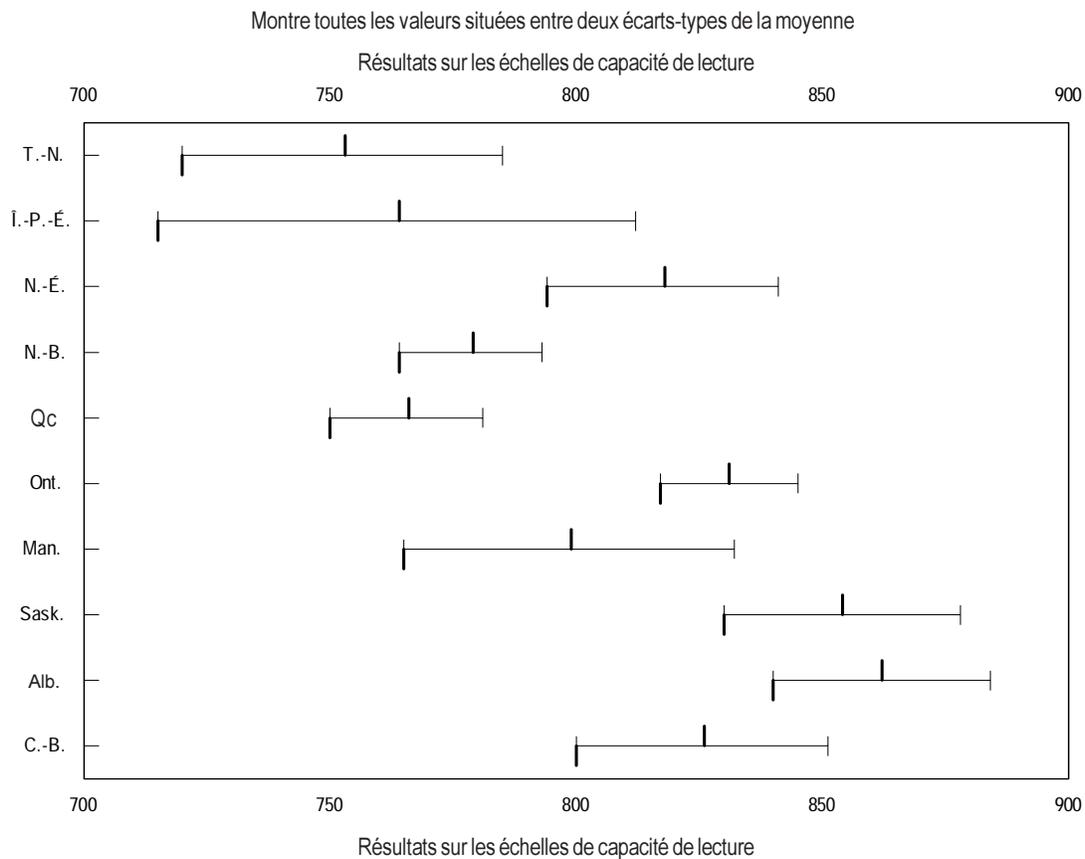


Cette méthode permet de produire 45 classements distincts et, bien que l'on puisse observer une tendance générale nette, il existe aussi un bon nombre de revirements (par exemple, la Colombie-Britannique est plus souvent classée quatrième, mais, à l'occasion, elle est première ou cinquième).

Le graphique 2 présente la gamme d'estimations du niveau moyen de capacités de lecture obtenu de ces 45 échelles distinctes d'évaluation de l'ensemble des capacités de lecture. Manifestement, ces moyennes fournissent certains renseignements importants — elles font ressortir la variation progressive d'est en ouest du niveau moyen de capacités de lecture dans l'ensemble de la population. Cependant, il est également évident que les classements relatifs dans l'est ou dans l'ouest sont sensibles au choix de l'échelle utilisée pour déterminer les résultats des personnes.

Toutefois, le classement du niveau moyen de capacités de lecture pour l'ensemble de la population constituée, dans une large mesure, un indicateur tardif. Les personnes qui ont quitté l'école il y a 40 ou même 50 ans sont mêlées avec celles qui l'ont quittée récemment, et il faut des décennies pour que la moyenne globale reflète l'incidence des modifications aux politiques d'éducation. Par conséquent, le graphique 3 présente le classement des niveaux moyens de capacités de lecture pour les personnes de moins de 30 ans. Il est intéressant de signaler que l'on note peu de signes d'une variation progressive d'est en ouest chez les jeunes Canadiens¹⁴.

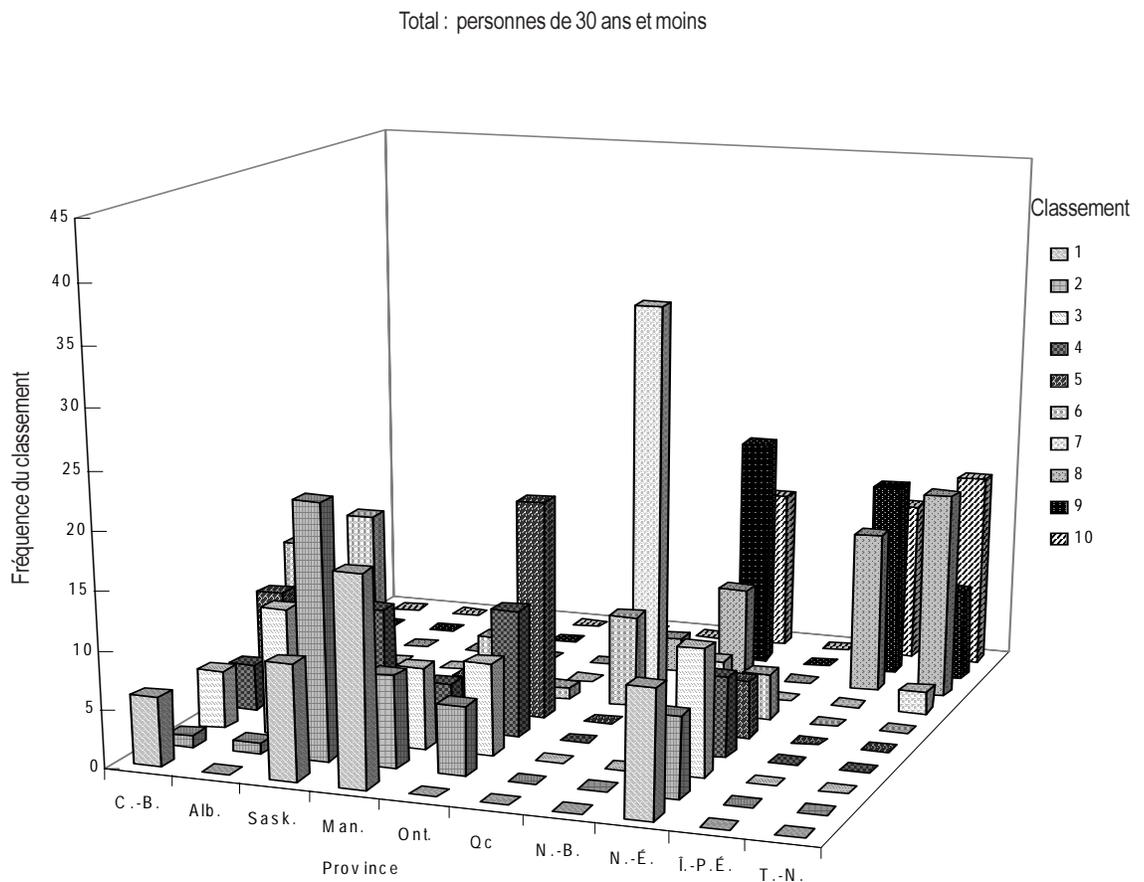
Graphique 2 Niveau moyen de l'ensemble des capacités de lecture



L'ensemble des capacités de lecture correspond à la somme des résultats obtenus pour les capacités de lecture à l'égard de textes suivis, de textes schématisés et de textes au contenu quantitatif. La gamme comprend les moyennes possibles pour les cinq « valeurs plausibles ».

La leçon à retenir est qu'il faut faire preuve d'une grande prudence dans l'interprétation du niveau moyen de capacités de lecture. Si l'on se fonde sur la comparaison des moyennes simples de population de la « valeur plausible 1 », on pourrait, par exemple, être tenté de dire que le Canada Atlantique a les plus faibles niveaux moyens de capacités de lecture¹⁵. Toutefois, le graphique 3 montre que si l'on considère une gamme de transformations monotones des valeurs plausibles, la Nouvelle-Écosse se classe souvent dans la catégorie où le niveau moyen de capacités de lecture est le plus élevé du pays chez les personnes de moins de 30 ans. En général, il semblerait souhaitable de s'assurer que les classements des capacités moyennes ne sont pas simplement des artéfacts imputables aux échelles utilisées pour calculer les résultats des personnes avant de tirer des conclusions concernant les politiques.

Graphique 3 Fréquence du classement provincial selon le niveau moyen de l'ensemble des capacités de lecture, personnes de 30 ans et moins



Section 3.2

L'alphabétisme et les gains

L'alphabétisme est l'un des principaux objectifs du système d'éducation, et le nombre d'années de scolarité est depuis longtemps considéré comme un bon prédicteur des revenus personnels. Sur le plan individuel, quelle proportion du rendement économique de l'éducation le niveau de capacités de lecture peut-il expliquer?

Pour répondre à cette question, on doit choisir une mesure plausible des capacités de lecture. Les données de l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA) présentent cinq valeurs plausibles pour les résultats sur les échelles de capacités de lecture. Cependant, on n'a effectivement posé aucune question dont le niveau de difficulté correspond à un résultat inférieur à 188 (textes suivis), à 182 (textes schématiques) ou à 225 (textes au contenu quantitatif) ni à un niveau supérieur à 377 (textes suivis), à 408 (textes schématiques) ou à 408 (textes au contenu quantitatif). Par conséquent, les résultats supérieurs ou inférieurs aux niveaux de compétence effectivement testés ont nécessairement été attribués par imputation. Ainsi, il est légitime de se demander si l'on devrait tronquer ces résultats et, si tel était le cas, de quelle façon on devrait le faire. Nous avons soutenu précédemment que les résultats sur les échelles de capacités de lecture sont des nombres ordinaux et que d'autres transformations monotones sont entièrement soutenables (comme le calcul du logarithme naturel du résultat ou l'élévation de celui-ci à une puissance allant de 1 à 9). On pourrait également affirmer que l'information contenue dans les nombres ordinaux repose sur le rang attribué aux personnes, si bien que l'on devrait remplacer le résultat sur les échelles de capacités de lecture d'une personne en matière d'alphabétisme par le rang qu'on lui a attribué.

Toutes ces questions (truncations, transformées exponentielles, informations fournies par le rang) constituent des choix de mesures, mais les choix ne se limitent pas à la mesure appropriée de l'alphabétisme. Le fait de mesurer la scolarité en années revient à supposer des répercussions linéaires de l'éducation tandis que l'utilisation de variables fictives pour le niveau de scolarité permettrait aux répercussions de l'éducation d'être non linéaires et peut-être de mieux saisir les effets de l'obtention d'un diplôme. D'autres soutiendront que l'estimation des incidences de l'alphabétisme et de l'éducation sur les gains devrait se limiter aux personnes qui travaillent à temps plein toute l'année (afin de pouvoir exercer, implicitement, un certain contrôle sur le nombre d'heures de travail fournies). Cependant, si l'éducation ou les capacités de lecture permettent aux personnes d'avoir accès au marché du travail, on pourrait aussi affirmer que l'échantillon doit être représentatif de tous les travailleurs.

Est-ce que l'un de ces éléments importe? Obtenons-nous essentiellement la même estimation de l'effet des capacités de lecture quelle que soit la méthode de mesure choisie?

Notre stratégie consiste à prendre l'équation la plus simple des gains du capital humain¹⁶, à ajouter d'autres mesures possibles de l'alphabétisme et à expérimenter d'autres spécifications de l'échantillon et des mesures de l'éducation. Il en résulte un grand nombre d'équations de régression (voir les tableaux 1, 2 et 3).

Le tableau 1 montre que l'alphabétisme semble représenter environ 30 % du rendement économique de l'éducation des hommes qui travaillent à temps plein toute l'année. Quelle que soit la façon dont le résultat sur les échelles de capacités de lecture est étendu, pour les personnes qui

Tableau 1 Hommes qui travaillent à temps plein toute l'année (régressions)

Régression MCO – Pour toutes les régressions, Ln (gains) est la variable dépendante							
	Régression de référence	Régressions tenant compte des capacités de lecture					
Edyrs	0,043** (0,006)	0,030** (0,007)	0,031** (0,007)	0,031** (0,007)	0,033** (0,007)	0,030** (0,007)	0,036** (0,007)
Exp	0,075** (0,007)	0,075** (0,007)	0,075** (0,007)	0,075** (0,007)	0,075** (0,007)	0,076** (0,007)	0,076** (0,007)
Exp^2	-0,001** (0,000)	-0,001** (0,000)	-0,001** (0,000)	-0,001** (0,000)	-0,001** (0,000)	-0,001** (0,000)	-0,001** (0,000)
Constante	9,018** (0,116)	8,676** (0,171)	8,658** (0,155)	6,141** (0,785)	8,965** (0,117)	9,002** (0,115)	9,059** (0,116)
Litot1		0,001** (0,000)					
Litot1 (×10 ³) – tronquée			0,585** (0,168)				
Lnlitot1				0,449** (0,121)			
Litrnk1 (×10 ⁴)					0,517** (0,169)		
(Litot1) ³ (×10 ⁹)						0,242** (0,057)	
(Litot1) ⁹ (×10 ²⁸)							0,418** (0,108)
R ² corrigé	0,196	0,212	0,208	0,210	0,205	0,214	0,211

Nota : Les valeurs entre parenthèses sont des erreurs-types.

** = significatif au niveau de 5 %

Edyrs = Nombre d'années d'éducation formelle (à partir de la première année)

Exp = Âge – nombre d'années de scolarité – 5

Litot1 = Ensemble des capacités de lecture en se servant de la valeur plausible 1 = textes suivis 1 + textes schématiques 1 + textes au contenu quantitatif 1

Litot1 tronqué = Ensemble des capacités de lecture mesuré d'après les répartitions tronquées des capacités de lecture et de la valeur plausible 1 : tous les résultats supérieurs à la valeur maximale attribuée aux questions ont été remplacés par cette valeur maximale et tous les résultats inférieurs à la valeur minimale attribuée aux questions ont été remplacés par cette valeur minimale.

Lnlitot1 = Logarithme naturel de Litot1

Litrnk1 = Rang dans l'échantillon total classé selon Litot1

(× 10ⁿ) = Aux fins de la déclaration, les valeurs du coefficient et de l'erreur-type ont été multipliées par 10 porté à la puissance indiquée.

travaillent à temps plein toute l'année, le résultat demeure statistiquement significatif. Ce n'est qu'en accentuant fortement l'importance relative des écarts à l'extrémité supérieure de l'échelle des capacités de lecture (en portant le résultat sur les échelles de capacités de lecture à la neuvième puissance) que l'on réussit à réduire l'effet estimé de l'alphabétisme sur le rendement économique de l'éducation à environ un sixième¹⁷.

Le tableau 2 examine si la mesure de l'éducation en fonction des diplômes obtenus modifie la conclusion selon laquelle les capacités de lecture expliquent une proportion importante du rendement économique de l'éducation pour les hommes qui travaillent à temps plein toute l'année. Dans certains cas, l'effet des capacités de lecture paraît plus important. Si l'on compare les colonnes 5 et 6 à la colonne 4, ou les colonnes 8 et 9 à la colonne 7, il semble que le fait d'inclure un contrôle explicite des capacités de lecture mesurées entraîne une réduction de l'ordre de 40 % à 45 % du rendement économique estimé des études universitaires, bien que l'inclusion des capacités de lecture mesurées ait un effet moindre sur le désavantage associé à un très faible niveau de scolarité (une variation allant de -0,412 à -0,342 ou à -0,306, soit une baisse allant de 16 % à 26 %). Le tableau 2 montre néanmoins qu'une importante fraction de la valeur mesurée du rendement économique de l'éducation est expliquée par les capacités de lecture.

Le tableau 3 fournit une mise en garde. Chez les femmes qui travaillent à temps plein ou à temps partiel, les résultats sur les échelles de capacités de lecture sont toujours statistiquement non significatifs. En effet, l'inclusion des résultats sur les échelles de capacités de lecture dans un modèle de régression pour prédire les gains des femmes produit parfois des résultats invraisemblables. Il est possible, par exemple, de trouver une nouvelle échelle des résultats des personnes en matière de capacités de lecture qui sera telle que le rendement économique estimé de l'éducation, abstraction faite de l'alphabétisme, augmente si l'on inclut les résultats sur les échelles de capacités de lecture comme une variable explicative. Manifestement, les effets de l'alphabétisme sur les gains des femmes sont différents des effets de l'alphabétisme sur les gains des hommes.

Pour la gamme de méthodes de mesure envisagée, les capacités de lecture expliquent généralement une fraction importante du rendement économique de l'éducation — mais pas dans tous les cas. Ces résultats permettent de croire que l'on pourrait inverser la question et demander : Quelle est la fraction maximale du rendement économique de l'éducation que l'on peut expliquer par l'inclusion des capacités de lecture mesurées? Les graphiques 4 et 5 illustrent la gamme des rendements économiques estimés du nombre d'années de scolarité obtenues quand on choisit diverses méthodes de mesure en ce qui concerne les résultats sur les échelles de capacités de lecture, comparativement à la valeur de référence du rendement économique du nombre d'années de scolarité estimé en ne tenant pas compte des résultats sur les échelles de capacités de lecture.

Nous pouvons être relativement certains que l'augmentation des capacités de lecture n'est qu'une des raisons pour lesquelles l'éducation est rentable. Les graphiques 4 et 5 illustrent l'incertitude qui existe quant à la proportion du rendement financier du nombre d'années de scolarité qui peut être expliquée par la possession de capacités de lecture. Toutefois, quelle que soit la nouvelle échelle choisie des résultats en matière de capacités de lecture, il est fort difficile de pousser au-delà de 40 % à 45 % la contribution de l'alphabétisme au rendement économique de l'éducation.

Naturellement, les enseignants ont toujours visé à inculquer davantage que des capacités de lecture. Les connaissances factuelles, le raisonnement et les aptitudes sociales constituent depuis longtemps des objectifs de l'éducation. Or, la mesure de l'alphabétisme ne saisit pas ces autres résultats. Il a été aussi longtemps soutenu (par exemple Arrow, 1973; Spence, 1973, 1974) que le niveau de scolarité sert de titre de compétence qui témoigne d'aptitudes naturelles sous-jacentes. La présente étude ne permet pas de déterminer laquelle des fonctions d'éducation — capital humain ou titre de compétence non lié à l'alphabétisme — est la plus importante, mais les résultats fournissent certains indices de la gamme éventuelle des effets de l'alphabétisme.

Tableau 2 Régressions comprenant des variables fictives d'éducation

Hommes travaillant à temps plein toute l'année (régressions)									
	Pas de variable fictive d'éducation			Variables fictives d'éducation			Variables fictives pour les études postsecondaires seulement		
	Référence	Avec capacités de lecture	Avec (Lit.) ³	Référence	Avec capacités de lecture	Avec (Lit.) ³	Référence	Avec capacités de lecture	Avec (Lit.) ³
Edyrs	0,043** (0,006)	0,030** (0,007)	0,030** (0,007)						
Exp	0,075** (0,007)	0,075** (0,007)	0,076** (0,007)	0,078** (0,007)	0,078** (0,007)	0,078** (0,007)	0,079** (0,007)	0,078** (0,007)	0,078** (0,007)
Exp ²	- 0,001** (0,000)	- 0,001** (0,000)	- 0,001** (0,000)	- 0,001** (0,000)	- 0,001** (0,000)	- 0,001** (0,000)	- 0,001** (0,000)	- 0,001** (0,000)	- 0,001** (0,000)
Constante	9,018** (0,116)	8,676** (0,171)	9,002** (0,115)	9,607** (0,075)	9,134** (0,154)	9,444** (0,089)	9,549** (0,076)	8,954** (0,147)	9,364** (0,085)
Litot1		0,001** (0,000)			0,001** (0,000)			0,001** (0,000)	
(Litot1) ³ (×10 ⁹)			0,242** (0,057)			0,230** (0,060)			0,275** (0,060)
Variable fictive = 1 si études universitaires				0,227** (0,053)	0,138** (0,058)	0,124** (0,059)	0,305** (0,051)	0,174** (0,057)	0,170** (0,058)
Variable fictive = 1 si études postsecondaires				- 0,162** (0,055)	- 0,188** (0,056)	- 0,187** (0,055)	- 0,076** (0,053)	- 0,128** (0,054)	- 0,118** (0,053)
Variable fictive = 1 si études secondaires partielles				- 0,229** (0,061)	- 0,202** (0,061)	- 0,209** (0,061)			
Variable fictive = 1 si études primaires				- 0,412** (0,100)	- 0,306** (0,104)	- 0,342** (0,101)			
R ² corrigé	0,196	0,212	0,454	0,221	0,232	0,235	0,196	0,218	0,251

Nota : Les valeurs entre parenthèses sont des erreurs-types.

** = significatif au niveau de 5 %

Edyrs = Nombre d'années d'éducation formelle (à partir de la première année)

Exp = Âge – nombre d'années de scolarité – 5

Litot1 = Ensemble des capacités de lecture en se fondant sur la valeur plausible 1 = textes suivis 1 + textes schématiques 1 + textes au contenu quantitatif

(x 10³) = Aux fins de la déclaration, les valeurs du coefficient et de l'erreur-type ont été multipliées par 1 000.

Les variables fictives d'éducation correspondent au niveau le plus élevé de scolarité atteint comme suit :

études universitaires = obtention d'un diplôme d'études universitaires

études postsecondaires = obtention d'un diplôme d'études postsecondaires mais non universitaires

études secondaires partielles = obtention d'un diplôme d'études secondaires partielles

études primaires = comprend à la fois les personnes qui ont obtenu leur diplôme d'études primaires et celles qui ne l'ont pas obtenu

L'hypothèse de base correspond à l'obtention du diplôme d'études secondaires; les personnes dont le plus haut niveau de scolarité n'a pas été précisé ou n'a pu être déterminé ont été exclues des analyses de régression.

Tableau 3 Femmes travaillant à temps plein ou à temps partiel (régressions)
(comprend toutes les femmes qui ont déclaré des gains positifs)

Régressions MCO — Pour toutes les régressions, Ln (gains) est la variable dépendante							
	Référence	Régressions tenant compte des capacités de lecture					
Edyrs	0,090** (0,008)	0,086** (0,010)	0,091** (0,010)	0,083** (0,010)	0,087** (0,010)	0,091** (0,010)	0,094** (0,009)
Exp	0,076** (0,008)	0,076** (0,008)	0,076** (0,008)	0,076** (0,008)	0,076** (0,008)	0,076** (0,008)	0,076** (0,008)
Exp ²	-0,002** (0,000)	-0,002** (0,000)	-0,002** (0,000)	-0,002** (0,000)	-0,002** (0,000)	-0,002** (0,000)	-0,002** (0,000)
Ln(semaines)	0,700** (0,041)	0,699** (0,041)	0,700** (0,041)	0,699** (0,041)	0,698** (0,041)	0,700** (0,041)	0,699** (0,041)
Constante	5,048** (0,192)	4,993** (0,210)	5,077** (0,226)	4,073** (0,781)	5,049** (0,192)	5,046** (0,192)	5,024** (0,193)
Litot1 (×10 ³)		0,123 (0,193)					
Litot1 (×10 ³) – tronqué			-0,055 (0,226)				
Lnlitot1				0,159 (0,123)			
Litrnk1 (×10 ⁴)					0,095 (0,220)		
(Litot1) ³ (×10 ⁹)						-0,023 (0,088)	
(Litot1) ⁹ (×10 ²⁸)							-0,303 (0,270)
R ² corrigé	0,353	0,352	0,352	0,353	0,352	0,352	0,353

Nota : Les valeurs entre parenthèses sont des erreurs-types.

** = significatif au niveau de 5 %.

Edyrs = Nombre d'années éducation formelle (à partir de la première année)

Exp = Âge – nombre d'années de scolarité – 5

Ln(semaines) = Logarithme naturel du nombre de semaines travaillées l'année précédente

Litot1 = Ensemble des capacités de lecture en se fondant sur la valeur plausible 1 = textes suivis 1 + textes schématiques 1 + textes au contenu quantitatif 1

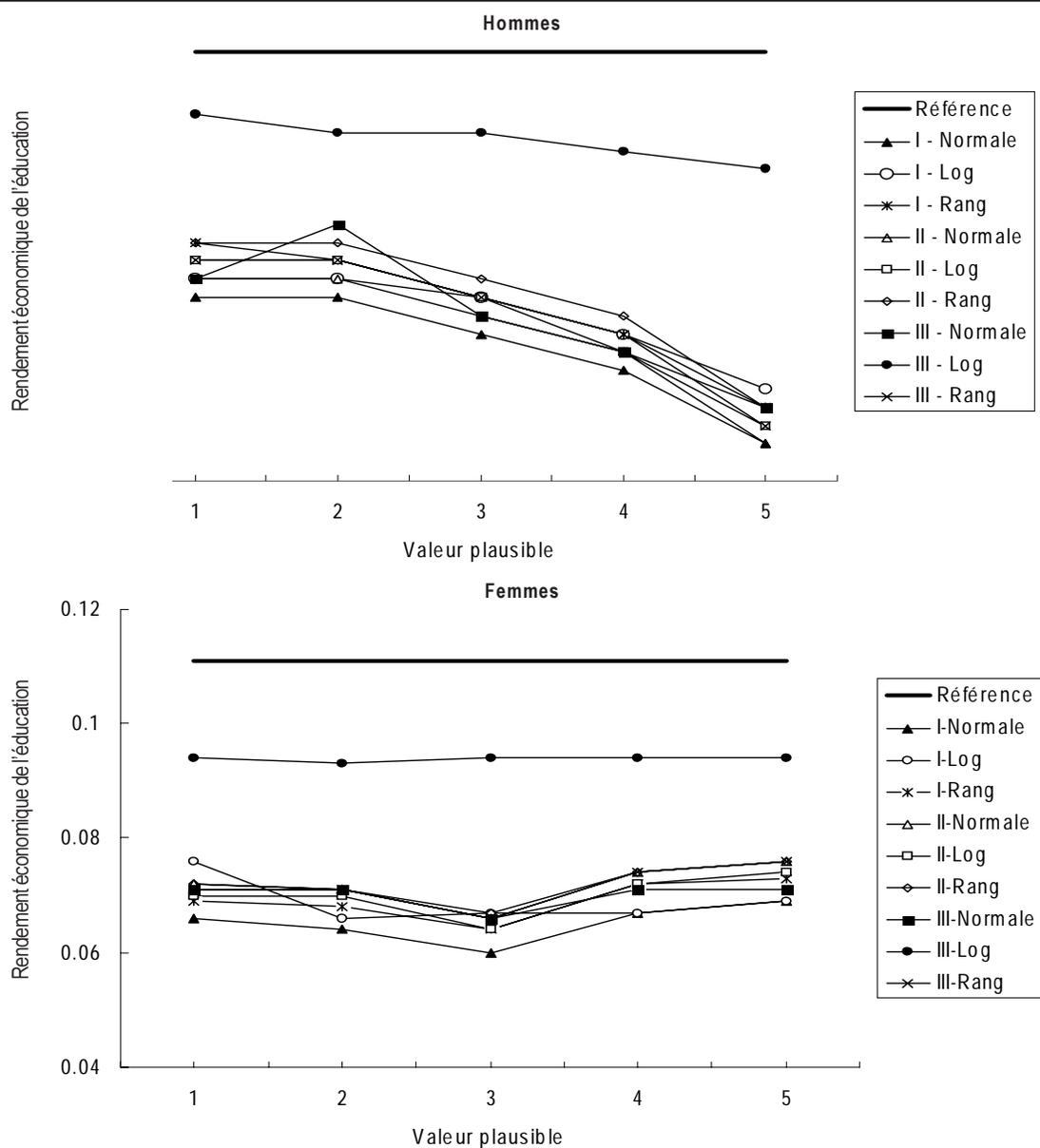
Litot1 tronqué = Ensemble des capacités de lecture mesuré d'après les répartitions tronquées des capacités de lecture : tous les résultats supérieurs à la valeur maximale attribuée aux questions ont été remplacés par cette valeur maximale et tous les résultats inférieurs à la valeur minimale attribuée aux questions ont été remplacés par cette valeur minimale.

Lnlitot1 = Logarithme naturel de Litot1

Litrnk1 = Rang dans l'échantillon total classé selon Litot1

(× 10?) = Aux fins de la déclaration, les valeurs du coefficient et de l'erreur-type ont été multipliées par 10 porté à la puissance indiquée.

Graphique 4 Taux de rendement économique de l'éducation, hommes et femmes de 20 à 65 ans qui travaillent à temps plein toute l'année

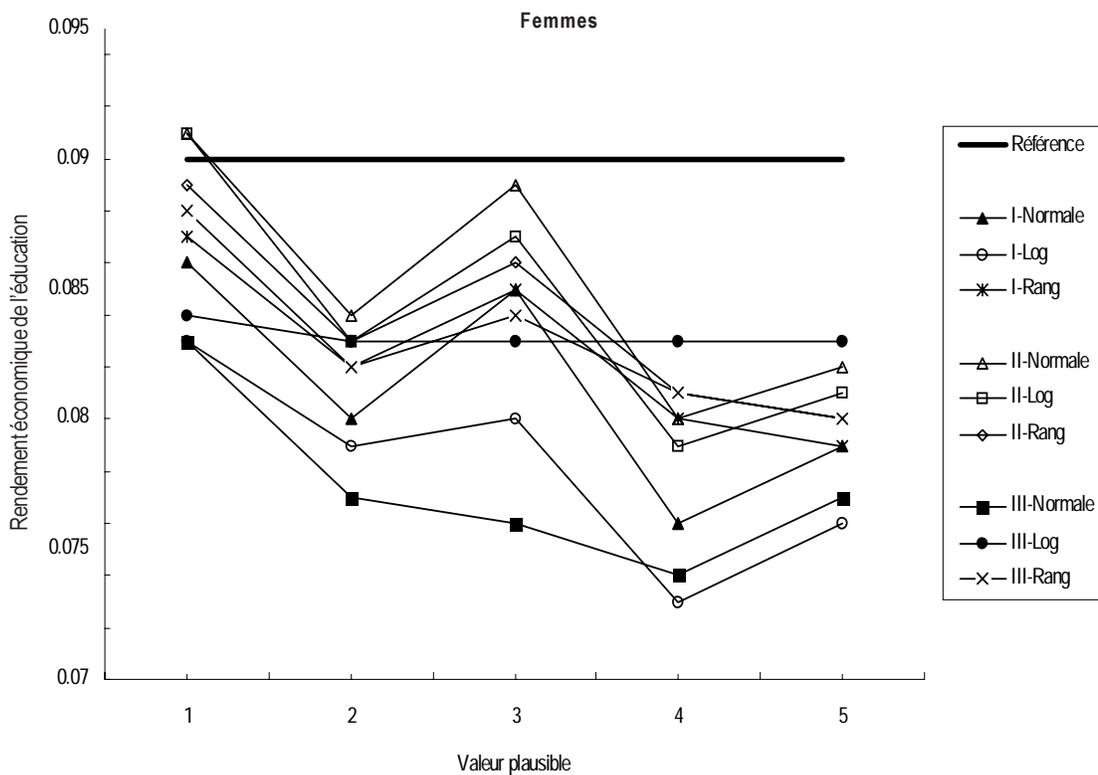
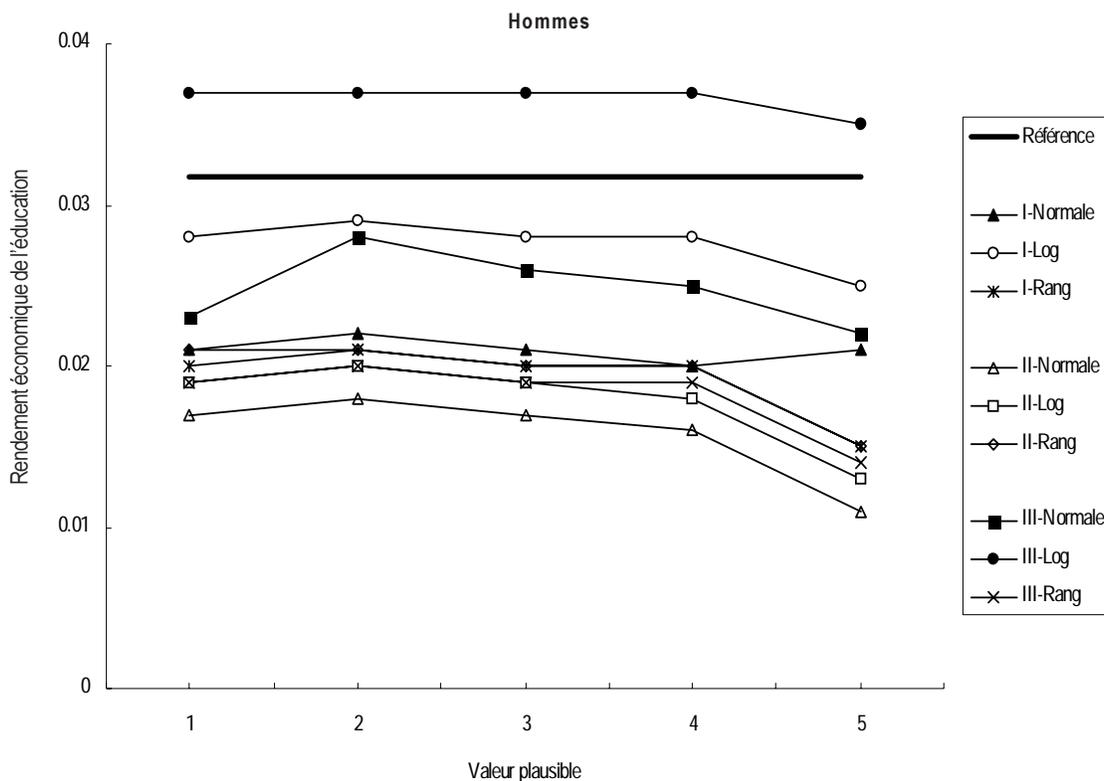


I = Normale

II = Tronquée : extrémité supérieure poussée vers le bas, extrémité inférieure poussée vers le haut

III = Tronquée, extrémité supérieure poussée vers le bas, extrémité inférieure correspondant à zéro.

Graphique 5 Taux de rendement économique de l'éducation, hommes et femmes de 20 à 65 ans qui travaillent à temps plein ou à temps partiel



I = Normale

II = Tronquée : extrémité supérieure poussée vers le bas, extrémité inférieure poussée vers le haut

III = Tronquée, extrémité supérieure poussée vers le bas, extrémité inférieure correspondant à zéro.

Section 3.3

Méta-analyse

Lorsqu'il existe un grand nombre de combinaisons possibles de mesures entre lesquelles il faut choisir, la méta-analyse peut aider à déceler des tendances quant aux répercussions des choix de mesure. Le tableau 4 montre l'influence des mesures choisies sur le taux estimé de rendement économique du nombre d'années de scolarité. Les résultats reposent sur des régressions de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). La variable dépendante correspond au taux de rendement économique du nombre d'années de scolarité et les variables indépendantes résument les caractéristiques de la régression qui a produit ce taux estimé de rendement économique. À la colonne 3, par exemple, on peut interpréter le coefficient 0,729 de la variable fictive pour la « valeur plausible 1 » comme indiquant que, relativement à l'hypothèse de base (valeur plausible 5), l'utilisation de la valeur plausible 1 augmente de 0,729 % le taux estimé de rendement économique par année de scolarité.

La première colonne du tableau 4 montre les résultats correspondant au scénario où l'échantillon contient toutes les régressions estimées. L'hypothèse de base est l'équation des gains pour l'ensemble des hommes si l'on n'inclut aucune variable d'alphabétisme. Les colonnes 2 à 4 sont limitées à l'examen des régressions qui comprennent des variables d'alphabétisme. Relativement à la valeur plausible 5, l'utilisation d'autres valeurs plausibles produit des estimations plus fortes du taux de rendement économique de l'éducation, à l'exception des femmes qui travaillent à temps plein toute l'année.

Le fait de porter le résultat sur les échelles de capacités de lecture à des puissances successivement plus élevées est une transformation monotone qui accentue de plus en plus l'importance des écarts à l'extrémité supérieure de la répartition des capacités de lecture. Chez les hommes qui travaillent à temps plein toute l'année, l'augmentation de la grandeur des écarts à l'extrémité supérieure de la répartition des capacités de lecture a un effet statistiquement significatif, mais non linéaire, sur la valeur mesurée du rendement économique de l'éducation. Dans le cas de la méta-analyse, en entrant la puissance à laquelle sont portés les résultats sur les échelles de capacités de lecture et le carré de cette puissance, on peut traiter les tests de non linéarité et les résultats de la colonne 3 du tableau 4 comme signifiant que le taux estimé du rendement économique de l'éducation est minimisé quand le carré du résultat sur les échelles de capacités de lecture est intégré dans l'équation comme une variable explicative¹⁸, en même temps que le nombre d'années de scolarité.

Inversement, une transformation logarithmique des résultats sur les échelles de capacités de lecture réduit l'influence des écarts à l'extrémité supérieure de la répartition, ce qui semble augmenter l'influence mesurée du nombre d'années de scolarité sur les gains. Outre le fait que la « valeur plausible » particulière utilisée importe généralement lors de l'estimation du taux de rendement économique de l'éducation (subordonnée à l'alphabétisme), il importe également que l'échelle des capacités de lecture choisie accentue ou non les écarts à l'extrémité supérieure de la répartition comparativement à l'extrémité inférieure.

La façon dont on traite les très faibles résultats sur les échelles de capacités de lecture semble également importer. La variable fictive tronquée 1 signifie que la valeur de tous les résultats sur les échelles de capacités de lecture supérieurs ou inférieurs aux résultats correspondant aux niveaux maximal ou minimal de difficulté des questions effectivement posées doit être égale à ces

Tableau 4 Résultats de la méta-analyse

Régressions MCO – Le rendement économique estimé de l'éducation est la variable dépendante de chaque régression

Sexe	Toutes les régressions		Régressions tenant compte du niveau de capacités de lecture seulement		
	Hommes et femmes		Hommes et femmes	Hommes	Femmes
Situation d'activité	À temps plein et à temps partiel		À temps plein et à temps partiel	À temps plein toute l'année seulement	À temps plein toute l'année seulement
Observations	284		280	70	70
Constante	4,656** -0,289		2,419** -0,169	2,368** -0,059	6,839** -0,110
D-val. pluas. = 1	-1,804** -0,327		0,366** -0,104	0,729** -0,038	-0,236** -0,071
D-val. pluas. = 2	-1,990** -0,327		0,180* -0,104	0,714** -0,038	-0,443** -0,071
D-val. pluas. = 3	-2,022** -0,327		0,148 -0,104	0,557** -0,038	-0,793** -0,071
D-val. pluas. = 4	-2,115** -0,327		0,055 -0,104	0,386** -0,038	-0,214** -0,071
D-val. pluas. = 5	-2,170** -0,327				
D-femmes	4,447** -0,095		4,414** -0,093		
D-femmes et total	0,966** -0,095		1,010** -0,093		
D-hommes et total	-0,866** -0,095		-0,861** -0,093		
puissance	-0,059 -0,143		-0,059 -0,139	-0,123** -0,051	0,115 -0,095
puissance^2	0,039 -0,026		0,039 -0,025	0,031** -0,009	0,062** -0,017
D-log	0,481** -0,095		0,481** -0,092	0,111** -0,039	0,096 -0,074
D-classement	0,053 -0,095		0,053 -0,092	0,153** -0,034	0,197** -0,064
D-tronqué1	0,013 -0,095		0,013 -0,092	0,053 -0,034	0,350** -0,064
D-tronqué2	0,416** -0,095		0,416** -0,092	0,071* -0,039	0,303** -0,074
D-tronqué2 et log				0,925 -0,067	2,302** -0,125

Nota : ** = significatif au niveau de 5 %
* = significatif au niveau de 10 %

niveaux. En revanche, la troncation 2 consiste à fixer à zéro le résultat sur les échelles de capacités de lecture de toute personne à laquelle a été attribué un résultat inférieur à celui qui correspond à la question présentant le niveau de difficulté le plus faible. Cela accentue implicitement les écarts entre les niveaux d'alphabétisme mesurés à l'extrémité inférieure de la répartition. De plus, un tel choix améliore de façon mesurable le rendement économique estimé de l'éducation.

Section 4

Conclusion

L'élaboration de mesures directes du niveau de compétence, comme les données de l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA), offre aux économistes du travail un nouvel outil puissant pour expliquer les résultats observés sur le marché du travail. Les résultats de ce genre de test fournissent une foule de renseignements utiles. Comme l'a démontré le présent rapport, il existe une relation statistiquement et empiriquement significative entre les résultats des tests sur les échelles de capacités de lecture des hommes et les revenus personnels, et l'effet est robuste envers une grande variété de choix de mesure.

Néanmoins, le présent rapport souligne aussi qu'une certaine prudence est de rigueur lors de l'utilisation de mesures directes du niveau de compétence dans l'analyse statistique. Au fil des ans, les économistes du travail ont mis au point de nombreuses méthodes statistiques complexes pour travailler avec les données, mais les concepts sous-jacents sont généralement des grandeurs précisément observables (comme le nombre d'enfants, le salaire horaire ou l'état matrimonial) que l'on peut mesurer sous forme de nombres cardinaux ou d'états discrets. L'alphabétisme et, de façon plus générale, le niveau de compétence, sont différents — l'alphabétisme étant un concept complexe pour lequel il n'existe aucune unité naturelle de mesure. Bien que les mesures directes des niveaux de capacités de lecture, comme celles fournies par l'EIAA, permettent de classer les personnes selon leur niveau de capacités de lecture, les résultats sur les échelles de capacités de lecture sont le produit de méthodes statistiques complexes qui font intervenir un grand nombre de variables (comme l'éducation ou l'âge). Ces variables sont les mêmes que celles qui, habituellement, selon les économistes du travail, influenceraient indépendamment les résultats observés sur le marché du travail. Les résultats sur les échelles de capacités de lecture sont aussi fondamentalement des nombres ordinaux, et une série de transformations monotones de ces résultats pourrait être tout aussi plausible.

La méthode de calcul des résultats sur les échelles de capacités de lecture pourrait donc influencer considérablement l'effet perçu de l'alphabétisme sur les résultats observés sur le marché du travail. De façon plus générale, bon nombre de services publics ont une dimension de « qualité » qui est tout aussi complexe et également essentiellement ordinale. Par conséquent, la question de savoir quelle est la meilleure mesure de l'impact de l'alphabétisme sur les revenus personnels peut illustrer un problème plus général — c'est-à-dire que la méthode de calcul des mesures de la « qualité » des résultats observés dans le secteur public pourrait avoir un effet crucial sur le « succès » perçu des politiques gouvernementales.

Dans le présent rapport, l'auteur a tenté de faire ressortir que les méthodes de recherche fondées sur les mesures directes du niveau de compétence devraient inclure la vérification de la robustesse des résultats statistiques par l'examen de diverses transformations monotones de la mesure de ce niveau de compétence. Lorsque cela est effectué avec les résultats sur les échelles de capacités de lecture, on remarque que les classements des provinces du Canada en fonction du niveau moyen de capacités de lecture peuvent varier, parfois de façon spectaculaire. L'évaluation du succès relatif ou de l'échec des politiques gouvernementales (comme dans le domaine de l'éducation) en prenant pour critère le niveau moyen de capacités de lecture dans les différents secteurs de compétence pourrait par conséquent dépendre de façon excessive des choix de mesure et des hypothèses qui sous-tendent l'établissement des échelles.

Il est manifeste que, particulièrement chez les hommes, quelle que soit la transformation des résultats sur les échelles de capacités de lecture, le rendement économique de l'éducation

correspond en grande partie au rendement économique de l'alphabétisme — la proportion pouvant atteindre de 40 % à 45 %, bien que la proportion exacte du rendement économique de l'éducation qui est expliquée par les capacités de lecture dépende en quelque sorte des choix de mesure et des hypothèses quant aux échelles. Le taux de rendement économique de l'éducation chez les femmes est à la fois plus élevé et moins influencé par le niveau de capacités de lecture.

Les données suggèrent également que l'influence relative de l'alphabétisme peut varier à différents points de la répartition des niveaux de capacités de lecture — particulièrement, en ce sens que l'alphabétisme peut constituer une proportion plus élevée de l'impact de l'éducation sur les gains chez les personnes possédant des capacités de lecture plus élevées. Le rôle distinct que joue le niveau de capacités de lecture chez les hommes et les femmes ainsi qu'à divers points de la répartition des capacités de lecture demeure une question importante qui devra être étudiée dans des travaux de recherche ultérieurs.

Notes de fin de document

1. Une « transformation monotone » est une transformation qui maintient le rang des variables initiales.
2. Certains examinateurs rejettent cette dernière conclusion, soutenant que quelques-unes des transformations monotones étudiées sont invraisemblables.
3. Si l'on se sert du niveau moyen de compétence atteint par les élèves pour déterminer les primes au rendement ou pour répartir autrement les ressources, la pondération des résultats joue le rôle de prix virtuels. Le cas échéant, il y a lieu de s'attendre à ce qu'ils influent sur l'effort déployé par les enseignants pour améliorer le rendement des élèves marginaux comparativement à l'effort qu'ils déploient pour aider les meilleurs élèves. Si l'échelle correspond à $A = 1\ 000$, $B = 100$ et $C = 10$ et si les résultats moyens influencent la rémunération des enseignants, la plupart des enseignants accorderont vraisemblablement plus d'attention aux élèves susceptibles d'obtenir un A qu'à ceux susceptibles de décrocher un C. Qu'il soit socialement souhaitable ou non de porter son attention à faire passer les élèves appartenant à la catégorie B dans la catégorie A, comparativement à empêcher les élèves de la catégorie C de glisser vers un D ou un F, la pondération accordée au rendement constitue un système de stimulation.
4. Comme le fait remarquer Cliff (1996, p. 92) dans le modèle classique de régression MCO, où $Y = XB + E$, « la transformation monotone de X modifie non seulement sa covariance avec Y, mais aussi sa covariance avec les autres prédicteurs, et il est vraisemblable qu'elle le fasse de façon imprévisible ou irrégulière. Cela modifiera son coefficient b et aura un effet sur ϕ (somme des carrés des résidus) ainsi que sur la contribution de X à sa réduction. Par conséquent, les résultats ne sont pas invariables si les variables sont transformées » [traduction].
5. Par exemple, on se sert depuis longtemps des résultats de la mesure du quotient intellectuel (QI) comme variable explicative dans les régressions des gains (par exemple Taubman et Wales, 1973; Taubman, 1976). Même si l'on ne connaît pas la forme de la courbe de répartition de l'intelligence, on sait que l'échelle des résultats du QI est choisie de façon à ce que les valeurs obéissent à une loi de répartition normale.
6. L'ajout d'une valeur constante arbitraire — par exemple 1 milliard — à la I^{ème} valeur observée et à tous les résultats plus élevés maintiendrait le classement des observations, mais dominerait manifestement (selon la valeur de I) tout résultat d'une régression multiple.
7. Par exemple, nous pourrions ne pas être certains de la façon dont un résultat à l'extrémité supérieure de la répartition des capacités de lecture se compare à un résultat situé au point médian de sa répartition — si le sujet médian obtient un résultat de 250 et celui qui occupe le 95^e centile obtient un résultat de 400, nous accorderions trop de foi à une échelle particulière des résultats si nous disions que le niveau de capacités de lecture du second sujet excède de 60 % celui du premier. On pourrait établir l'échelle des résultats du même test de façon à produire des résultats variant dans une mesure allant de 100 à 900, qui pourraient également être considérés comme « raisonnables ». Cependant, un changement d'échelle qui produirait les valeurs de 100 et de 100 000 000 000 pourrait être considéré par la plupart des observateurs comme « non raisonnable ».
8. Le niveau 1 comprend les résultats allant de 0 à 225; le niveau 2, de 226 à 275; le niveau 3, de 276 à 325; le niveau 4, de 326 à 375; et le niveau 5, de 376 à 500. Dans certains cas, on a fait une distinction sommaire entre les adultes dont le niveau de capacités de lecture est supérieur au niveau de base (formé des niveaux 1 et 2) et ceux dont le niveau de capacités de lecture correspond seulement au niveau 1 ou 2 (Murray, 1995).
9. Puisque la limite supérieure du niveau 1 du volet relatif au contenu quantitatif est également de 225, cela signifie qu'un seul item du questionnaire pouvait, de fait, établir une distinction entre le niveau 1 des capacités de lecture à l'égard de textes au contenu quantitatif et le niveau 2 ou le niveau supérieur.

10. Les blocs de questions ont été attribués au hasard aux répondants conformément à un plan d'« échantillonnage en spirale ». L'une des conséquences est qu'une partie seulement des participants à l'enquête ont effectivement répondu aux questions particulières correspondant au niveau de difficulté le plus faible et le plus élevé.
11. Gordon, Lin, Osberg et Phipps (1994) ont observé que l'estimation par l'analyse des logits ou des probits peut sous-entendre des effets marginaux estimatifs assez différents sur les probabilités des résultats observés chez les sujets présentant les caractéristiques moyennes de l'échantillon. Ils ont également remarqué que la variabilité de l'échantillonnage peut être un problème important dans le cas d'échantillons dont la taille est égale ou inférieure à 10 000. (On notera que chaque item de test est posé à [3/7 x 5 660] 2 425 répondants ou moins.)
12. En outre, les autres choix d'échelles pour les résultats en matière de capacités de lecture décrits ci-après en comptent un certain nombre qui accentuent de façon significative le poids relatif des écarts aux extrémités de la répartition des capacités de lecture.
13. Un moyen de vérifier l'importance d'un très haut niveau de capacités consiste à agrandir l'effet des écarts à l'extrémité supérieure de la répartition des capacités de lecture en portant les résultats des personnes en matière d'alphabétisme à des puissances successivement plus élevées.
14. La variation du classement de la Nouvelle-Écosse en fonction du niveau moyen de capacités de lecture est particulièrement notable. Elle s'explique d'une manière simple : une augmentation spectaculaire de la rétention scolaire (En 1965, en Nouvelle-Écosse, le taux de rétention des élèves de 12^e année qui étaient en 7^e année cinq ans plus tôt n'était que de 33 %. Ce taux était passé à 94 % en 1992). Il est plus difficile d'expliquer pourquoi le Nouveau-Brunswick et Terre-Neuve, qui affichent aussi une augmentation importante de la rétention scolaire, continuent d'accuser un retard.
15. Voir la discussion dans OCDE et Statistique Canada (1995); Statistique Canada et Développement des ressources humaines Canada (1996).
16. Manifestement, en se concentrant sur le modèle très simple du capital humain, l'auteur du présent rapport fait abstraction de l'effet de la syndicalisation, du secteur d'activité et de la profession, de la taille de l'entreprise, de la province de résidence ou du segment du marché du travail, sans parler de tout écart de gains dû à des avantages sociaux, aux dangers dans le milieu de travail, etc. Plusieurs études ont traité de ces variables explicatives possibles (et ont traité d'autres variables par le fait même), qui, pour la plupart, ne sont pas observées dans le cadre de l'EIAA. Comme il n'existe aucun consensus clair en ce qui concerne la représentation fonctionnelle complète des gains, l'auteur a opté ici pour la stratégie de la simplicité.
17. À la colonne 7 du tableau 1, le rendement économique d'une année de scolarité est de 3,6 % comparativement à 4,3 % si l'on ne tient pas compte de l'alphabétisme, ce qui représente une baisse d'un sixième.
18. Fait digne d'être noté, la part expliquée de la variance (R^2) par les régressions des gains est la plus importante si l'on porte les résultats sur les échelles de capacités de lecture à la troisième puissance, et elle est presque aussi importante si on les porte au carré.

Bibliographie

- Arrow, Kenneth J. 1973. « Higher Education as a Filter », *Journal of Public Economics*, vol. 2, n° 3, juillet, p. 193 à 216.
- Bradley, R.A., S.K. Katti, et Irma J. Coons. 1962. « Optimal Scaling for Ordered Categories », *Psychometrika*, vol. 27, n° 4, décembre, p. 355 à 374.
- Borgatta, Edgar F. 1968. « My Student, The Purist: A Lament », *The Sociological Quarterly*, vol. 9, n° 1, hiver, p. 29 à 34.
- Cliff, Norman. 1989. « Ordinal Consistency and Ordinal True Scores », *Psychometrika*, vol. 54, n° 1, mars, p. 75 à 91.
- Cliff, Norman. 1993. « Dominance Statistics: Ordinal Analyses to Answer Ordinal Questions », *Psychological Bulletin*, vol. 114, n° 3, novembre, p. 494 à 509.
- Cliff, Norman. 1996. *Ordinal Methods for Behavioral Data Analysis*, Mahwah, New Jersey, Lawrence Erlbaum Assoc.
- Grether, David M. 1974. « Correlations with Ordinal Data », *Journal of Econometrics*, vol. 2, n° 3, septembre, p. 241 à 246.
- Gordon, D.V., Z. Lin, L. Osberg, et S. Phipps. 1994. « Predicting Probabilities: Inherent and Sampling Variability in the Estimation of Discrete-Choice Models », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 56, n° 1, février, p. 13 à 32.
- Kim, Jae-On. 1975. « Multivariate Analysis of Ordinal Variables », *American Journal of Sociology*, vol. 81, n° 2, septembre, p. 261 à 298.
- Kim, Jae-On. 1978. « Multivariate Analysis of Ordinal Variables Revisited », *American Journal of Sociology*, vol. 84, n° 2, septembre, p. 448 à 456.
- Kim, Suh-Ryung. 1990. « On the Possible Scientific Laws », *Mathematical Social Sciences*, vol. 20, n° 1, p. 19 à 36.
- Kirsch, Irwin S. 1995. « Rendement lié à la compréhension de documents d'information variés selon trois échelles : définitions et résultats » dans *Littérature, Économie et Société : Résultats de la première Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes*, publié sous la direction de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) et Statistique Canada.
- Kirsch, Irwin S. 1996. « Rendement lié à la compréhension de documents d'information variés selon trois échelles : définitions et résultats » dans *Lire l'avenir : un portrait de l'alphabétisme au Canada*, produit n° 89-551-XPF au catalogue, Ottawa, Statistique Canada.
- Labovitz, Sanford. 1967. « Some Observations on Measurement and Statistics », *Social Forces*, vol. 46, n° 2, décembre, p. 151 à 160.

- Maddala, G.S. 1983. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge, Cambridge University Press.
- McCullagh, Peter. 1980. « Regression Models for Ordinal Data », *Journal of the Royal Statistical Society*, série B, vol. 42, n° 2, p. 109 à 142.
- Mislevy, Robert J., A.E. Beaton, B. Kaplan, et K.M. Sheehan. 1992. « Estimating Population Characteristics From Sparse Matrix Samples of Item Responses », *Journal of Educational Measurement*, vol. 29, n° 2, été, p. 133 à 161.
- Murray, T. Scott. 1995. « L'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes : aperçus et perspectives » dans *Littératie, Économie et Société : Résultats de la première Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes*, produit n° 89-545-XPB au catalogue, Paris, Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE), Ottawa, Statistique Canada.
- National Center for Education Statistics. 1997. *Adult Literacy in OECD Countries: Technical Report on the First International Adult Literacy Survey*, produit n° NCES 98-053, Washington, D.C., Department of Education des États-Unis.
- O'Brien, Robert M. 1982. « Using Rank-Order Measures to Represent Continuous Variables », *Social Forces*, vol. 61, n° 1, septembre, p. 144 à 155.
- 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*, Paris.
- Organisation de coopération et de développement économiques et Développement des ressources humaines Canada. 1997. *Littératie et Société du Savoir : Nouveaux résultats de l'Enquête internationale sur les capacités de lecture et d'écriture des adultes*, Paris.
- Smith, Robert B. 1978. « Nonparametric Path Analysis: Comments on Kim's "Multivariate Analysis of Ordinal Variables" », *American Journal of Sociology*, vol. 84, n° 2, septembre, p. 437 à 448.
- Spence, Michael A. 1973. « Job Market Signaling », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 87, n° 3, août, p. 355 à 374.
- Spence, Michael A. 1974. *Market Signaling: informational transfer in hiring and related screening processes*, Cambridge, Harvard University Press.
- Taubman, Paul, et Terence J. Wales. 1973. « Higher Education, Mental Ability and Screening », *Journal of Political Economy*, vol. 81, n° 1, janvier et février, p. 28 à 55.
- Taubman, Paul. 1976. « The Determinants of Earnings: Genetics, Family and Other Environments; A Study of White Male Twins », *The American Economic Review*, vol. 66, n° 5, décembre, p. 858 à 870.
- Wilson, Thomas P. 1970-1971. « Critique of Ordinal Variables », *Social Forces*, vol. 49, p. 432 à 444.
- Yamamoto, Kentaro, et Irwin S. Kirsch. 1997. « Proficiency Estimation », *Adult Literacy in OECD Countries: Technical Report on the First International Adult Literacy Survey*, National Center for Education Statistics, produit n° NCES 98-053, Washington, D.C., Department of Education des États-Unis.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes

Série de monographies

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

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

ISBN 0-660-96359-0



9 780660 963594

89-552-MIF 00007