



N°81-003-XIF au catalogue

Revue trimestrielle de l'éducation

2001, vol. 7, n° 4

- Participation à la formation liée à l'emploi
- Ce qui motive les diplômés à changer d'emploi
- Le rendement des élèves de 3^e année en Ontario
- TEIMS : rapport du Canada



Statistique
Canada

Statistics
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 : Service à la clientèle, Culture, tourisme et centre de la statistique de l'éducation, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6; téléphone : (613) 951-7608; sans frais : 1 800 307-3382; télécopieur : (613) 951-9040; ou courrier électronique : educationstats@statcan.ca.

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° 81-003-XPB au catalogue est publié trimestriellement en version imprimée standard et est offert au prix de 21 \$ CA l'exemplaire et de 68 \$ CA pour un abonnement annuel. Les frais de livraison supplémentaires suivants s'appliquent aux envois à l'extérieur du Canada :

	Exemplaire	Abonnement annuel
États-Unis	6 \$ CA	24 \$ CA
Autres pays	10 \$ CA	40 \$ CA

Ce produit est aussi disponible sous forme électronique dans le site Internet de Statistique Canada, sous le n° 81-003-XIF au catalogue, et est offert au prix de 16 \$ CA l'exemplaire et de 51 \$ CA pour un abonnement annuel. 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**
- Courrier électronique **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.



Statistique Canada
Culture, tourisme et centre de la statistique de l'éducation

Revue trimestrielle de l'éducation

2001, vol. 7, n° 4

- Participation à la formation liée à l'emploi
- Ce qui motive les diplômés à changer d'emploi
- Le rendement des élèves de 3^e année en Ontario
- TEIMS : rapport du Canada

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2001

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

Septembre 2001

N° 81-003-XPB au catalogue, vol. 7, n° 4
ISSN 1195-2261

N° 81-003-XIF au catalogue, vol. 7, n° 4
ISSN 1488-8300

Fréquence : trimestrielle

Ottawa

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.

Remerciements

Cette publication a été préparée sous la direction de :

Maryanne Webber, directrice
Culture, tourisme et centre de la statistique de l'éducation
Courrier électronique : maryanne.webber@statcan.ca

Le comité de direction :

- Doug Drew, directeur adjoint, Centre de la statistique de l'éducation
Courrier électronique : doug.drew@statcan.ca
- Frederic Borgatta, Section des indicateurs de l'éducation et du développement des produits
Courrier électronique : frederic.borgatta@statcan.ca
- Eleanor Bouliane, Section de la statistique du recensement de l'éducation
Courrier électronique : eleanor.bouliane@statcan.ca
- Jeanine Bustros, Service à la clientèle
Courrier électronique : jeanine.bustros@statcan.ca
- Robert Couillard, Section de la formation et de l'éducation continue
Courrier électronique : robert.couillard@statcan.ca
- Raynald Lortie, Section de l'enseignement primaire et secondaire
Courrier électronique : raynald.lortie@statcan.ca
- Jillian Oderkirk, Section du développement des enquêtes
Courrier électronique : jillian.oderkirk@statcan.ca
- Larry Orton, Section de l'enseignement postsecondaire
Courrier électronique : larry.orton@statcan.ca
- Jim Seidle, rédacteur en chef
Courrier électronique : jim.seidle@statcan.ca

Révision française :
Division des communications

Coordonnateur du marketing :
Grafton Ross
Courrier électronique :
grafton.ross@statcan.ca

Coordonnatrice de la production :
Cindy Sceviour
Courrier électronique :
cindy.sceviour@statcan.ca

Graphisme et composition :
Division de la diffusion

Table des matières

Le mot du rédacteur en chef	4
Faits saillants	6
Articles	
Changements dans les caractéristiques socioéconomiques de la population et participation aux activités de formation <i>par André Léonard</i>	8
Transition de l'école au travail : ce qui motive les diplômés à changer d'emploi <i>par Chantal Vaillancourt</i>	20
Facteurs qui influent sur le rendement des élèves de 3 ^e année en Ontario : une analyse à niveaux multiples <i>par Stéphane Tremblay, Nancy Ross et Jean-Marie Berthelot</i>	27
Troisième étude internationale de mathématiques et des sciences : rapport du Canada <i>par David F. Robitaille et Alan R. Taylor</i>	40
Données disponibles	
Données parues	46
Données récentes	47
Coup d'œil sur l'éducation	49
Dans les numéros à venir	55
Index cumulatif	57

Le mot du

rédacteur en chef

Mission

La *Revue trimestrielle de l'éducation* publie des analyses et des articles sur les questions d'actualité et les tendances en éducation à partir de sources statistiques variées. Elle sert de plate-forme de diffusion des statistiques relatives à l'éducation et offre une tribune pour communiquer avec le public et les intervenants dans le domaine. Son but est de présenter de l'information et des analyses pertinentes, fiables, actuelles et accessibles.

Le présent numéro comprend une vaste gamme d'articles traitant notamment de la recherche sur le rendement des élèves de 3^e année en Ontario, des résultats des élèves de 38 pays qui, en 8^e année, ont étudié en sciences et en mathématiques, de la participation des adultes à l'éducation et à la formation et de la transition école-travail des diplômés de l'enseignement postsecondaire.

Les principales conclusions de ce document de recherche comprennent ce qui suit :

- Pour être totalement efficace, une recherche sur les résultats des élèves de l'école primaire devrait prévoir l'analyse de caractéristiques propres à trois niveaux hiérarchiques, c'est-à-dire l'élève, la classe et l'école.
- Les élèves de la 8^e année au Canada ont obtenu de très bonnes notes en mathématiques et en sciences, les élèves de seulement 6 pays sur 38 ayant obtenu des notes plus élevées que les élèves canadiens.
- Les changements liés aux caractéristiques socioéconomiques, notamment l'âge, la profession et la catégorie de travailleurs, pourraient cacher des changements positifs par rapport au taux de participation à la formation parmi les différents groupes de travailleurs.
- On observe des variations importantes quant à la transition des diplômés de l'enseignement postsecondaire au marché du travail.

Veillez expédier toute correspondance dans l'une ou l'autre des langues officielles à :

Jim Seidle, rédacteur en chef
Revue trimestrielle de l'éducation
Centre de la statistique de l'éducation
Statistique Canada
Ottawa (Ontario)
K1A 0T6

Téléphone : (613) 951-1500
Télécopieur : (613) 951-9040
Courrier électronique :
jim.seidle@statcan.ca

La *Revue trimestrielle de l'éducation* de même que d'autres publications de Statistique Canada, dont le compendium statistique *L'éducation au Canada* (produit n° 81-229-XIB au catalogue), sont accessibles par voie électronique à l'adresse <www.statcan.ca/cgi-bin/downpub/feepub_f.cgi>

Le Centre de la statistique de l'éducation a son propre numéro de téléphone sans frais pour l'ensemble du Canada. Il s'agit du 1 800 307-3382.

Outre ces documents, prière de vous reporter à **l'Index cumulatif** à la fin du rapport, où figure une liste, par titre, de tous les articles qui sont parus dans la *RTE* depuis 1994. Les articles sont répartis en 11 catégories, dont le financement, la technologie et l'apprentissage ainsi que l'accessibilité. Les catégories sont définies en fonction des questions stratégiques en matière d'éducation présentées dans le rapport intitulé *Plan stratégique*, qui

renferme un examen du programme statistique du Centre et une description des objectifs et des priorités visant à consolider le programme et à mieux répondre aux besoins en matière d'information. Ce rapport est offert gratuitement à l'adresse www.statcan.ca/cgi-bin/downpub/freepub_f.cgi dans Internet.



Faits saillants



Participation à la formation liée à l'emploi

- Dans la présente étude, nous voulions vérifier si des changements dans la composition de la population, c'est-à-dire dans les caractéristiques socioéconomiques comme l'âge, la profession et la catégorie de travailleur, pouvaient avoir masqué une augmentation des taux de participation aux activités de formation de certains groupes de travailleurs au cours des trois derniers cycles de l'Enquête sur l'éducation et sur la formation des adultes.
- Dans l'ensemble, pour la période allant de 1991 à 1993, le changement dans la composition de la population a fait grimper le taux global de participation des femmes et légèrement diminuer celui des hommes. De 1993 à 1997, on a observé un effet de composition positif important, surtout chez les femmes.

Ce qui motive les diplômés à changer d'emploi

- Deux années après l'obtention de leur diplôme, un groupe de diplômés cherche un emploi alors qu'ils en occupent déjà un. La proportion de diplômés à la recherche d'un emploi diffère selon les résultats obtenus pour les deux variables suivantes : le fait d'avoir des enfants à charge et le niveau de scolarité. En particulier, chez les diplômés n'ayant pas d'enfants à charge et les titulaires d'un doctorat, la proportion des personnes qui ont cherché un emploi est plus élevée que chez les autres diplômés.
- La recherche d'emploi est souvent tributaire de conditions de travail moins favorables. Ceux qui cherchent un emploi ont des heures de travail moins nombreuses, ils se sentent surqualifiés, ils occupent un emploi non permanent et ils expriment une plus grande insatisfaction à l'égard de leur emploi et de leur revenu.

Le rendement des élèves de 3^e année en Ontario

- La constatation la plus étonnante a été l'importante proportion de la variation des résultats scolaires en 3^e année associée à la classe et à l'école. Cela sous-entend que les classes et les écoles du primaire en Ontario sont assez homogènes, les résultats des tests au sein des classes et des écoles présentant une corrélation raisonnablement élevée.

- Le degré de variation de la réussite associée à la classe et à l'école dans cette étude est semblable à celui observé aux États-Unis. Ce résultat contredit la croyance populaire au sujet de la nature des écoles et des quartiers en Ontario par rapport à celle des écoles et des quartiers aux États-Unis.
- Dans le domaine de l'éducation, il n'existe pas de formule magique ni de variable simple permettant d'expliquer le grand écart de réussite entre les pays ou les provinces. Chaque facteur, comme la taille de la classe, le nombre d'heures d'enseignement ou de jours durant l'année scolaire, fonctionne quelque peu différemment d'un pays à l'autre. Par exemple, dans certains pays, les élèves de classes nombreuses obtiennent des niveaux de réussite supérieurs, tandis que, dans d'autres pays, ce sont les élèves de classes moins nombreuses qui obtiennent les meilleurs résultats. RTE

TEIMS : rapport du Canada

- Presque tous les élèves canadiens — 96 % des élèves en mathématiques et 94 % des élèves en sciences — obtiennent des résultats égaux ou supérieurs au 25^e centile. Ces résultats sont nettement supérieurs à ceux de certains pays industrialisés et indiquent que les écoles canadiennes assurent un traitement équitable aux élèves de tous les statuts socioéconomiques.

Articles

Changements dans les caractéristiques socioéconomiques de la population et participation aux activités de formation

Introduction

Au cours des deux dernières décennies, le marché du travail a été touché par l'apparition accélérée de nouvelles technologies et de changements marqués dans l'organisation du travail, qui inclut la gestion des ressources humaines et différentes pratiques, comme la conception flexible des tâches et les horaires variables. Les secteurs de la haute technologie et, plus généralement, ceux axés sur le savoir, ont pris une place de plus en plus importante dans l'économie. De plus, les entreprises ont adopté des pratiques de gestion plus souples demandant une plus grande polyvalence de la part de leurs employés. Pour plusieurs décideurs et analystes, un tel contexte rend nécessaire une plus grande participation des travailleurs canadiens aux activités de formation. Or, l'Enquête sur l'éducation et la formation des adultes (EEFA) montre plutôt que le phénomène inverse s'est produit au Canada pendant les années 1990. Dans le présent article, nous nous intéressons à la formation liée à l'emploi et appuyée¹ par l'employeur, d'abord parce que la plus grande part de la formation liée à l'emploi est appuyée d'une manière ou d'une autre par l'employeur, ensuite parce que nous voulons connaître l'attitude des entreprises relativement à la formation de leurs employés.

Il est possible que certains groupes de travailleurs aient augmenté leur participation à la formation, mais que cet effet ait été masqué par des changements dans la composition de la population en emploi qui auraient donné plus de poids à des groupes dont la participation est habituellement faible. Par exemple, les travailleurs plus âgés suivant moins de formation que les plus jeunes, il se peut, étant donné le vieillissement de la population survenu au cours des années 1990, que le taux de participation global n'ait pas augmenté en raison de la hausse de la proportion des travailleurs plus âgés dans la population en emploi.

Le but de l'analyse est donc de déterminer si la légère baisse du taux de participation aux activités de formation est due au changement de la composition de la population (pour ce qui est des diverses caractéristiques socioéconomiques) ou bien à un changement de comportement des travailleurs ou des entreprises. Pour ce faire, nous étudierons

André Léonard, agent de recherche
Études sur le milieu de travail, les
compétences et la productivité
Direction générale de la recherche appliquée
Développement des ressources
humaines Canada
Téléphone : (819) 994-3699
Télécopieur : (819) 953-8584
Courrier électronique :
andre.leonard@hrdc-drhc.gc.ca

*L'auteur tient à remercier Gilles
Bérubé, Lucie Gilbert et Julie Turcotte
de leurs commentaires.*

les variations du taux de participation global à la formation entre 1991, 1993 et 1997 en utilisant une analyse multivariée ayant comme variables explicatives les caractéristiques socioéconomiques des répondants, telles que l'âge, la taille de l'entreprise pour laquelle ils travaillent et la province de résidence. Comme l'évolution des taux de participation globaux a été différente pour les hommes et les femmes, nous présenterons une analyse multivariée distincte pour les deux sexes. Après avoir utilisé une équation pour estimer la probabilité de suivre une formation à chaque point dans le temps (1991, 1993, et 1997), nous appliquerons les coefficients estimés à l'aide des données d'un cycle particulier de l'enquête aux variables explicatives d'un cycle précédent. Cela nous permettra de prévoir le taux de participation que l'on aurait obtenu si toutes les variables explicatives étaient demeurées inchangées. Nous pourrons ainsi mesurer l'impact du changement des variables explicatives (effet de composition) et du changement des coefficients estimés (effet de comportement) sur les taux de participation.

Définition et évolution des indicateurs de formation

Une bonne façon d'avoir un aperçu de la situation est d'examiner la fréquence de la formation. On mesure la fréquence en calculant le taux de participation d'une population en particulier, c'est-à-dire le nombre de participants à des activités de formation divisé par le nombre de personnes dans la population étudiée. Le taux de participation de la population en emploi âgée de 25 à 54 ans à de la formation liée à l'emploi et appuyée par l'employeur a diminué, passant de 26,7 % en 1991 à 26,1 % en 1993, puis à 24,8 % en 1997. Cette diminution semble plutôt surprenante compte tenu des changements observés ces deux dernières décennies sur le marché du travail. Les caractéristiques examinées ci-après (catégorie d'emploi, profession, secteur d'activité, etc.) nous renseignent toutefois sur la situation du répondant au moment de l'enquête (par exemple, en janvier 1992 pour l'enquête portant sur l'année 1991), et non au moment où la formation a été suivie. Il est donc possible que la situation du répondant ait changé entre-temps.

À propos de la présente étude

L'Enquête sur l'éducation et sur la formation des adultes (EEFA) a été réalisée à plusieurs reprises dans les années 1980 et 1990 afin d'établir un portrait des activités formelles de formation des adultes. Les trois derniers cycles de l'enquête (1991, 1993 et 1997) étaient comparables pour ce qui est des méthodes et des questions posées. Dans le cadre de l'EEFA, qui constitue un supplément à l'Enquête sur la population active de Statistique Canada, on a interrogé les répondants sur les activités de formation auxquelles ils ont participé au cours de l'année précédente. On leur a entre autres demandé s'ils avaient suivi une formation pour des raisons liées à leur emploi (actuel ou futur) ou par intérêt personnel. On cherchait également à savoir si la formation avait été appuyée par l'employeur ou non. La formation était appuyée par l'employeur lorsque celui-ci l'offrait, la remboursait ou la facilitait d'une manière ou d'une autre (formation suivie par l'employé durant les heures de travail, remboursement du transport ou de l'hébergement liés à la formation, par exemple).

Dans le présent article, comme nous nous intéressons surtout à la formation liée à l'emploi (par opposition à celle suivie par intérêt personnel) et que la majeure partie de cette formation était appuyée par l'employeur, nous nous sommes concentrés sur ce type de formation (liée à l'emploi et appuyée par l'employeur). De plus, étant donné que nous traitons de changements propres au milieu de travail, nous avons choisi d'étudier la population en emploi. Nous n'incluons pas les personnes qui se sont retirées de la population active ni les chômeurs, pour ainsi nous attacher à la manière dont les individus se forment lorsqu'ils ont le statut de travailleur. Enfin, l'analyse ne porte que sur la population âgée de 25 à 54 ans (celle-ci exclut les jeunes encore aux études et les travailleurs qui approchent de la retraite). Les gens plus âgés qui sont

sur le point de quitter le marché du travail s'intéressent moins à la formation en milieu de travail ou la trouvent moins utile. De même, la population des travailleurs de 24 ans et moins inclut des étudiants qui achèvent leurs études à temps partiel.

Cet article constitue une adaptation du document *Analyse des taux de participation aux activités de formation au Canada* (Léonard, 2001, à paraître). Ce document comprend également une analyse de parts, permettant d'examiner l'effet du changement dans la distribution de la population selon chaque caractéristique socioéconomique prise séparément. Cette analyse ne neutralise pas l'effet du changement des autres variables comme le fait l'analyse multivariée dont il est question dans cet article. L'analyse de parts n'a pas été présentée distinctement pour les hommes et les femmes, mais pour toute la population en emploi. Elle a néanmoins permis de dégager les conclusions suivantes : la distribution de la population n'a pas beaucoup changé au cours des années 1991 à 1997 pour la plupart des caractéristiques étudiées. Toutefois, les changements survenus dans la distribution des travailleurs, selon le régime de travail (temps plein ou temps partiel), le type d'industrie, l'ancienneté, le statut syndical et, particulièrement, la catégorie de travailleur (salarie ou autonome), avaient tendance à faire baisser le taux de participation. Par contre, les changements observés dans la distribution de la population selon la profession, la taille de l'entreprise et le niveau de scolarité semblaient plutôt exercer des pressions à la hausse sur ce dernier. Le changement le plus notable concerne le niveau de scolarité, qui, pris isolément, a fait grimper d'environ deux points de pourcentage le taux de participation entre 1991 et 1997. Selon cette analyse, la baisse du taux de participation global est donc essentiellement attribuable à un changement de comportement.

Le tableau 1 montre les taux de participation des hommes et des femmes pour les trois derniers cycles de l'EEFA. Comme mentionné précédemment, les taux de participation des femmes et des hommes n'ont pas évolué de la même manière au cours de la dernière décennie : celui des femmes a très légèrement augmenté alors que celui des hommes a diminué. Contrairement à ce qu'on avait constaté en 1991, les femmes avaient un taux de participation plus élevé que celui des hommes en 1997. En somme, la baisse du taux de participation des hommes a été plus forte que la hausse de celui des femmes, si bien qu'en définitive, le taux de participation global a légèrement diminué.



Tableau 1
Taux de participation à la formation liée à l'emploi et appuyée par l'employeur des travailleurs de 25 à 54 ans, selon le sexe

Population des travailleurs	1991	1993	1997
		%	
Hommes	27,9	26,3	23,9
Femmes	25,4	25,9	25,7
Total de la population en emploi	26,7	26,1	24,8

Source : Enquête sur l'éducation et la formation des adultes, Statistique Canada.

Explication de l'analyse multivariée

Dans le présent article, l'analyse multivariée consistait à estimer, à partir d'une équation, la probabilité de suivre une formation, et ce, à différents points dans le temps. L'équation servait à déterminer la probabilité qu'un employé suive une formation, compte tenu de certaines de ses caractéristiques comme l'âge, l'ancienneté, le sexe, le niveau de scolarité, et de celles liées à l'entreprise où il travaille, comme la taille et le secteur d'activité. Dans chaque équation, on a ainsi obtenu des coefficients estimés pour chaque variable. On a ensuite décomposé la différence entre les taux globaux en deux parties : d'une part, l'écart observé dans la distribution de la population de chaque échantillon (1991 à 1993 et 1993 à 1997) selon certaines caractéristiques, que l'on a appelé « effet de composition » et, d'autre part, l'écart observé entre l'effet de chaque variable sur chaque échantillon (par exemple un effet moins important de la taille de l'entreprise en 1997 qu'en 1991), que l'on a considéré comme un « effet de comportement ».

Par ailleurs, pour chaque année, on a développé deux équations, la première pour les hommes et la seconde pour les femmes. En effet, il est possible que la détermination de la participation à la formation ait été différente pour les hommes et les femmes. De plus, le simple fait d'inclure une variable dichotomique pour les femmes dans une équation regroupant les deux sexes aurait pu se révéler insuffisant, car, pour chaque variable explicative, le comportement des hommes pouvait être différent de celui des femmes. Par exemple, le fait d'être travailleur à temps partiel pouvait réduire davantage la probabilité de suivre une formation pour une femme que pour un homme. On a ainsi obtenu des effets de composition et de comportement différents chez les hommes et chez les femmes.

Une analyse similaire a été utilisée par Oaxaca (1973) pour expliquer le rôle de la discrimination dans l'écart salarial entre les hommes et les femmes. Oaxaca a développé une équation distincte pour les salaires selon le sexe. D'après son analyse, une partie de l'écart observé dans les salaires moyens provenait des différences dans les variables explicatives (heures travaillées, industrie, profession, etc.) et l'autre, des coefficients différents associés à chaque caractéristique selon le sexe; c'est cette dernière partie qui représentait l'effet de la discrimination.

La participation à la formation étant une variable dichotomique (participe, ne participe pas), nos estimations ont été effectuées par logit (régression logistique). Le logit est similaire au probit (régression probabiliste); seule la distribution du terme d'erreur est différente. Les deux méthodes se valent, mais le logit permet d'obtenir facilement des risques relatifs

(odds-ratio) faciles à interpréter. Le principe du logit est d'évaluer la probabilité qu'une variable dépendante (Y) prenne la valeur 0 ou 1 grâce à des variables explicatives. La variable Y était égale à 1 quand l'individu avait suivi une formation et à 0 dans le cas contraire. Le logit évalue la probabilité que la variable dichotomique Y prenne la valeur 1 au temps i (1991, 1993 ou 1997) de la manière suivante :

$$(équation 1) \quad \text{Prob}(Y=1) = \frac{e^{B_i X_i}}{1 + e^{B_i X_i}}$$

Les variables X_i et B_i représentent respectivement la matrice des variables explicatives et les coefficients estimés au temps i. On a ainsi attribué à chaque individu une probabilité de suivre une formation selon ses caractéristiques socio-économiques. Pour chaque caractéristique, on a créé une ou plusieurs variables dichotomiques selon le nombre de sous-groupes retenus (par exemple trois dans le présent article pour ce qui est des groupes d'âge, soit les 25 à 34 ans, les 35 à 44 ans et les 45 à 54 ans). Ces variables étaient égales à 1 quand l'individu faisait partie du groupe donné et à 0 dans le cas contraire. Dans l'estimation, on doit toujours exclure un groupe pour chacune des caractéristiques. Le groupe exclu devient alors le groupe de référence, c'est à dire celui qui sert de point de comparaison avec les autres groupes. Dans le cas présent, le groupe le plus nombreux de la population a été choisi comme groupe de référence (au chapitre des observations) pour chacune des caractéristiques.

Les caractéristiques incluses dans les équations étaient le groupe d'âge, le niveau de scolarité, l'état matrimonial, la province de résidence, la catégorie de travailleur (salaré ou autonome), le régime de travail (temps plein ou temps partiel), la taille de l'entreprise, le secteur d'activité, la profession, le statut syndical et l'ancienneté. Nous nous sommes intéressés à ces caractéristiques en raison des changements survenus dans la distribution de la population selon ces caractéristiques au cours de la dernière décennie et qui pourraient avoir masqué certains changements dans les comportements des travailleurs et des entreprises quant à leur investissement dans la formation. Au départ, nous avons également inclus dans nos équations deux autres variables explicatives, soit la présence d'enfants d'âge préscolaire dans le ménage du répondant et le lieu de résidence (rural ou urbain). Ces variables n'ont pas été retenues, car elles n'étaient pas significatives.

Résultats de l'analyse multivariée sur la participation aux activités de formation chez les hommes

Le tableau A1 présente les résultats détaillés des régressions logistiques effectuées sur les données de 1991, 1993 et 1997 pour les hommes. Pour chaque année, et pour chaque variable, on retrouve la moyenne, le coefficient estimé et son écart-type (en dessous du coefficient et entre parenthèses), puis le risque relatif. La moyenne représente, pour chaque caractéristique, la proportion de chaque groupe dans la population étudiée. Le coefficient est plus difficile à interpréter. Quand il est positif, cela signifie que le fait de faire partie de ce groupe augmente la probabilité de suivre une formation par rapport au groupe de référence approprié (pour ce qui est de l'âge, il s'agirait du groupe des 25 à 34 ans). Un signe négatif signifie le contraire. La taille du coefficient représente une importance relative, c'est-à-dire qu'elle doit être comparée aux autres coefficients. Enfin, le risque relatif présenté dans les tableaux indique la probabilité de suivre une formation pour les travailleurs du groupe considéré par rapport au groupe de référence. Ainsi, en 1991, alors que le fait de résider au Québec contribuait à amoindrir la probabilité de suivre une formation de 15 % ($0,85 - 1,00 = -0,15$) par rapport au fait de résider en Ontario, le fait de vivre en Alberta augmentait cette probabilité de 67 % ($1,67 - 1,00 = 0,67$). On utilise le rapport des vraisemblances, qui suit une distribution du chi carré, pour juger si le coefficient est significatif ou non. Quand il l'est, cela signifie qu'appartenir à ce groupe change significativement la probabilité de suivre une formation par rapport au groupe de référence.

En examinant les variables des groupes d'âge, on remarque qu'il n'y avait pas de différence significative entre la probabilité des deux groupes les plus jeunes (25 à 34 ans et 35 à 44 ans) de suivre une formation, du moins dans les deux derniers cycles de l'enquête. Cependant, le groupe le plus âgé (45 à 54 ans) était moins susceptible de suivre une formation que les autres. Ce résultat est souvent attribué au fait qu'il reste aux travailleurs plus âgés un moins grand nombre d'années pour pouvoir bénéficier des retombées positives de la formation. Par contre, cet effet semble avoir diminué au fil des années. Ainsi, par rapport au groupe des 25 à 34 ans, le fait d'être âgé de 45 à 54 ans diminuait la probabilité de suivre une formation de 42 % en 1991, de 28 % en 1993 et de 27 % en 1997. La part des deux groupes de travailleurs les plus âgés avait également augmenté au sein de la population de 1991 à 1997.

Pour les trois cycles de l'EEFA, on a pu constater que la probabilité de suivre une formation augmentait selon le niveau de scolarité, les travailleurs n'ayant pas terminé leurs études secondaires étant nettement désavantagés par rapport à ceux qui avaient obtenu un diplôme d'études

postsecondaires. Le niveau de scolarité peut refléter l'intérêt ou les aptitudes des travailleurs en ce qui touche la formation. Les entreprises prennent probablement cet indicateur en compte pour sélectionner les employés les plus susceptibles de profiter de la formation. Notons que le niveau de scolarité moyen de la population a augmenté de 1991 à 1997. En effet, la part des deux groupes les plus scolarisés s'est accrue de plus de 3 points de pourcentage.

En 1997, les hommes seuls (célibataires, séparés, divorcés ou veufs) affichaient une probabilité environ 34 % plus faible de suivre une formation que les travailleurs mariés ou vivant en union libre. Une interprétation de ce résultat pourrait être que les gens seuls ont des caractéristiques non observées (goûts, aptitudes, etc.) différentes. Les résidents du Québec étaient moins susceptibles de suivre une formation que ceux de l'Ontario, et cet effet s'est amplifié au cours des années. En comparaison, les résidents des provinces de l'Ouest (Manitoba, Saskatchewan, Alberta et Colombie-Britannique) étaient plus susceptibles de suivre une formation, surtout en 1991 et en 1993. Les travailleurs autonomes, pour leur part, affichaient un taux de participation aux activités de formation plus faible que les travailleurs salariés. Cependant, en maintenant constant l'effet des autres variables, la différence entre les travailleurs autonomes et les salariés n'était plus significative en 1997, alors qu'elle l'était en 1991 et en 1993. Il est possible que l'accroissement de la part des travailleurs autonomes dans la population en emploi pendant ces années ait fait en sorte que ceux-ci s'organisent davantage (par exemple par la création de regroupements de travailleurs autonomes) ou que les fournisseurs de formation aient adapté leurs services aux besoins de ces travailleurs. Les travailleurs à temps partiel étaient, quant à eux, moins susceptibles de recevoir de la formation que les travailleurs à temps plein, mais cet écart semble avoir diminué de 1993 à 1997².

La probabilité de suivre une formation augmentait également selon la taille de l'entreprise, et ce, pour les trois cycles de l'enquête. Par exemple, en 1997, les travailleurs des entreprises de moins de 20 employés avaient une probabilité 63 % moins élevée de suivre une formation que leurs collègues œuvrant dans des entreprises de 500 employés et plus, toutes choses étant égales par ailleurs. Une des principales raisons invoquées pour expliquer ce phénomène est que les grandes entreprises peuvent se permettre d'offrir plus de formation parce qu'elles profitent d'économies d'échelle.

Lorsqu'on analyse les données selon le secteur d'activité³, on constate que les employés de l'administration publique ou des secteurs de la finance et du transport avaient une plus grande probabilité de suivre une formation que les employés du secteur des services. Du point de vue de la profession, les travailleurs de la gestion et de

l'administration, des sciences naturelles et sociales, ainsi que de l'enseignement et de la santé étaient plus susceptibles que ceux de la vente, des arts et des services de suivre une formation. Il est normal que les travailleurs de certains secteurs ou de certaines professions aient besoin de plus de formation que d'autres; cela dépend de l'étendue des changements technologiques dans un secteur d'activité ou une profession en particulier ou de la rapidité avec laquelle les connaissances y évoluent.

La probabilité de suivre une formation était également plus faible pour les travailleurs syndiqués, particulièrement en 1993 et en 1997. Le groupe des employés qui sont couverts par une convention collective sans être syndiqués est tellement petit qu'il est difficile de déterminer s'il existe une probabilité plus élevée de suivre une formation chez ces travailleurs que chez les travailleurs non syndiqués.

Enfin, pour les trois cycles de l'enquête, on a pu constater que la probabilité de suivre une formation augmentait avec l'ancienneté. Il semblerait donc que les employeurs préfèrent former les employés qu'ils estiment fidèles à l'entreprise, le fait qu'un employé ait beaucoup d'ancienneté suggérant un risque moindre qu'il quitte son emploi pour aller travailler ailleurs.

Écart entre les hommes et les femmes quant à la participation aux activités de formation

Pour plusieurs des caractéristiques étudiées, la répartition des femmes dans la population visée était différente de celle des hommes (tableau A2). Elles étaient moins présentes que les hommes dans le groupe des travailleurs autonomes et l'étaient davantage dans le groupe des travailleurs à temps partiel. Elles avaient en outre moins d'ancienneté que les hommes. En 1991, elles affichaient un niveau de scolarité moyen plus faible que celui des hommes, alors qu'en 1997, les niveaux de scolarité étaient devenus semblables. La distribution selon le secteur d'activité et la profession demeure très différente : les femmes étaient plus présentes que les hommes dans les secteurs des services et de la finance et l'étaient moins dans les industries primaires et de la construction, les industries manufacturières et le transport; elles étaient aussi proportionnellement plus nombreuses qu'eux à exercer une profession liée à l'enseignement et à la santé ou au travail de bureau. Enfin, comparativement aux hommes, elles étaient proportionnellement plus nombreuses à n'être pas mariées. La répartition des femmes selon l'âge, la province, la taille de l'entreprise et le statut syndical était toutefois similaire à celle des hommes.

Pour ce qui est du groupe d'âge, on a vu précédemment que la probabilité de suivre une formation demeurait plus faible chez les hommes du groupe des 45 à 54 ans

que chez ceux du groupe des 25 à 34 ans pour les trois années à l'étude. Par contre, en 1997, les femmes de 45 à 54 ans avaient une probabilité de suivre une formation 15 % plus élevée que celles de 25 à 34 ans.

Les données du dernier cycle de l'enquête révèlent que le niveau de scolarité semble être une caractéristique plus déterminante pour les femmes que pour les hommes quant à la participation aux activités de formation. Le ratio de la probabilité de participation entre les diplômés universitaires et les personnes n'ayant pas terminé leurs études secondaires était de 4 chez les femmes et de 2,7 chez les hommes⁴. En ce qui concerne l'état matrimonial, le fait de ne pas être marié diminuait fortement la probabilité de suivre une formation chez les hommes seulement (- 34 % en 1997). Cet effet était nul (non significatif) chez les femmes pour la même année. Les travailleuses autonomes affichaient une probabilité de participation semblable à celle des travailleuses salariées pour les trois années à l'étude, alors que les travailleurs autonomes étaient moins susceptibles que les travailleurs salariés de suivre une formation en 1991 et en 1993.

Le fait de travailler dans les secteurs de la finance ou de l'administration publique augmentait davantage la probabilité de suivre une formation chez les hommes que chez les femmes. Toutefois, la probabilité de participation des hommes travaillant dans le secteur du commerce était semblable à celle des hommes œuvrant dans le secteur des services (groupe de référence), alors que chez les femmes, les employées du secteur du commerce affichaient une probabilité de formation de 25 % à 40 % plus faible que celles du secteur des services. Du point de vue de la profession, les différences entre les groupes les plus favorisés et les moins favorisés (relativement à la probabilité de suivre une formation) étaient plus marquées chez les femmes que chez les hommes. Par exemple, en 1997, les femmes appartenant au groupe des sciences naturelles et sociales avaient une probabilité de participation aux activités de formation 5,7 fois plus élevée que les employées de la construction, du transport et de la manutention, alors que ce ratio était de 2,4 chez les hommes. Par ailleurs, les femmes syndiquées étaient aussi susceptibles de suivre une formation que les femmes non syndiquées, alors que les hommes syndiqués l'étaient moins que les autres.

Finalement, l'ancienneté se révèle un facteur plus important chez les hommes que chez les femmes; pour ces dernières, l'écart entre les groupes ayant peu d'années de service et ceux en ayant beaucoup était moins marqué. Par exemple, en 1997, la probabilité de suivre une formation était 37 % plus élevée chez les hommes ayant 20 ans et plus d'ancienneté que chez ceux qui avaient accumulé de 1 à 5 années de service. Chez les femmes, la probabilité semble avoir également augmenté avec l'ancienneté, mais le pourcentage n'était pas significatif.

Valeurs prévues des taux de participation

Le tableau 2 montre les taux de participation prévus des hommes et des femmes, qui ont été calculés en combinant les variables explicatives et les coefficients des différentes années. Les chiffres en gras représentent les véritables taux de participation que l'on peut obtenir en faisant la moyenne des probabilités de chaque travailleur pour une année donnée, car les termes d'erreur sont en moyenne nuls. Par exemple, la rangée $X_{1991} B_{1991}$ nous montre les taux de participation obtenus en 1991. Les autres rangées présentent les chiffres obtenus en combinant les coefficients et les variables explicatives d'années différentes. Ainsi, la rangée $X_{1991} B_{1993}$ affiche la moyenne des probabilités calculées avec les variables explicatives de 1991, mais selon les coefficients obtenus dans l'équation estimée avec les données de 1993, ce qui correspond, par rapport à 1991, à la part du changement attribuable à un effet de comportement.

 **Tableau 2**
Valeurs prévues des taux de participation

Variables explicatives	Coefficients	Hommes	Femmes
X_{1991}	B1991	27,9	25,4
	B1993	26,6	24,5
	B1997	24,2	23,5
X_{1993}	B1991	27,4	26,4
	B1993	26,3	25,9
	B1997	23,7	25,0
X_{1997}	B1991	28,0	27,4
	B1993	27,2	27,0
	B1997	23,9	25,7

Source : Enquête sur l'éducation et la formation des adultes, Statistique Canada.

La manière de décomposer les changements entre l'effet de composition et l'effet de comportement est assez simple. Pour l'effet de composition, on observe ce qui serait advenu du taux de participation si toutes les variables explicatives avaient changé, mais qu'on avait maintenu constants les coefficients estimés. Pour l'effet de comportement, on fait varier les coefficients associés à chaque variable et on laisse les variables explicatives inchangées. Ainsi, par exemple, on observait chez les hommes un taux de participation de 27,9 % en 1991 et de 26,3 % en 1993. Pour mesurer l'effet de composition entre ces deux années, il s'agit d'évaluer le taux de participation qu'on obtiendrait en combinant les coefficients estimés de 1991 (B_{1991}) et les variables explicatives de 1993 (X_{1993}). Le taux de participation prévu ainsi obtenu est de 27,4 % et l'effet de

composition, de -0,5 (27,4 - 27,9). Pour évaluer l'effet de comportement, il suffit de garder les variables explicatives à leurs valeurs de 1991 (X_{1991}) et d'utiliser les coefficients estimés avec les données de 1993 (B_{1993}). On obtient un taux de participation prévu de 26,6 % et un effet de comportement de -1,3. Le résidu, soit la part de changement du taux global qui n'est pas attribuable aux effets de composition et de comportement est ici de +0,2⁵.

Pour la période de 1991 à 1993, les changements survenus dans la composition de la population en emploi ont eu pour effet d'exercer une légère pression à la baisse (-0,5) sur le taux de participation global des hommes et une pression à la hausse (+1,0) sur celui des femmes (tableau 3). La différence entre les deux sexes peut provenir de la distribution de la population selon le niveau de scolarité, qui s'est davantage modifiée chez les femmes que chez les hommes. La baisse du taux global de 1991 à 1993 chez les hommes est entièrement attribuable à un effet de comportement négatif, c'est-à-dire à un changement dans l'effet des diverses variables considérées sur la probabilité de participation aux activités de formation. Chez les femmes, l'effet de comportement négatif était légèrement plus faible que chez les hommes; l'effet de composition positif dominait, si bien que le taux de participation des femmes a légèrement augmenté.

 **Tableau 3**
Effets de composition et de comportement sur le taux de participation aux activités de formation

	Hommes	Femmes
Total — 1991 à 1993		
Composition	-1,6	+0,5
Comportement	-0,5	+1,0
Résidu	-1,3	-0,9
	+0,2	+0,4
Total — 1993 à 1997		
Composition	-2,4	-0,2
Comportement	+0,9	+1,1
Résidu	-2,6	-0,9
	-0,7	-0,4

Source : Enquête sur l'éducation et la formation des adultes, Statistique Canada.

Pour la période allant de 1993 à 1997, l'effet de composition était positif et prépondérant, et il était similaire chez les hommes et chez les femmes. L'effet de comportement était quant à lui négatif et plus élevé chez les hommes que chez les femmes. Cela explique pourquoi le taux de participation a diminué chez les hommes alors qu'il est resté presque inchangé chez les femmes.

Pour l'ensemble de la période étudiée (1991 à 1997), on note une différence marquée entre le comportement

des hommes et celui des femmes. Pour les hommes, malgré un changement dans la composition de la population qui aurait dû faire légèrement augmenter le taux de participation, celui-ci a quand même fléchi en raison d'un changement de l'effet des variables explicatives sur la probabilité de participer à la formation, qui traduit un changement dans le comportement des travailleurs (ou de leurs employeurs). Pour les femmes, l'effet de composition a été plus fort que l'effet de comportement. C'est pourquoi leur taux de participation a légèrement augmenté.

Conclusion

Dans la présente étude, nous voulions vérifier si des changements dans la composition de la population, c'est-à-dire dans les caractéristiques socioéconomiques comme l'âge, la profession et la catégorie de travailleur, pouvaient avoir masqué une augmentation des taux de participation aux activités de formation de certains groupes de travailleurs au cours des trois derniers cycles de l'EEFA.

À l'aide d'estimations, nous avons divisé le changement total des taux de participation entre, d'une part, un changement de l'influence des variables explicatives sur la participation et, d'autre part, un changement des variables explicatives elles-mêmes. De 1991 à 1993, le changement des variables explicatives (effet de composition) a influé différemment sur les taux de participation des hommes et des femmes. Les changements dans la distribution de la population en emploi selon certaines caractéristiques (niveau de scolarité, profession) ont fait augmenter les taux de participation; d'autres caractéristiques (catégorie de travailleur, taille de l'entreprise) ont plutôt eu l'effet contraire. Dans l'ensemble, pour cette période, le changement dans la composition de la population a fait grimper le taux global de participation des femmes et légèrement diminuer celui des hommes. De 1993 à 1997, on a observé un effet de composition positif important, surtout chez les femmes. On peut penser que cet effet provient du changement dans la distribution selon la profession et, principalement, selon le niveau de scolarité. En effet, les groupes affichant les plus fortes probabilités de suivre une formation (les travailleurs œuvrant dans des professions scientifiques ou de gestion et ceux ayant des niveaux de scolarité plus élevés) ont connu une augmentation au sein de la population en emploi. Cet effet de composition positif sur le taux de participation aux activités de formation a été contrebalancé par un effet de comportement négatif marqué, surtout chez les hommes.

Il serait donc intéressant de connaître les facteurs qui ont fait en sorte que cet effet de comportement négatif survienne dans un contexte qui appelle une plus grande participation aux activités de formation. Une première hypothèse laisse entendre que la formation informelle

prend de plus en plus de place dans les mécanismes d'acquisition des compétences. L'EEFA fait cependant totalement abstraction de ce type de formation. Les changements dans la conjoncture économique peuvent également servir à expliquer cet effet de comportement négatif. En période de croissance économique, le coût d'opportunité d'une formation peut se révéler plus élevé qu'en temps de récession, à la fois pour les employés et pour les entreprises. On peut aussi penser que le prix relatif de la formation a augmenté au cours de la dernière décennie⁶. Enfin, il est en outre possible que l'offre de formation ne réponde pas adéquatement aux nouveaux besoins de formation des employés et des entreprises.

Il serait certainement utile d'entreprendre une analyse similaire afin d'examiner la durée de la formation suivie. En effet, comme le mentionnait Jennings (1996), il est possible que la fréquence soit inversement proportionnelle à la durée, c'est-à-dire que les travailleurs qui ne suivent pas souvent de formation suivent des cours de plus longue durée. Les données des trois derniers cycles de l'enquête montrent une hausse très importante du nombre d'heures de formation suivies par participant. S'il est vrai que la fréquence est inversement proportionnelle à la durée, alors l'effet de composition positif associé à la fréquence aurait dû se traduire par une baisse des heures moyennes de formation. Or, le contraire s'est produit, montrant clairement qu'un changement de comportement est survenu. En fait, le nombre d'heures de formation par travailleur a augmenté. Cette observation tend à suggérer que le problème de la formation de la population en emploi, s'il existe, a moins à voir avec la quantité de formation suivie qu'avec la répartition de la formation au sein de la population.

Notes

1. Dans le présent article, on utilise l'expression « formation appuyée par l'employeur », qui est équivalente à l'expression plus répandue « formation parrainée par l'employeur ».
2. Les employés à temps partiel avaient un taux de participation plus élevé que les employés à temps plein pour la formation non appuyée par l'employeur.
3. Nous avons regroupé les secteurs d'activité et les professions en 7 grands groupes. L'EEFA classe les secteurs d'activité, de même que les professions, en 13 groupes, mais certains groupes contiennent trop peu d'observations pour que l'analyse qui en découle soit fiable. Ceux-ci ont été liés à des groupes semblables de par leur nature et leur taux de participation (par exemple, secteur manufacturier durable avec secteur manufacturier non durable).

4. On obtient ces résultats en divisant le risque relatif du groupe d'individus ayant un diplôme universitaire par celui du groupe d'individus n'ayant pas de diplôme d'études secondaires; chez les hommes : $1,02 / 0,38 = 2,7$; chez les femmes : $1,32 / 0,33 = 4,0$.
5. On aurait pu suivre le chemin inverse, c'est-à-dire partir du taux de 1997 et reculer jusqu'en 1991. Les deux calculs sont valables et donnent des résultats semblables. Ce dilemme est à peu près le même que celui de choisir, dans une décomposition plus traditionnelle à la Oaxaca, la structure salariale de base (celle des hommes ou celle des femmes) qu'il convient d'utiliser afin de déterminer la part des différences salariales qui est due à la discrimination.
6. Un indicateur de la hausse du prix relatif de la formation porte sur le fait que la composante éducation-formation de l'indice des prix à la consommation (IPC) a augmenté à un rythme beaucoup plus rapide de 1991 à 1997 que l'ensemble de l'IPC. Selon ces données, le prix relatif de la formation aurait augmenté d'environ 50 % durant cette période, principalement à cause d'une hausse des frais de scolarité (estimation de l'auteur).

Bibliographie

- DE BROUCKER, Patrice. 1997. « Éducation et formation liées à l'emploi — qui y a accès? », *Revue trimestrielle de l'éducation*, produit n° 81-003-XPB au catalogue de Statistique Canada, vol. 4, n°1, p. 10 à 31.
- JENNINGS, Philip. 1996. *La formation parrainée par l'employeur au Canada : constat tiré de l'Enquête sur l'éducation et la formation des adultes de 1994*, Ottawa, Direction générale de la recherche appliquée, Développement des ressources humaines Canada. Document de travail R-96-4F.
- KASPALIS, Constantine. 1996. *Formation parrainée par l'employeur : facteurs déterminants — Une analyse de l'Enquête sur l'éducation et la formation des adultes*, Ottawa, Direction générale de la recherche appliquée, Développement des ressources humaines Canada. Document de travail R-96-14F.
- LÉONARD, André. 2001. *Analyse des taux de participation aux activités de formation au Canada*, Direction générale de la recherche appliquée, Développement des Ressources humaines Canada. À paraître.
- OAXACA, Ronald. Octobre 1973. « Male-female wage differentials in urban labor markets », *International Economic Review*, vol. 14, n° 3.
- STATISTIQUE CANADA et DÉVELOPPEMENT DES RESSOURCES HUMAINES CANADA. 2001. *Un rapport sur l'éducation et la formation des adultes au Canada : apprentissage et réussite*, Ottawa, produit n° 81-586-XPB au catalogue de Statistique Canada.
- STATISTIQUE CANADA et DÉVELOPPEMENT DES RESSOURCES HUMAINES CANADA. 1994. *Éducation et formation des adultes au Canada. Rapport découlant de l'Enquête sur l'éducation et sur la formation des adultes, 1994*, Ottawa, produit n° 81-583-XPB au catalogue de Statistique Canada.
- STATISTIQUE CANADA et DÉVELOPPEMENT DES RESSOURCES HUMAINES CANADA. 1992. *Enquête sur l'éducation et sur la formation des adultes — 1992*, Ottawa, produit n° 81F007XPB au catalogue de Statistique Canada.

Annexe A

Résultats des régressions logistiques

Variable	1991			1993			1997		
	Moyenne (%)	Coefficient	Risque relatif	Moyenne (%)	Coefficient	Risque relatif	Moyenne (%)	Coefficient	Risque relatif
Constante	100,0	-0,51*** (0,11)	-	100,0	-0,27*** (0,12)	-	100,0	-0,70*** (0,14)	-
Groupe d'âge									
25 à 34 ans	37,3	-	1,00	35,9	-	1,00	33,0	-	1,00
35 à 44 ans	37,1	-0,15** (0,06)	0,86	37,3	-0,09 (0,07)	0,91	38,1	-0,11 (0,08)	0,89
45 à 54 ans	25,6	-0,55*** (0,08)	0,58	26,8	-0,33*** (0,08)	0,72	28,9	-0,32*** (0,09)	0,73
Niveau de scolarité									
Études secondaires non complétées	21,1	-0,89*** (0,08)	0,41	18,4	-0,86*** (0,09)	0,42	14,8	-0,98*** (0,12)	0,38
Diplôme d'études secondaires	21,2	-0,32*** (0,07)	0,73	21,1	-0,55*** (0,08)	0,58	20,0	-0,53*** (0,09)	0,59
Études postsecondaires partielles	8,5	0,10 (0,09)	1,11	7,1	-0,28*** (0,11)	0,75	7,8	0,03 (0,11)	1,03
Diplôme d'études postsecondaires	29,6	-	1,00	32,1	-	1,00	34,0	-	1,00
Diplôme universitaire	19,6	0,23*** (0,07)	1,26	21,3	0,00 (0,08)	1,00	23,4	0,02 (0,08)	1,02
État matrimonial									
Marié ou vivant en union libre	79,9	-	1,00	78,0	-	1,00	75,5	-	1,00
Seul	20,1	-0,43*** (0,07)	0,65	22,0	-0,28*** (0,07)	0,76	24,5	-0,42*** (0,08)	0,66
Province de résidence									
Terre-Neuve	1,6	0,01 (0,20)	1,01	1,5	-0,03 (0,23)	0,97	1,3	-0,48* (0,28)	0,62
Île-du-Prince-Édouard	0,4	0,17 (0,42)	1,19	0,4	-0,01 (0,43)	0,99	0,4	-0,02 (0,53)	0,98
Nouvelle-Écosse	3,0	-0,08 (0,15)	0,93	2,9	0,26* (0,15)	1,30	2,8	0,24 (0,17)	1,27
Nouveau-Brunswick	2,3	0,03 (0,17)	1,03	2,2	0,07 (0,18)	1,07	2,1	-0,19 (0,21)	0,83
Québec	24,9	-0,16** (0,06)	0,85	24,6	-0,30*** (0,07)	0,74	24,0	-0,69*** (0,08)	0,50
Ontario	39,4	-	1,00	39,3	-	1,00	40,1	-	1,00
Manitoba	3,7	0,30** (0,13)	1,36	3,8	0,33** (0,14)	1,39	3,8	0,01 (0,15)	1,01
Saskatchewan	3,4	0,39*** (0,14)	1,47	3,3	0,35** (0,15)	1,43	3,1	0,25 (0,16)	1,28
Alberta	10,0	0,51*** (0,08)	1,67	10,2	0,18* (0,09)	1,19	10,5	0,09 (0,10)	1,10
Colombie-Britannique	12,3	0,38*** (0,08)	1,47	12,8	0,21** (0,08)	1,23	12,9	-0,04 (0,09)	0,96
Catégorie de travailleurs									
Travailleurs autonomes	11,2	-0,38*** (0,11)	0,69	12,0	-0,41*** (0,12)	0,67	20,5	-0,05 (0,11)	0,95
Travailleurs salariés	88,8	-	1,00	88,0	-	1,00	79,5	-	1,00
Régime de travail									
Temps partiel	3,6	-0,55*** (0,19)	0,58	3,4	-0,78*** (0,21)	0,46	5,1	-0,35** (0,17)	0,70
Temps plein	96,4	-	1,00	96,6	-	1,00	94,9	-	1,00
Taille de l'entreprise									
Moins de 20 employés	26,4	-0,98*** (0,08)	0,38	30,3	-1,38*** (0,09)	0,25	32,2	-1,01*** (0,11)	0,37
20 à 99 employés	12,7	-0,65*** (0,08)	0,52	13,4	-0,90*** (0,09)	0,41	15,0	-0,59*** (0,10)	0,56
100 à 499 employés	11,9	-0,16** (0,07)	0,85	12,2	-0,69*** (0,08)	0,50	13,6	-0,06 (0,09)	0,94
500 employés et plus	38,4	-	1,00	35,2	-	1,00	37,7	-	1,00
Ne sait pas ou refus	10,6	-0,87*** (0,12)	0,42	8,9	-1,70*** (0,14)	0,18	1,5	-1,01*** (0,31)	0,36



Tableau A1
Résultats d'estimations par logit pour la formation liée à l'emploi et appuyée par l'employeur, hommes (fin)

Variable	1991			1993			1997		
	Moyenne (%)	Coefficient	Risque relatif	Moyenne (%)	Coefficient	Risque relatif	Moyenne (%)	Coefficient	Risque relatif
Secteur d'activité									
Industrie primaire et de la construction	14,5	0,10 (0,11)	1,10	14,5	-0,03 (0,12)	0,97	13,1	0,30*** (0,13)	1,36
Industrie manufacturière	21,2	0,13 (0,09)	1,14	20,8	0,13 (0,10)	1,14	22,8	0,04 (0,11)	1,04
Transport	11,5	0,48*** (0,10)	1,62	11,9	0,24** (0,11)	1,28	10,9	0,63*** (0,12)	1,87
Commerce	16,1	0,13 (0,09)	1,13	16,3	0,02 (0,10)	1,02	15,5	0,10 (0,11)	1,10
Finance	5,1	0,47*** (0,12)	1,60	4,7	0,80*** (0,13)	2,23	4,3	0,71*** (0,15)	2,04
<i>Services</i>	<i>23,1</i>	-	<i>1,00</i>	<i>24,4</i>	-	<i>1,00</i>	<i>25,9</i>	-	<i>1,00</i>
Administration publique	8,5	0,76*** (0,10)	2,13	7,4	0,81*** (0,11)	2,25	7,5	1,09*** (0,12)	2,98
Profession									
Gestion et administration	17,3	0,41*** (0,08)	1,51	17,1	0,60*** (0,09)	1,82	16,1	0,52*** (0,11)	1,67
Sciences naturelles et sociales	8,3	0,76*** (0,10)	2,14	9,0	0,87*** (0,11)	2,39	10,7	0,81*** (0,12)	2,25
Enseignement et santé	6,6	0,55*** (0,12)	1,74	5,8	0,52*** (0,13)	1,68	6,0	0,69*** (0,15)	1,98
<i>Vente, arts et services</i>	<i>19,4</i>	-	<i>1,00</i>	<i>20,4</i>	-	<i>1,00</i>	<i>19,2</i>	-	<i>1,00</i>
Travail de bureau	5,1	-0,16 (0,12)	0,85	5,3	-0,08 (0,13)	0,92	5,4	0,03 (0,15)	1,03
Industrie primaire et de transformation	17,2	-0,10 (0,10)	0,90	17,4	0,09 (0,11)	1,10	24,5	0,15 (0,11)	1,17
Construction, transport et manutention	26,1	-0,15* (0,09)	0,86	25,0	0,23** (0,10)	1,26	18,1	-0,07 (0,12)	0,93
Statut syndical									
Syndiqué	33,6	-0,15** (0,07)	0,86	31,7	-0,42*** (0,07)	0,66	30,3	-0,27*** (0,08)	0,77
Couvert par une convention collective	3,5	-0,11 (0,13)	0,89	3,9	-0,17 (0,13)	0,85	2,8	0,28* (0,17)	1,32
<i>Non syndiqué</i>	<i>54,2</i>	-	<i>1,00</i>	<i>56,9</i>	-	<i>1,00</i>	<i>66,4</i>	-	<i>1,00</i>
Ne sait pas ou refus	8,7	-0,86*** (0,13)	0,42	7,5	-0,68*** (0,14)	0,51	0,5	0,50 (0,45)	1,65
Ancienneté									
1 à 6 mois	8,7	-0,52*** (0,11)	0,59	8,9	-0,38*** (0,12)	0,68	8,6	-0,89*** (0,14)	0,41
7 à 12 mois	5,0	-0,46*** (0,13)	0,63	5,3	-0,65*** (0,16)	0,52	7,0	-0,34*** (0,14)	0,71
<i>1 à 5 ans</i>	<i>28,8</i>	-	<i>1,00</i>	<i>26,9</i>	-	<i>1,00</i>	<i>33,4</i>	-	<i>1,00</i>
6 à 10 ans	18,5	0,04 (0,07)	1,04	20,5	0,17** (0,08)	1,19	18,8	0,11 (0,09)	1,12
11 à 20 ans	27,3	0,30*** (0,07)	1,35	24,5	0,14* (0,08)	1,16	18,4	0,19** (0,09)	1,21
Plus de 20 ans	11,7	0,32*** (0,10)	1,37	13,9	0,44*** (0,10)	1,55	13,8	0,31*** (0,11)	1,37

Notes :

- Néant ou zéro.

Écarts-type entre parenthèses.

Les variables en italiques sont les groupes de référence.

* Significatif à 90 %.

** Significatif à 95 %.

*** Significatif à 99 %.



Tableau A2

Résultats des estimations par logit pour la formation liée à l'emploi et appuyée par l'employeur, femmes

Variable	1991			1993			1997		
	Moyenne (%)	Coefficient	Risque relatif	Moyenne (%)	Coefficient	Risque relatif	Moyenne (%)	Coefficient	Risque relatif
Constante	100,0	-0,73*** (0,12)	-	100,0	-0,92*** (0,12)	-	100,0	-1,01*** (0,12)	-
Groupe d'âge									
25 à 34 ans	38,2	-	1,00	36,4	-	1,00	33,2	-	1,00
35 à 44 ans	37,3	-0,05 (0,06)	0,95	38,1	0,14** (0,07)	1,15	38,2	0,09 (0,07)	1,10
45 à 54 ans	24,5	-0,35*** (0,08)	0,71	25,5	0,03 (0,08)	1,03	28,6	0,14* (0,08)	1,15
Niveau de scolarité									
Études secondaires non complétées	17,0	-1,01*** (0,12)	0,36	14,1	0,87*** (0,12)	0,42	10,9	-1,11*** (0,15)	0,33
Diplôme d'études secondaires	27,6	-0,14* (0,07)	0,87	23,8	-0,27*** (0,08)	0,76	20,6	-0,38*** (0,09)	0,68
Études postsecondaires partielles	8,8	0,13 (0,10)	1,14	9,5	0,13 (0,10)	1,14	8,3	-0,11 (0,11)	0,90
Diplôme d'études postsecondaires	28,9	-	1,00	31,2	-	1,00	37,6	-	1,00
Diplôme universitaire	17,7	0,12 (0,08)	1,13	21,4	-0,02 (0,07)	0,98	22,6	0,28*** (0,07)	1,32
État matrimonial									
Marié ou vivant en union libre	74,5	-	1,00	75,0	-	1,00	73,8	-	1,00
Seul	25,5	-0,17*** (0,06)	0,84	25,0	-0,11* (0,06)	0,90	26,2	0,08 (0,06)	1,09
Province de résidence									
Terre-Neuve	1,4	0,07 (0,24)	1,07	1,4	-0,38 (0,25)	0,68	1,4	-0,10 (0,27)	0,90
Île-du-Prince-Édouard	0,4	0,12 (0,45)	1,13	0,4	0,83** (0,40)	2,30	0,4	0,24 (0,44)	1,28
Nouvelle-Écosse	2,9	-0,01 (0,17)	0,99	2,9	0,01 (0,17)	1,01	2,9	0,21 (0,17)	1,24
Nouveau-Brunswick	2,3	-0,33* (0,20)	0,72	2,2	-0,41* (0,21)	0,66	2,1	-0,12 (0,21)	0,89
Québec	24,7	-0,18** (0,07)	0,83	23,1	-0,53*** (0,08)	0,59	23,7	-0,68*** (0,08)	0,51
Ontario (omise)	39,1	-	1,00	40,2	-	1,00	39,6	-	1,00
Manitoba	3,9	0,41*** (0,14)	1,51	4,0	0,26* (0,14)	1,29	3,6	0,13 (0,16)	1,14
Saskatchewan	3,5	0,31** (0,15)	1,36	3,3	0,21 (0,15)	1,24	3,2	0,27 (0,16)	1,31
Alberta	10,0	0,72*** (0,09)	2,06	9,8	0,38*** (0,09)	1,47	10,2	0,17* (0,10)	1,19
Colombie-Britannique	11,8	0,33*** (0,09)	1,39	12,7	0,23*** (0,09)	1,26	12,9	0,12 (0,09)	1,13
Catégorie de travailleurs									
Travailleurs autonomes	8,0	-0,16 (0,15)	0,86	8,7	-0,09 (0,14)	0,92	12,6	-0,13 (0,12)	0,88
Travailleurs salariés	92,0	-	1,00	91,3	-	1,00	87,4	-	1,00
Régime de travail									
Temps partiel	22,8	-0,59*** (0,08)	0,55	21,8	-0,57*** (0,08)	0,57	24,8	-0,27*** (0,08)	0,76
Temps plein	77,2	-	1,00	78,2	-	1,00	75,2	-	1,00
Taille de l'entreprise									
Moins de 20 employés	24,4	-1,03*** (0,09)	0,36	25,4	-0,83*** (0,09)	0,44	29,3	-0,89*** (0,10)	0,41
20 à 99 employés	11,3	-0,76*** (0,10)	0,47	11,3	-0,58*** (0,10)	0,56	13,5	-0,11 (0,09)	0,90
100 à 499 employés	12,5	0,38*** (0,08)	0,68	12,8	-0,11 (0,08)	0,90	14,5	0,08 (0,08)	1,08
500 employés et plus	39,1	-	1,00	39,1	-	1,00	40,1	-	1,00
Ne sait pas ou refus	12,7	-1,12*** (0,11)	0,33	11,4	-1,03*** (0,11)	0,36	2,6	-0,72*** (0,23)	0,49



Tableau A2

Résultats des estimations par logit pour la formation liée à l'emploi et appuyée par l'employeur, femmes (fin)

Variable	1991			1993			1997		
	Moyenne (%)	Coefficient	Risque relatif	Moyenne (%)	Coefficient	Risque relatif	Moyenne (%)	Coefficient	Risque relatif
Secteur d'activité									
Industrie primaire et de la construction	4,3	-0,09 (0,18)	0,91	3,3	-0,10 (0,20)	0,91	3,5	0,14 (0,21)	1,15
Industrie manufacturière	9,7	0,02 (0,12)	1,02	8,5	0,06 (0,13)	1,07	10,0	0,14 (0,13)	1,16
Transport	5,2	0,21* (0,13)	1,23	4,9	0,06 (0,13)	1,05	5,7	0,67*** (0,13)	1,96
Commerce	14,5	0,57*** (0,11)	0,57	13,5	0,37*** (0,10)	0,69	13,8	-0,27** (0,11)	0,76
Finance	9,6	0,38*** (0,10)	1,46	9,8	0,15 (0,10)	1,16	8,0	0,39*** (0,11)	1,48
<i>Services</i>	<i>48,8</i>	-	<i>1,00</i>	<i>52,6</i>	-	<i>1,00</i>	<i>52,5</i>	-	<i>1,00</i>
Administration publique	7,9	0,56*** (0,10)	1,76	7,4	0,52*** (0,11)	1,68	6,5	0,43*** (0,12)	1,54
Profession									
Gestion et administration	14,4	0,86*** (0,10)	2,37	14,9	1,04*** (0,10)	2,82	16,6	0,73*** (0,10)	2,08
Sciences naturelles et sociales	5,1	0,98*** (0,13)	2,66	5,4	1,25*** (0,13)	3,49	6,5	0,87*** (0,13)	2,40
Enseignement et santé	18,1	0,76*** (0,11)	2,14	20,2	0,70*** (0,10)	2,02	19,7	0,36*** (0,11)	1,44
<i>Vente, arts et services</i>	<i>23,9</i>	-	<i>1,00</i>	<i>23,3</i>	-	<i>1,00</i>	<i>23,7</i>	-	<i>1,00</i>
Travail de bureau	29,5	0,12 (0,09)	1,13	28,4	0,17* (0,09)	1,18	23,6	0,00 (0,10)	1,00
Industrie primaire et de transformation	6,3	0,51*** (0,19)	0,60	5,4	-0,53** (0,21)	0,59	7,3	-0,69*** (0,19)	0,50
Construction, transport et manutention	2,7	-0,35 (0,24)	0,70	2,4	-0,27 (0,25)	0,76	2,6	0,87*** (0,27)	0,42
Statut syndical									
Syndiqué	30,9	0,08 (0,08)	1,09	32,8	-0,1 (0,08)	0,90	31,1	-0,03 (0,08)	0,97
Couvert par une convention collective	4,7	0,27** (0,12)	1,32	4,2	-0,16 (0,14)	0,85	2,8	0,38** (0,16)	1,47
<i>Non syndiqué</i>	<i>54,5</i>	-	<i>1,00</i>	<i>53,2</i>	-	<i>1,00</i>	<i>65,6</i>	-	<i>1,00</i>
Ne sait pas ou refus	9,9	-0,74*** (0,14)	0,48	9,8	-0,45*** (0,12)	0,64	0,5	-0,21 (0,41)	1,24
Ancienneté									
1 à 6 mois	13,2	-0,46*** (0,10)	0,63	11,7	-0,67*** (0,12)	0,51	10,8	-0,61*** (0,12)	0,55
7 à 12 mois	5,4	-0,05 (0,13)	0,95	5,5	-0,80*** (0,16)	0,45	6,6	-0,34** (0,14)	0,71
1 à 5 ans	35,3	-	1,00	32,0	-	1,00	34,6	-	1,00
6 à 10 ans	19,4	0,06 (0,07)	1,06	22,8	0,28*** (0,07)	1,33	22,7	0,22*** (0,08)	1,24
11 à 20 ans	20,7	0,02 (0,07)	1,02	21,9	0,37*** (0,08)	1,44	16,1	0,03 (0,09)	1,04
Plus de 20 ans	6,0	-0,01 (0,12)	0,99	6,1	0,04 (0,12)	1,04	9,2	0,07 (0,12)	1,07

Notes :

- Néant ou zéro.

Écarts-type entre parenthèses.

Les variables en italiques sont les groupes de référence.

* Significatif à 90 %.

** Significatif à 95 %.

*** Significatif à 99 %.



Chantal Vaillancourt
Courrier électronique :
chantal.vaillancourt@statcan.ca

Transition de l'école au travail : ce qui motive les diplômés à changer d'emploi

Introduction

La transition des étudiants vers le marché du travail s'inscrit dans un contexte économique global où le Canada doit demeurer compétitif. Pour relever ce défi, les gouvernements investissent dans le secteur de l'éducation, permettant ainsi de développer le capital humain tout en stimulant l'économie canadienne. Par ailleurs, le succès des entreprises repose sur la main-d'œuvre spécialisée et flexible que recherche les employeurs. Les diplômés de l'enseignement postsecondaire sont en mesure de répondre aux besoins des employeurs, qui exigent une main-d'œuvre qualifiée. Ces diplômés peuvent s'attendre à trouver un emploi convenable, résultats des efforts qu'ils ont consacrés à leur éducation.

La transition des diplômés de l'enseignement postsecondaire vers le marché du travail a déjà fait l'objet de quelques études, lesquelles ont démontré que, cinq années après l'obtention de leur diplôme, la plupart des diplômés avaient réussi à se trouver et à conserver un emploi « intéressant », bien rémunéré et lié à leurs études (Finnie, 1999).

Bon nombre d'études signalent que les jeunes ont tendance à changer d'emploi plus souvent (Booth, Francesconi et Garcia-Serrano, 1999). On observe cette mobilité tant chez les femmes que chez les hommes (Boothby, 1992; Loprest, 1992). En outre, la mobilité volontaire présente un avantage pour les employés puisqu'elle leur permet de générer des revenus plus élevés (Bartel et Borjas, 1981; Keith, 1993; Keith et McWilliams, 1995).

En juin 1997, environ les trois quarts des diplômés de la promotion de 1995 étaient salariés. Parmi ceux-ci, environ le quart cherchait un autre emploi. Ce fait confirme que la transition se poursuit toujours — deux années après l'obtention de leur diplôme, les diplômés manifestaient l'intention de changer d'emploi.

La présente étude nous permettra de mieux comprendre la transition des diplômés de l'enseignement postsecondaire vers le marché du travail. Nous y examinons l'intention des diplômés de changer d'emploi. Dans un premier temps, nous dresserons un profil

L'Enquête nationale de 1997 auprès des diplômés de 1995

En juin 1997, en collaboration avec Développement des ressources humaines Canada (DRHC), Statistique Canada a interviewé près de 43 000 personnes dans le cadre de l'Enquête nationale auprès des diplômés. Cet échantillon représentait près de 300 000 résidents canadiens ayant obtenu un diplôme d'études collégiales, professionnelles ou universitaires en 1995. L'enquête portait principalement sur les études, la formation et l'expérience professionnelle de ces diplômés au cours des deux années qui ont suivi l'obtention de leur diplôme. L'enquête s'est attardée sur l'activité principale durant la semaine précédant l'entrevue. Dans le cas des travailleurs salariés, l'enquête traitait aussi des questions relatives aux caractéristiques de l'emploi du diplômé à ce moment-là, de la satisfaction à l'égard de l'emploi et d'une mesure subjective de la surqualification.

Au cours de la semaine précédant l'entrevue, les activités de tous les diplômés étaient réparties comme suit :

Travaillant à temps partiel ou à temps plein	82 %
Sans emploi et à la recherche d'un emploi	10 %
Sans emploi et ne recherchant pas d'emploi	8 %

Les travailleurs salariés représentaient 76 % des diplômés. Parmi ceux-ci, 24 % avaient cherché un autre emploi au cours des quatre semaines précédant l'entrevue. La présente analyse porte sur les travailleurs salariés, qu'ils aient cherché du travail ou non au cours des quatre semaines précédant l'entrevue. Chez les travailleurs, certains pouvaient encore être aux études. Nous avons examiné les résultats en excluant les diplômés qui étaient aux études à temps plein deux années après l'obtention de leur diplôme. Cependant, au point de vue statistique, ces résultats n'étaient pas différents des analyses qui incluaient ce groupe d'étudiants.

des diplômés à la recherche d'un emploi. Pour ce faire, nous avons retenu trois composantes : les caractéristiques sociodémographiques, les conditions de travail et la satisfaction des diplômés à l'égard de leur emploi. Ensuite, nous chercherons à établir quelles variables parmi les trois composantes pourraient le mieux expliquer l'intention des diplômés de changer d'emploi.

L'état matrimonial et les enfants à charge influent sur la recherche d'emploi

La proportion de diplômés salariés qui cherchaient un autre emploi était la même chez les femmes et les hommes, soit 24 %¹. Ce résultat est comparable aux résultats observés par Boothby (1992) et Loprest (1992). Les diplômés qui cherchaient un emploi étaient légèrement plus jeunes que ceux qui n'en cherchaient pas (29 ans en moyenne par rapport à 30 ans); ces résultats sont statistiquement significatifs, bien que les différences soient très minimes, et on peut les comparer à ceux observés lors d'enquêtes précédentes (Booth, Francesconi et Garcia-Serrano, 1999).

Les diplômés célibataires étaient plus nombreux que les diplômés mariés à chercher un emploi, la proportion étant de 26 % par rapport à 20 % pour les diplômés mariés, alors que la proportion des diplômés vivant en union libre et des diplômés séparés ou divorcés était la même, soit 23 %. Le fait de toucher deux revenus peut ralentir la recherche d'emploi. En outre, comme la mobilité professionnelle est souvent associée à la mobilité géographique, il est possible que le double changement de carrière puisse rendre la recherche d'emploi moins attrayante.

La recherche d'emploi est moins marquée chez les diplômés qui ont des enfants à charge. En effet, 19 % des diplômés qui avaient un ou plusieurs enfants à charge cherchaient un emploi par rapport à 25 % des diplômés sans enfants à charge. De plus, chez les femmes, la tendance à initier une démarche pour changer d'emploi était aussi grande que chez les hommes vivant une situation familiale semblable.

Le niveau de scolarité, le champ d'étude et la province influent sur la recherche d'emploi

Les diplômés de l'enseignement postsecondaire des Territoires du Nord-Ouest² étaient proportionnellement moins nombreux à chercher un emploi (16 %) que les diplômés des autres provinces ou territoires du Canada. La plus grande proportion de diplômés (31 %) a été enregistré à Terre-Neuve. Cette forte proportion était suivie de près de celle des diplômés de l'enseignement postsecondaire de l'Île-du-Prince-Édouard (28 %) ainsi que du Nouveau-Brunswick et de l'Ontario (27 % chacun). Cette distribution est assez semblable aux résultats observés dans la province ou le territoire de résidence des diplômés au moment de l'entrevue. Cependant, les résidents du Yukon faisaient exception, où 39 % des diplômés salariés avaient cherché un emploi au cours des quatre semaines précédant l'entrevue.

La recherche d'emploi varie selon le niveau de scolarité. En effet, on a enregistré la plus petite proportion de recherche d'emploi, soit 20 %, chez les diplômés des établissements d'enseignement professionnel ou de métier.



Tableau 1
Proportion de diplômés salariés qui ont cherché un emploi au cours des quatre semaines précédant l'entrevue, selon les caractéristiques sociodémographiques, 1997

	Ont cherché du travail	%
Sexe		
Hommes		24
Femmes		24
État matrimonial		
Célibataire (jamais marié)		26
Vivant en union libre		23
Séparé		23
Divorcé		23
Marié		20
Veuf		19
Enfants à charge		
Aucun enfant à charge		25
Un ou plusieurs enfants à charge		19
Niveau de scolarité en 1995		
Diplôme d'études professionnelles ou de métier		20
Diplôme d'études collégiales		25
Baccalauréat		25
Maîtrise		23
Doctorat		30
Province ou territoire d'étude en 1995		
Terre-Neuve		31
Île-du-Prince-Édouard		28
Nouvelle-Écosse		25
Nouveau-Brunswick		27
Québec		19
Ontario		27
Manitoba		25
Saskatchewan		24
Alberta		25
Colombie-Britannique		22
Territoires du Nord-Ouest		16
Yukon		26
Province ou territoire de l'entrevue en 1997		
Terre-Neuve		32
Île-du-Prince-Édouard		30
Nouvelle-Écosse		26
Nouveau-Brunswick		27
Québec		19
Ontario		27
Manitoba		26
Saskatchewan		23
Alberta		25
Colombie-Britannique		22
Territoires du Nord-Ouest		15
Yukon		39
Champ d'études (diplômés de collège ainsi que des écoles professionnelles et de métier)		
Arts et sciences		41
Arts		28
Humanités et disciplines connexes		27
Sciences sociales et services sociaux		25
Sciences de la santé et disciplines connexes		24
Affaires et commerce		23
Sciences naturelles et industries primaires		21
Génie et sciences appliquées		20
Autre		8
Champ d'études (diplômés de l'université)		
Beaux-arts et arts appliqués		32
Sciences agricoles et biologiques		28
Sciences sociales		28
Sciences humaines		26
Éducation		25
Arts et sciences, général		24
Mathématiques et sciences physiques		22
Commerce, gestion et administration		21
Génie et sciences appliquées		19
Professions de la santé		18

Source : Enquête nationale de 1997 auprès des diplômés de 1995.

À l'autre extrême, 30 % des titulaires d'un doctorat en 1995 avaient davantage cherché un emploi. Les diplômés d'un programme d'arts et de sciences des établissements d'enseignement professionnel, collégial et de métier ont enregistré la plus forte proportion de diplômés ayant cherché un emploi, soit 41 %.

Parmi les diplômés de programmes universitaires, la plus forte proportion des chercheurs d'emploi étaient des diplômés des beaux-arts et des arts appliqués (32 %). Fait intéressant, la plus forte proportion de diplômés universitaires qui cherchaient un emploi, notamment ceux des beaux-arts, étaient également ceux qui touchaient les salaires médians les moins élevés (Taillon et Paju, 1999). Par ailleurs, les diplômés du domaine de la santé touchaient les salaires médians les plus élevés, suivis des diplômés en génie et en sciences appliquées (Taillon et Paju, 1999). Ces deux groupes de diplômés ont enregistré les plus bas taux de recherche d'emploi.

Les diplômés dont les conditions de travail sont moins favorables recherchent un emploi

Un plus grand nombre de diplômés travaillant à temps partiel cherchaient un emploi, soit 37 % par rapport à 21 % des diplômés travaillant à temps plein. En outre, 45 % de ceux qui travaillaient à temps partiel et qui cherchaient un emploi auraient aimé travailler à temps plein.

Les diplômés occupant un emploi temporaire ou saisonnier sont plus nombreux à chercher un emploi que les diplômés dont l'emploi est permanent. En effet, environ 1 diplômé sur 5 occupant un emploi permanent cherchait un autre emploi alors que 1 diplômé sur 3 occupant un emploi saisonnier ou temporaire en cherchait un. Ces résultats indiquent que les emplois moins stables incitent davantage à rechercher un emploi.

Par ailleurs, les diplômés qui cherchaient un emploi et qui se considéraient surqualifiés étaient proportionnellement plus nombreux (38 %) que ceux qui ne se considéraient pas surqualifiés (16 %). D'autre part, le salaire ou le traitement des diplômés qui cherchent un emploi est moins élevé que celui des diplômés qui n'en cherchent pas. Cela est vrai tant pour les diplômés qui travaillent à temps plein que pour ceux qui travaillent à temps partiel. Chez les travailleurs à temps plein qui cherchaient un autre emploi, le salaire moyen était de 28 000 \$ par année, tandis qu'il était de 32 300 \$ par année pour les diplômés qui ne cherchaient pas d'emploi. Chez les diplômés qui travaillaient à temps partiel, ceux qui cherchaient un emploi touchaient un salaire annuel moyen de 11 900 \$ par rapport à 15 300 \$ chez ceux qui n'en cherchaient pas. Il semble donc que les études, le revenu, la surqualification (ou non) soient fortement liés et la recherche d'emploi. En outre, les travailleurs qui bénéficient d'avantages sociaux étaient proportionnel-

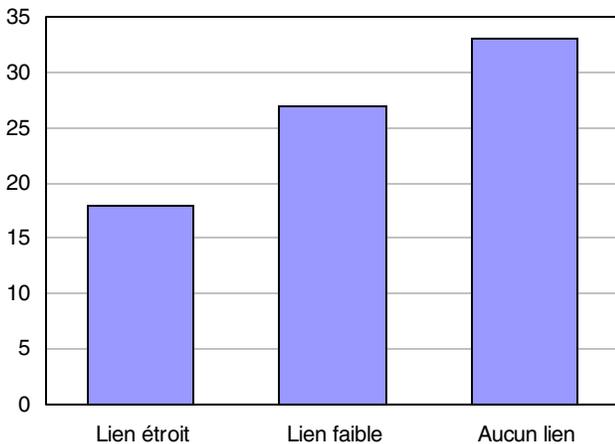
lement moins nombreux à chercher un emploi.

Le travail est moins directement lié à leurs études chez les diplômés qui cherchent un emploi

Plus le lien est étroit entre le travail et les études, plus la proportion de diplômés qui ont cherché un emploi au cours des quatre semaines précédant l'entrevue est faible (graphique 1). Chez les diplômés qui ont déclaré travailler dans un domaine non lié à leurs études, 33 % avaient cherché un emploi. Cette proportion était de 27 % chez ceux dont le lien entre le travail et leurs études était faible et de 18 % chez ceux dont le lien était étroit.

Graphique 1
Recherche d'emploi selon le lien entre le travail et les études, 1997

% à la recherche d'un emploi



Source : Enquête nationale de 1997 auprès des diplômés de 1995.

Plus grande mobilité des diplômés qui cherchent un emploi

Chez les diplômés qui cherchaient un emploi, le nombre d'emplois occupés depuis l'obtention du diplôme était supérieur à ce qu'il était chez les diplômés qui n'en cherchent pas. À vrai dire, les diplômés qui cherchaient un emploi avaient occupé 2,3 emplois en moyenne depuis l'obtention de leur diplôme, par rapport à 1,9 emplois pour ceux qui ne cherchaient pas d'emploi.

La recherche d'un emploi diminue selon que le diplômé est satisfait de son emploi et de son salaire ou de son traitement

Plus un diplômé est insatisfait de son emploi, plus il sera porté à chercher un autre emploi. En effet, chez les diplômés qui étaient très satisfaits de leur emploi, seulement



Tableau 2

Proportion de diplômés salariés qui ont cherché un emploi au cours des quatre semaines précédant l'entrevue, selon les conditions de travail, 1997

	Ont cherché un emploi
	%
Heures de travail	
Temps plein (30 heures et plus)	21
Temps partiel (moins de 30 heures)	37
Travail à temps partiel — involontaire	45
Travail à temps partiel — volontaire	29
Emploi temporaire, saisonnier ou permanent	
Temporaire	33
Saisonnier	31
Permanent	21
Poste de supervision	
Non	24
Oui	23
Lien entre l'emploi et les études	
Aucun lien	33
Lien faible	27
Lien étroit	18
Surqualification	
Non	16
Oui	38
Assurance-maladie	
Non	31
Oui	19
Régime de soins dentaires	
Non	29
Oui	19
Régime de retraite	
Non	30
Oui	18
Vacances payées	
Non	32
Oui	21
Congés de maladie payés	
Non	32
Oui	18

Source : Enquête nationale de 1997 auprès des diplômés de 1995.

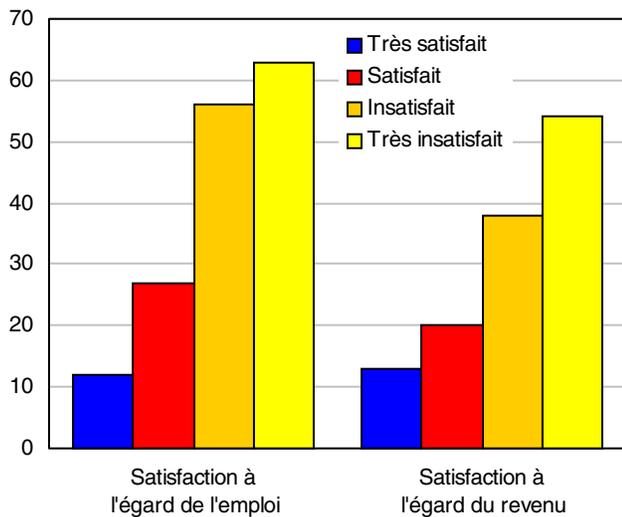
12 % cherchaient un autre emploi. Chez les diplômés satisfaits de leur emploi, cette proportion atteignait 27 %, alors que la proportion était de 56 % chez les diplômés insatisfaits. Enfin, chez les diplômés très insatisfaits, 63 % cherchaient un nouvel emploi.

Ainsi, la satisfaction à l'égard de l'emploi et du salaire ou du traitement sont deux facteurs importants pour expliquer la recherche d'un autre emploi. Cependant, la satisfaction à l'égard de l'emploi a une incidence plus importante que la satisfaction à l'égard du revenu. En effet, parmi ceux qui cherchaient un emploi, on enregistre un plus grand nombre de diplômés insatisfaits ou très insatisfaits de leur travail (graphique 2).



Graphique 2
Recherche d'emploi selon le degré de satisfaction, 1997

% à la recherche d'un emploi



Source : Enquête nationale de 1997 auprès des diplômés de 1995.

Les facteurs les plus importants

Une régression logistique a été effectuée pour établir lesquels, parmi les variables étudiées, sont les plus importants facteurs permettant d'expliquer la recherche d'emploi³. Les résultats confirment que les titulaires d'un doctorat sont proportionnellement plus nombreux à chercher un emploi que les diplômés des autres niveaux de scolarité. Chez les titulaires d'un doctorat, toutes choses étant égales, la probabilité de chercher un emploi était de 29 %. Cette probabilité était de 21 % chez les titulaires d'une maîtrise. En outre, la tendance générale veut que la probabilité de rechercher un emploi augmente en fonction du niveau de scolarité. Cependant, les résultats sont inversés entre le collège et le baccalauréat.

La probabilité de chercher un emploi était aussi plus élevée chez les diplômés qui travaillaient à temps partiel. On a observé les mêmes résultats chez les diplômés suivants : ceux qui avaient un emploi non permanent, ceux qui se sentaient surqualifiés pour leur emploi actuel, ceux dont la durée de l'emploi actuel était moins longue et ceux qui avaient été plus mobiles depuis l'obtention de leur diplôme.

En outre, la régression logistique confirme que la probabilité de chercher un emploi diminue selon le degré de satisfaction exprimé à l'égard de l'emploi et du salaire ou du traitement. Toutes choses étant égales, 43 % des diplômés qui ont manifesté l'intention de changer d'emploi étaient aussi très insatisfaits de leur emploi. Cette probabilité était de 34 % chez les diplômés qui ont exprimé une grande insatisfaction à l'égard de leur revenu.



Tableau 3
Probabilité de recherche d'emploi, selon les variables prédictives retenues dans le modèle d'analyse, 1997

	Ont cherché un emploi	%
Total		18
<i>Caractéristiques sociodémographiques</i>		
Enfants à charge		
Aucun enfant à charge		19
Un ou plusieurs enfants à charge		16
Niveau de scolarité en 1995		
Diplôme d'études professionnelles ou de métier		16
Diplôme d'études collégiales		19
Baccalauréat		18
Maîtrise		21
Doctorat		29
<i>Conditions de travail</i>		
Heures de travail		
Temps partiel (moins de 30 heures)		26
Temps plein (30 heures et plus)		17
Emploi temporaire, saisonnier ou permanent		
Temporaire		24
Saisonnier		20
Permanent		17
Surqualification		
Non		15
Oui		24
Durée de l'emploi actuel		
Moins de 16 mois		19
16 à 38 mois		18
39 à 62 mois		17
63 à 87 mois		16
88 à 113 mois		15
114 à 141 mois		14
142 à 171 mois		13
Nombre d'emplois occupés depuis l'obtention du diplôme		
1		17
2		18
3		19
4		21
5		23
<i>Degré de satisfaction</i>		
Satisfaction à l'égard de l'emploi		
Très insatisfait de l'emploi		43
Insatisfait de l'emploi		38
Satisfait de l'emploi		21
Très satisfait de l'emploi		12
Satisfaction à l'égard du revenu		
Très insatisfait du revenu		34
Insatisfait du revenu		29
Satisfait du revenu		19
Très satisfait du revenu		15

Source : Enquête nationale de 1997 auprès des diplômés de 1995.

Conclusion

Deux années après l'obtention de leur diplôme, un groupe de diplômés cherchent un emploi alors qu'ils en occupent déjà un. La proportion de diplômés à la recherche d'un emploi diffère selon les résultats obtenus pour les deux variables suivantes : le fait d'avoir des enfants à charge et le niveau de scolarité. En particulier, chez les diplômés n'ayant pas d'enfants à charge et les titulaires d'un doctorat, la proportion des personnes qui ont cherché un emploi est plus élevée que chez les autres diplômés.

La recherche d'emploi est souvent tributaire de conditions de travail moins favorables. Ceux qui cherchent un emploi ont des heures de travail moins nombreuses, ils se sentent surqualifiés, ils occupent un emploi non permanent et ils expriment une plus grande insatisfaction à l'égard de leur emploi et de leur revenu.

Enfin, plus une personne a été mobile dans les deux années suivant l'obtention de son diplôme, plus elle aura tendance à chercher un emploi deux années après l'obtention de ce diplôme. Ces résultats témoignent des variations importantes dans la transition des diplômés vers le marché du travail.

RTE

Notes

1. On trouvera à l'annexe 1 une explication des analyses statistiques utilisées.
2. Au moment de l'entrevue, les Territoires du Nord-Ouest incluait aussi le Nunavut.
3. Veuillez consulter l'annexe 2 pour obtenir une explication détaillée de l'analyse.

Bibliographie

- BARTEL, Ann P. et George J. BORJAS. 1981. « Wage Growth and Job Turnover: An Empirical Analysis », Sherwin ROSEN (éd.), *Studies in Labor Markets*, Chicago, The University of Chicago Press, p. 65 à 90.
- BOOTH, Alison L., Marco FRANCESCONI et Carlos GARCIA-SERRANO. 1999. « Job Tenure and Job Mobility in Britain », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 53, n° 1, p. 43 à 70.
- BOOTHBY, Daniel. 1992. *Mobilité professionnelle, variations de salaire et groupes désignés aux termes du programme d'équité en matière d'emploi*, Groupe de travail interministériel sur l'équité en matière d'emploi, Ottawa, produit n° 89N0004 au catalogue de Statistique Canada.
- FINNIE, ROSS. 1999. *A Dynamic Analysis of the School-to-Work Transition of Post-Secondary Graduates in Canada*, Direction générale de la recherche appliquée, Politique stratégique, Développement des ressources humaines. À paraître.
- KEITH, Kristen. 1993. « Reputation, Voluntary Mobility and Wages », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 75, n° 3, p. 559 à 563.

KEITH, Kristen et Abigail MCWILLIAMS. 1995. « The Wage Effects of Cumulative Job Mobility », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 49, n° 1, p. 121 à 137.

LOPREST, Pamela J. 1992. « Gender Differences in Wage Growth and Job Mobility », *The American Economic Review*, vol. 82, vol. 2, p. 526 à 532.

TAILLON, Jacques et Mike PAJU. 1999. *La promotion de 1995 : rapport de l'Enquête nationale (1997) auprès des diplômés de 1995*, Développement des ressources humaines Canada et Statistique Canada, Ottawa, produit n° 81-584-XPB au catalogue de Statistique Canada.

Annexe 1

Analyses statistiques utilisées pour établir le profil des diplômés

Notre analyse visait principalement à établir le profil des diplômés selon trois composantes — les caractéristiques sociodémographiques, les conditions de travail et la satisfaction à l'égard de l'emploi — afin de vérifier si ces variables présentaient des différences pouvant nous permettre de comparer les réponses des diplômés qui cherchent un emploi à ceux qui n'en cherchent pas. Ainsi, pour les variables dont les valeurs ne comprennent pas d'ordonnement (c.-à-d. le sexe et la province d'étude), le test de mesure de la différence entre ceux qui cherchent un emploi et ceux qui n'en cherchent pas a été effectué en utilisant le chi-carré. Le chi-carré permet de vérifier si la différence entre les proportions dans les tableaux croisés est statistiquement significative. Si l'analyse statistique dépassait le seuil de 5 % pour l'alpha (erreur d'échantillonnage), il était possible de confirmer ces différences puisqu'il ne s'agissait pas d'une erreur d'échantillonnage.

L'analyse statistique Mann-Whitney a été effectuée pour vérifier la différence entre ceux qui cherchent un emploi et ceux qui n'en cherchent pas dans le cas des variables dont les valeurs comportent un ordonnement (c.-à-d. le niveau de scolarité, les variables de la satisfaction et le lien entre le travail et les études). Le test de la mesure de différence significative porte alors sur la valeur du U.

Le Test-t a été effectué pour vérifier la différence entre les diplômés qui cherchent un emploi et ceux qui n'en cherchent pas pour une variable continue (c.-à-d. l'âge et le revenu). La variance des deux groupes a d'abord été vérifiée au moyen de la statistique F, puis l'évaluation de la différence significative entre les deux groupes (c'est-à-dire une différence non liée à une erreur d'échantillonnage) a été effectuée sur la statistique t.

Enfin, une analyse de régression logistique à modèle multinomial a été effectuée pour vérifier les variables qui pouvaient le mieux expliquer la recherche d'emploi. Les variables étaient introduites puis exclues du modèle de régression logistique afin de retenir le meilleur modèle explicatif en fonction du degré de liberté.

Annexe 2

Examen des résultats de l'analyse de régression logistique

Nous avons retenu les variables pouvant le mieux expliquer la recherche d'emploi. On a observé des différences significatives entre les variables introduites dans ce modèle et la variable-référence. Dans la plupart des cas, le fait d'éliminer des variables non significatives ne causait aucun problème. Ce n'était pas le cas pour les variables des avantages

sociaux. Tous les avantages sociaux étaient significatifs, sauf pour ce qui est des vacances payées. Cependant, lorsque ces variables étaient ajoutées au modèle, la capacité d'explication du modèle était grandement réduite. De plus, lorsque ces variables étaient ajoutées au modèle, le baccalauréat devenait non différent du diplôme d'études collégiales au point de vue statistique. Ces variables ont donc été exclues du modèle.

L'autre variable qui semblait causer un problème était le salaire ou le traitement, qui comprenait également le salaire ou le traitement des diplômés travaillant à temps partiel, dont le revenu annuel est par conséquent moins élevé. Cette variable a tout de même été retenue dans le modèle d'analyse puisqu'elle permettait de rendre le modèle de recherche d'emploi plus explicatif. L'élimination de la variable du salaire ou du traitement affaiblissait grandement la capacité d'expliquer le modèle. Le modèle a donné les résultats dans le tableau A1.

Tableau A1
Rapports de probabilité du modèle multinomial de régression logistique portant sur la recherche d'emploi, selon les variables prédictives, 1997

Cote de Variable prédictive	probabilité	p <
<i>Caractéristiques sociodémographiques</i>		
Enfants à charge		
Aucun enfant à charge	1,210	<0,01
Un ou plusieurs enfants à charge	1,000	...
Niveau de scolarité en 1995		
Diplôme d'études professionnelles ou de métier	0,852	<0,01
Diplôme d'études collégiales	1,000	...
Baccalauréat	0,932	<0,05
Maîtrise	1,172	<0,05
Doctorat	1,784	< 0,01
<i>Conditions de travail</i>		
Heures de travail		
Temps partiel (moins de 30 heures)	1,000	...
Temps plein (30 heures et plus)	0,569	<0,01
Emploi temporaire, saisonnier ou permanent		
Temporaire	1,624	<0,01
Saisonnier	1,265	<0,01
Permanent	1,000	...
Surqualification		
Non	1,000	...
Oui	1,754	<0,01
Durée de l'emploi actuel		
	0,997	<0,01
Nombre d'emplois depuis l'obtention du diplôme		
	1,101	<0,01
Salaire ou traitement		
	1,000	<0,01
<i>Degré de satisfaction</i>		
Satisfaction à l'égard de l'emploi		
Très insatisfait	2,840	<0,01
Insatisfait	2,266	<0,01
Satisfait	1,000	...
Très satisfait	0,513	<0,01
Satisfaction à l'égard du revenu		
Très insatisfait	2,185	<0,01
Insatisfait	1,733	<0,01
Satisfait	1,000	...
Très satisfait	0,733	<0,01

Note :

... n'ayant pas lieu de figurer.

Source : Enquête nationale de 1997 auprès des diplômés de 1995.



Facteurs qui influent sur le rendement des élèves de 3^e année en Ontario : une analyse à niveaux multiples

Sommaire

Dans la présente étude, nous utilisons une méthode conceptuelle écologique pour examiner les facteurs influant sur la réussite scolaire des élèves de 3^e année en Ontario. Les données proviennent de l'Office de la qualité et de la responsabilité en éducation (OQRÉ), qui a administré, en 1997, des tests standardisés à quelque 115 000 élèves anglophones de la 3^e année dans plus de 3 200 écoles à l'étendue de l'Ontario. L'OQRÉ a également recueilli de l'information au sujet des élèves, de leur classe, de leur école et de leur famille. Par ailleurs, en établissant un lien entre les aires de recrutement de l'école et les caractéristiques de la situation socioéconomique (SSE) du recensement, nous avons obtenu des renseignements sur le quartier. Des analyses de régression à niveaux multiples ont été utilisées à cause de la structure hiérarchique des données. Bien que les caractéristiques des élèves expliquent en grande partie la variation des résultats de tests, il est étonnant de constater que 33 % du total de ces variations soit attribuées à la classe et à l'école. Ce résultat semble indiquer que les enseignants, la classe, l'école et le quartier ont un impact important sur la réussite scolaire des élèves. Au niveau de l'élève, les filles ont surclassé les garçons, les élèves venant de milieux caractérisés par une SSE plus élevée ayant obtenu de meilleurs résultats que ceux dont la SSE était plus faible et les élèves dont les parents jouaient un rôle à l'école ayant mieux réussi que ceux dont les parents ne s'impliquaient pas. Les facteurs relatifs à la classe qui influent positivement sur le rendement comprennent un nombre moins élevé d'élèves dans la classe et des enseignants d'expérience à l'aise avec le programme. Au niveau de l'école, les élèves fréquentant les écoles situées dans des quartiers caractérisés par une SSE plus élevée ont mieux réussi, et les élèves des écoles urbaines ont surclassé ceux des écoles rurales. Ces résultats suggèrent que les politiques destinées à améliorer la réussite scolaire au primaire devraient tenir compte des facteurs contextuels de l'école puisqu'ils influent sur la réussite scolaire.

Stéphane Tremblay, analyste principal
Division des études sociales et économiques
Téléphone : (613) 951-4765
Télécopieur : (613) 951-3959
Courrier électronique :
tremste@statcan.ca

Nancy Ross, analyste principale
Division des études sociales et économiques
Téléphone : (613) 951-3725
Télécopieur : (613) 951-3959
Courrier électronique :
rossnan@statcan.ca

Jean-Marie Berthelot, gestionnaire
Division des études sociales et économiques
Téléphone : (613) 951-3760
Télécopieur : (613) 951-3959
Courrier électronique :
berthel@statcan.ca

Introduction

Le développement et le bien-être des enfants canadiens ont fait l'objet récemment de beaucoup d'études et de discussions dans les milieux des décideurs et des universitaires (Corak, 1998; McCain et Mustard, 1999). La réussite scolaire des enfants constitue une importante mesure de leur bien-être. Un rendement faible, même au primaire, accroît les probabilités qu'un enfant n'aura pas les compétences et les possibilités lui permettant de participer pleinement à la société canadienne et d'y contribuer lorsqu'il sera adulte. De plus, la réussite scolaire constitue un des plus importants facteurs du développement du ressort chez les enfants (Connolly et autres, 1999). Dans la présente étude, on tente de dégager les facteurs qui influent sur la réussite scolaire des enfants au primaire en Ontario.

L'approche conceptuelle que nous utilisons peut être définie, en termes génériques, comme « écologique », car la réussite scolaire résulte d'une combinaison d'influences du quartier, de l'école, de la classe et de la famille, ainsi que des caractéristiques de l'élève. Par conséquent, des facteurs aussi variés que les pratiques d'enseignement, le milieu familial et le quartier influent sur les compétences de l'élève. Nous apparions cette notion théorique avec une modélisation par régression à niveaux multiples, technique analytique qui permet une interprétation simultanée de divers niveaux d'influence sur la réussite scolaire.

Nous énonçons l'hypothèse selon laquelle certains facteurs préexistants (comme la situation socioéconomique [SSE] individuelle et le milieu familial) ont un impact important sur la réussite scolaire des enfants. Nous supposons également que les facteurs associés à la classe (comme les pratiques d'enseignement et le nombre d'élèves) et le quartier de l'école (comme la SSE du quartier) exercent des effets significatifs et indépendants sur le rendement scolaire. L'inclusion de variables décrivant les caractéristiques de la vie familiale, comme la participation des parents aux activités de l'école, présuppose que les relations sociales au sein de la famille — ce que Coleman (1988) désigne « capital social familial » — peuvent améliorer le rendement scolaire des enfants. De fait, des recherches antérieures appuient ce point de vue (Ryan et Adams, 1999; Sun, 1999; Valenzuela et Dornbusch, 1994).

En incluant les mesures relatives au quartier, nous laissons entendre qu'il existe un « capital social communautaire » — processus social communautaire qui, selon certains auteurs (Brooks-Gunn et autres, 1993), a un lien important avec la santé et le développement général de l'enfant et, plus particulièrement, avec sa réussite scolaire (Kohen et autres, 1999; Leventhal et Brooks-Gunn, 2000; Pong, 1997; Shumow et autres, 1999; Sun, 1999). Ensemble, ces concepts de capital social familial et capital social communautaire tendent à indiquer qu'il existe des

ressources à la fois tangibles et intangibles au sein des familles et des collectivités qui influent sur la réussite des enfants à l'école. Selon une perspective stratégique, l'influence de l'école et du quartier sur le rendement des enfants, notamment sur leur performance scolaire, revêt une importance particulière, étant donné que les ressources scolaires et, dans une certaine mesure, le quartier, se prêtent au changement à la suite d'une intervention des pouvoirs politiques.

Méthodes

Source des données

Nous avons utilisé deux sources de données pour analyser le rendement scolaire. La première était la base de données de 1997 de l'Office de la qualité et de la responsabilité en éducation (OQRÉ). En 1996, le gouvernement de l'Ontario a établi l'OQRÉ en réponse à des demandes d'information au sujet de la qualité de l'éducation en Ontario. Le mandat principal de l'OQRÉ consiste à administrer des tests standardisés à l'échelle de la province. Dans la présente étude, les données de l'OQRÉ que nous avons utilisées proviennent des résultats individuels de 14 évaluations de rendement en mathématiques, écriture et lecture; des renseignements tirés de quatre questionnaires d'information générale remplis par les élèves, les parents ou les tuteurs, les enseignants et les directeurs d'école; ainsi que d'un formulaire de renseignements au sujet de l'élève rempli par les enseignants. Ces questionnaires ont fourni des données sur les facteurs relatifs à l'élève, à la famille, à l'enseignant, à la classe et à l'école susceptibles d'influer sur le rendement de l'élève.

Un fichier spécialement constitué à partir du fichier de microdonnées du Recensement de la population de 1996 de Statistique Canada formait la deuxième source de données. Ce fichier de données agrégées a fourni des renseignements au sujet des facteurs communautaires qui pouvaient également influencer sur le rendement de l'élève. Dans les secteurs urbains, nous avons défini le « quartier » comme l'ensemble des secteurs de dénombrement (annexe 3) à l'intérieur d'un rayon de 1,6 kilomètre d'une école. Cette limite était destinée à représenter le secteur à distance de marche de l'école. Dans les secteurs ruraux, le « quartier » a été défini comme la subdivision de recensement (annexe 3) dans laquelle se situait l'école.

Population cible et taille de l'échantillon

La population cible était constituée de tous les élèves de la 3^e année en Ontario au cours de l'année scolaire 1997-1998, à l'exception des élèves des écoles francophones et de ceux qui ont été exemptés des tests¹. Sur le nombre initial de 129 448 élèves de 3^e année dans les écoles

anglophones, 7,1 % des élèves ont été exemptés, tandis qu'il manquait des renseignements pour 3,8 % d'entre eux. Il en a résulté un échantillon analytique de 115 712 élèves répartis dans 6 929 classes et 3 285 écoles.

Mesure du rendement

Les résultats des tests standardisés comprenaient les notes de 14 évaluations : 8 en mathématiques, 3 en écriture et 3 en lecture. Chaque rendement a été évalué en fonction d'une échelle variant de 1 à 4. Un résultat de 2 ou de 3 signifiait que le rendement de l'élève était conforme aux normes provinciales; une note de 1 indiquait un rendement inférieur aux normes

provinciales et une note de 4 indiquait un rendement supérieur aux normes provinciales. Avant de calculer la moyenne arithmétique des évaluations de rendement pour établir une mesure de réussite globale, les évaluations de rendement ont été graduées au moyen d'une transformation logit pour réexprimer les résultats (Mosteller et Tukey, 1977; Willms, 1986; Garner et Raudenbush, 1991). La répartition résultante de la mesure globale de réussite était à peu près normale, la moyenne s'établissant à -0,02, et l'écart-type à 1,29. Aux fins de l'analyse, cette mesure de rendement a été standardisée en utilisant un modèle « vide » à niveaux multiples (annexe 2) ayant une moyenne de 0 et un écart-type de 1 (tableau 1).

Tableau 1 Statistiques descriptives de la réussite scolaire en 3 ^e année et mesures explicatives					
	Taille de l'échantillon	Moyenne (%)	Écart-type	Valeur minimum	Valeur maximum
<i>Niveau de l'élève</i>	115 712				
Résultat					
Réalisations ^c		0	1	-2,473	2,919
Contrôle					
Intellectuellement doué		0,4	0,059	0	1
Aide particulière — non définie		9,6	0,295	0	1
Aide particulière — définie		3,0	0,171	0	1
Mesure d'adaptation — exceptionnelle		0,2	0,042	0	1
Mesure d'adaptation — typique		17,7	0,382	0	1
Renseignements généraux					
Sexe		49,7	0,500	0	1
Anglais langue seconde		5,4	0,227	0	1
Immersion en français		4,0	0,196	0	1
Indicateurs supplétifs de la SSE					
Ordinateur à la maison		53,6	0,499	0	1
Plus de 100 livres à la maison		58,8	0,492	0	1
Milieu familial					
Autre langue que l'anglais (ALA)		24,1	0,428	0	1
Absence de contrôle pour l'ALA		1,7	0,129	0	1
Participation parentale aux activités de l'école		50,9	0,500	0	1
<i>Niveau de la classe</i>	6 929				
Caractéristiques de l'enseignant					
10 années d'expérience ou moins		63,2	0,482	0	1
N'est pas à l'aise avec le programme		25,4	0,435	0	1
Pratiques d'enseignement ^c		0	1	-3,019	5,871
Environnement de la classe					
Nombre d'élèves de 3 ^e année dans la classe ^c		17,3	7,736	1	37
Classe à années multiples comprenant la 2 ^e année		21,8	0,413	0	1
Classe à années multiples comprenant la 4 ^e année		22,3	0,416	0	1
Autres classes à années multiples		3,3	0,178	0	1
Accès limité à un ordinateur		69,0	0,462	0	1
Aucun accès à un ordinateur		1,6	0,124	0	1
<i>Niveau de l'école</i>	3 285				
Environnement de l'école					
Publique		69,3	0,461	0	1
Effectif scolaire — <230 élèves		23,8	0,426	0	1
Effectif scolaire — >471 élèves		25,3	0,435	0	1
Quartier de l'école					
Urbain		83,4	0,372	0	1
% de la population n'ayant pas de diplôme d'études secondaires ^c		31,2	0,100	4,1	69,8
Population — <0,6 % d'immigrants		24,4	0,430	0	1
Population — >8,2 % d'immigrants		24,6	0,431	0	1
Âge médian — <33		22,9	0,420	0	1
Âge médian — >37		20,8	0,406	0	1
Chômage chez les jeunes — <15 %		24,0	0,427	0	1
Chômage chez les jeunes — >22 %		24,5	0,430	0	1
			en milliers de dollars		
Revenu médian ^c		42,5 ^M	13,9	11,9	114,0

Notes :

^c Éléments considérés comme des variables continues dans l'analyse.

^M Médiane.

Sources : Office de la qualité et de la responsabilité en éducation et Recensement de la population de 1996.

Mesures explicatives

Nous avons calculé des mesures explicatives à partir des données de questionnaires supplémentaires administrés par l'OQRÉ. Le questionnaire de l'élève et le questionnaire rempli à la maison ont permis d'obtenir les renseignements suivants : le sexe de l'élève; l'inscription au programme d'anglais langue seconde ou d'immersion en français; les ressources cognitives (livres et ordinateurs) disponibles à la maison, lesquelles ont servi d'indicateurs auxiliaires de la SSE de l'élève. De plus, ces questionnaires ont fourni quelques détails au sujet du milieu familial (langue parlée à la maison et participation parentale aux activités de l'école). L'information recueillie sur le questionnaire de l'élève a également permis de tenir compte, dans les modèles de régression, des élèves qui bénéficiaient d'un soutien spécial ou qui ont eu besoin d'aide pendant les évaluations de rendement.

Au niveau de la classe, les enseignants ont fourni de l'information sur leurs années d'expérience, sur la mesure dans laquelle ils suivaient le programme d'enseignement et la mesure dans laquelle ils étaient à l'aise avec le programme (annexe 1). En outre, ils ont donné des renseignements sur l'environnement de la classe (par exemple, combien d'élèves de 3^e année se trouvaient dans la classe, s'il s'agissait d'une classe à années multiples et l'accès de la classe à un ordinateur). La variable relative à la classe à années multiples a servi de variable de contrôle dans les modèles de régression parce que le placement d'élèves dans ce genre de classe est souvent effectué en fonction de leur âge et de leurs aptitudes.

Au niveau de l'école, les directeurs d'école ont fourni les caractéristiques démographiques de l'école, tandis que les profils socioéconomiques du quartier de l'école ont été établis à partir des données du recensement. Le type d'école (publique ou catholique) et l'âge médian du quartier (une mesure de la stabilité du quartier) ont servi de variables de contrôle. Les variables sont décrites en détail dans l'annexe 1 et leurs statistiques descriptives figurent dans le tableau 1.

Modèles à niveaux multiples

Le logiciel de modèle à niveaux multiples (MlwiN) (Goldstein et autres, 1998) a été utilisé pour modéliser le rendement scolaire des élèves de la 3^e année. Nous avons élaboré de façon séquentielle deux modèles à trois niveaux qui offraient un examen simultané de i élèves répartis en j classes dans k écoles. Le premier modèle, habituellement désigné modèle « vide » ou « nul », a été estimé sans variables explicatives. Le modèle vide mesure l'importance relative des effets individuels et contextuels (aux niveaux de la classe et de l'école) pour expliquer la variation des résultats. Le deuxième modèle ou le modèle « final » inclut les variables explicatives sur les plans individuel et contextuel associées

de façon significative ($p \leq 0,01$) à la réussite. Le modèle a été ajusté en fonction des élèves de 3^e année qui bénéficiaient d'un soutien spécial ou qui ont eu besoin d'aide pendant les évaluations de rendement, ainsi que des classes à années multiples, des écoles publiques et de l'âge moyen du quartier de l'école.

Résultats

Statistiques descriptives

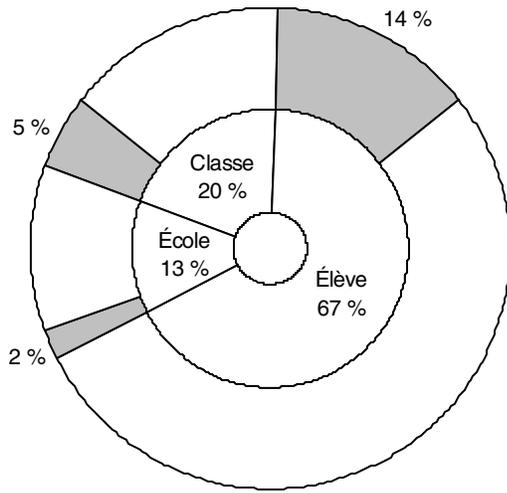
L'analyse portait sur 115 712 élèves répartis dans 6 929 classes et 3 285 écoles (y compris le quartier). Quant aux caractéristiques des élèves, environ 5 % des élèves de 3^e année étaient inscrits à des programmes d'anglais langue seconde et environ 4 %, à un programme d'immersion en français. Plus de la moitié des élèves (53,6 %) avaient un ordinateur à la maison et 58,8 % disposaient de plus de 100 livres dans leur milieu familial. Quant aux caractéristiques de la classe, 47 % des élèves étaient dans des classes à années multiples et la plupart (64,7 %) avaient un enseignant qui comptait au plus 10 années d'expérience d'enseignement. Plus de 70 % des enseignants ont signalé que leurs élèves avaient un accès limité ou aucun accès à un ordinateur à l'école. Pour ce qui est des caractéristiques de l'école, près de 70 % des écoles étaient publiques et plus de 80 % étaient situées dans un environnement urbain. Le revenu médian des ménages dans les quartiers des écoles s'élevait à 42 500 \$.

Répartition de la variance totale de la réussite scolaire

Le modèle vide nous permet de répartir (décomposer) la variance totale de la réussite en Ontario et, par conséquent, d'établir le degré d'hétérogénéité au sein du système scolaire². Il est préférable de représenter graphiquement les sources de variation (graphique 1). Même si la plus grande partie (67 %) de la variation du résultat scolaire était attribuable aux différences entre les élèves, le reste était associé aux classes (20 %) et aux écoles (13 %). Comme le montre la section ombragée du graphique 1, les variables du modèle expliquent une portion relativement faible de cette variation (14 %, 5 % et 2 % respectivement). Cette proportion de 33 % de la variation de la réussite scolaire attribuable aux classes et aux écoles est étonnante dans un système scolaire canadien où les élèves ne sont pas systématiquement assignés à des classes ou à des écoles particulières en fonction de leurs aptitudes. Dans la présente étude, la variation de la réussite associée aux classes et aux écoles ressemble de façon surprenante à la variation de la réussite scolaire observée aux États-Unis attribuable aux classes et aux écoles (Organisation de coopération et de développement économiques [OCDE] 1998).



Graphique 1
Répartition selon le niveau de la variance totale de la réussite et du pourcentage de variation expliquée



Note :

Les sections ombragées représentent la portion de la variation expliquée par le modèle final.

Sources : Office de la qualité et de la responsabilité en éducation et Recensement de la population de 1996.

Facteurs relatifs aux élèves associés à la réussite

Le tableau 2 présente les résultats des modèles à niveaux multiples vide et final de la réussite scolaire. La dernière colonne du tableau montre l'impact de chacune des variables explicatives (facteurs) significatives exprimés comme l'écart en point par rapport à l'élève type (annexe 3). Cette transformation suppose que les élèves les moins performants ont un score de 0 et les plus performants, un score de 100. Un score de 51 est attribué à l'élève type ou au groupe de référence, c'est-à-dire celui qui possède les caractéristiques les plus courantes (probables) : la moyenne, si la caractéristique est représentée par une variable continue, et le mode, dans les autres cas (voir le tableau 1 pour les statistiques descriptives). Ainsi, entre autres caractéristiques, disons que l'élève type est une fillette anglophone, non assignée à une classe à années multiples et dont l'école est située dans un quartier urbain où le revenu médian des ménages est de 42 500 \$.

Les résultats du modèle final montrent que la SSE individuelle, le sexe et la langue maternelle des élèves étaient associés de manière significative à la réussite scolaire. L'écart moyen de réussite entre les élèves de 3^e année dont les parents ou tuteurs ont déclaré posséder un ordinateur et plus de 100 livres à la maison et ceux dont les parents ou tuteurs n'ont déclaré aucune de ces ressources s'élevait à 6 points. Il importe de se rappeler que nous avons utilisé ces ressources au foyer à titre d'indicateurs

auxiliaires de la SSE au niveau de l'élève, comme cela a été fait dans des études internationales antérieures sur le rendement scolaire (OCDE, 1998).

Lorsqu'on maintenait constantes les autres variables du modèle, le résultat obtenu par les filles était de 3 points supérieur à celui des garçons. De façon générale, ces constatations font écho à celles des autres chercheurs qui ont établi que les filles obtiennent de meilleurs résultats scolaires que les garçons durant les premières années du primaire (Connolly et autres, 1999; Willms, 1996)³. Les élèves de 3^e année dont la langue seconde était l'anglais ont obtenu 3 points de moins que les élèves dont la langue maternelle était l'anglais. Lorsqu'on maintenait constantes toutes les variables explicatives, les résultats obtenus par les élèves inscrits à un programme d'immersion en français n'étaient pas différents de ceux des autres élèves.

Les deux variables caractérisant le milieu familial d'un enfant — langue parlée à la maison et participation parentale aux activités de l'école — ont produit un effet important sur la réussite scolaire en 3^e année. Dans le cas où l'anglais ne constituait pas la langue principale parlée à la maison, les élèves ont fourni un rendement d'environ 1 point inférieur à la moyenne de l'école. Les élèves de 3^e année dont les parents participaient aux activités de l'école obtenaient de meilleures notes, leurs résultats étant de 1 point plus élevés que ceux des autres élèves. Des études antérieures ont fait valoir que la participation parentale à l'éducation des enfants est associée à une vaste gamme de résultats positifs pour les enfants du primaire, y compris une meilleure réussite scolaire (Zellman et Waterman, 1998; Brody et autres, 1995). Il n'est toutefois pas simple d'expliquer l'association entre la participation parentale et la réussite scolaire. Il se peut que la participation parentale constitue un indicateur d'un cadre plus complexe dans lequel s'insère une large gamme de comportements parentaux. Zellman et Waterman (1998) ont conclu que la participation à l'école constitue en réalité une manifestation de l'enthousiasme parentale et de pratiques parentales positives.

Facteurs relatifs à la classe associés à la réussite

Les élèves obtiennent de meilleurs résultats à l'école lorsque leur enseignant compte plus de 10 années d'expérience dans les premières années du primaire ou lorsqu'ils sont à l'aise avec le programme. Pour chacune de ces caractéristiques de l'enseignant, 1 point séparait les résultats de ces élèves de ceux de l'élève type. Plus l'enseignant déclarait suivre de près le programme actuel, plus le rendement des élèves était meilleur. Pour chaque écart-type supérieur aux notes moyennes de pratique de l'enseignement, le résultat de ces élèves dépassait de 1 point celui de l'élève type.



Tableau 2
Modèles à niveaux multiples de réussite scolaire en 3^e année et incidence des principaux facteurs d'influence

	Modèle vide	Modèle final*	Incidence du facteur
Variance des effets fixes			
<i>Niveau de l'élève</i>			
Valeur à l'origine	0,000(0,009)	-0,181(0,032)	-
Renseignements généraux			
Sexe		0,154(0,004)	3
Anglais langue seconde		-0,141(0,012)	-3
Immersion en français		-	-
Indicateurs supplétifs de la SSE			
Ordinateur à la maison		0,146(0,005)	3
Plus de 100 livres à la maison		0,177(0,005)	3
Milieu familial			
Autre langue que l'anglais (ALA)		-0,026(0,006)	-1
Participation parentale aux activités de l'école		0,059(0,005)	1
<i>Niveau de la classe</i>			
Caractéristiques de l'enseignant			
10 années d'expérience ou moins		-0,045(0,013)	-1
N'est pas à l'aise avec le programme		-0,051(0,015)	-1
Pratiques d'enseignement		0,070(0,007)	1
Environnement de la classe			
Nombre d'élèves de 3 ^e année dans la classe		-0,007(0,001)	-1
Accès limité à un ordinateur		-	-
Aucun accès à un ordinateur		-	-
<i>Niveau de l'école</i>			
Environnement de l'école			
Effectif scolaire — <230 élèves		-	-
Effectif scolaire — >471 élèves		-	-
Quartier de l'école			
Urbain		0,087(0,024)	2
Revenu médian		0,006(0,001)	1
% de la population n'ayant pas de diplôme d'études secondaires		-0,004(0,001)	-1
Population — <0,6 % d'immigrants		-0,062(0,021)	-1
Population — >8,2 % d'immigrants		0,185(0,020)	3
Chômage chez les jeunes — <15 %		-	-
Chômage chez les jeunes — >22 %		-	-
Variance des effets aléatoires			
<i>Niveau de l'élève</i>			
σ_e^2	0,675(0,007)	0,536(0,002)	-
<i>Niveau de la classe</i>			
σ_v^2	0,205(0,006)	0,157(0,005)	-
<i>Niveau de l'école</i>			
σ_k^2	0,123(0,007)	0,104(0,005)	-
Dans l'ensemble			
-2*log (vraisemblance)	296939,2	270302,8	-

Notes :

- Néant ou zéro.

* Variables de contrôle comprises.

Les valeurs entre parenthèses représentent l'écart-type du paramètre estimé.

Sources : Office de la qualité et de la responsabilité en éducation et Recensement de la population de 1996.

L'effectif d'une classe, mesuré par le nombre d'élèves de 3^e année dans la classe, est inversement lié à la réussite. Les élèves dont la classe comptait 8 élèves de plus qu'une classe moyenne ont obtenu des résultats de 1 point inférieurs à ceux des élèves des classes moyennes. Aux États-Unis, les résultats portant sur le lien entre l'effectif d'une classe et le rendement de l'élève ne sont pas consistants. Une étude effectuée au Tennessee (Finn

et Achilles, 1990; Mosteller, 1995) et d'autres études américaines (p. ex. Akerhielm, 1995) ont montré que l'effectif d'une classe exerce une grande influence sur la réussite, plus particulièrement pendant les premières années d'études. Toutefois, Hanushek et Rivkin (1996) soutiennent qu'un nombre important d'études établissent le contraire, et le débat aux États-Unis se poursuit (Hanushek, 1999; Finn et Achilles, 1999). Même si l'effectif d'une classe

est significative dans la présente étude, aucune relation n'a été établie entre la présence d'un ordinateur dans la classe et la réussite des élèves. Cette constatation corrobore une importante étude américaine ayant révélé que l'accès aux ordinateurs dans la classe ne produisait aucun effet sur la réussite scolaire en 4^e année (Johnson, 2000).

Effets au niveau de l'école

Le type d'école et le profil socioéconomique du quartier ont été associés à la réussite scolaire en 3^e année. Les élèves qui fréquentaient des écoles en milieu urbain ont obtenu 2 points de plus que les élèves fréquentant des écoles en milieu rural. Ces résultats contrastent nettement avec ceux de la recherche américaine montrant que les élèves du primaire des écoles urbaines obtiennent généralement des résultats inférieurs à ceux de leurs homologues non urbains, même après avoir pris en considération la concentration plus forte d'élèves à faible revenu dans les écoles américaines urbaines (U.S. Department of Education, 1996). Les élèves fréquentant des écoles situées dans des quartiers constitués de populations à l'aise et scolarisées réussissaient mieux que ceux des quartiers dont les populations étaient moins à l'aise et moins scolarisées. Pour obtenir un aperçu de l'ampleur de l'incidence, une augmentation de 8 000 \$ du revenu médian (42 500 \$) des ménages du quartier était associée à une augmentation de 1 point des résultats scolaires. Constatation étonnante, lorsqu'on maintenait constantes toutes les variables du modèle, les résultats des élèves dont l'école était située dans un quartier comptant une proportion élevée d'immigrants récents étaient de 3 points supérieurs à ceux des enfants vivant dans des quartiers non caractérisés par d'importantes populations immigrantes. D'autres études effectuées sur le plan individuel ont démontré que, lorsque des variables supplémentaires comme la SSE sont prises en compte, les élèves immigrants réussissent aussi bien ou mieux à l'école que les élèves nés au pays (Gibson, 1987; Ogbu, 1983). Signalons, cependant, que rien dans l'étude ne nous permet de mesurer le statut d'immigrant sur le plan individuel. Rappelons-nous que, dans l'étude, les élèves de milieux familiaux non anglophones n'ont pas réussi aussi bien que les élèves types. En dernier lieu, cette étude n'a révélé aucun lien entre le taux de chômage des jeunes du quartier dans lequel se trouve l'école et la réussite en 3^e année.

La proportion de 21 % de la variation du rendement des élèves (les sections ombragées du graphique 1) que le modèle final permet d'expliquer est normale pour ce genre d'analyse (Gray, 1988; OCDE, 1998). En revanche, des variables importantes qui influent sur le rendement scolaire n'ont pas été prises en considération. À titre d'exemple, un modèle comme celui que nous présentons en l'occurrence expliquerait vraisemblablement une plus grande

partie de la variation du rendement si nous disposions de plus de détails au sujet du rendement scolaire des élèves, des niveaux de scolarité des parents ou des tuteurs et de l'utilisation par les élèves de ressources cognitives au foyer. De plus, le « quartier » a été défini comme l'aire de recrutement de l'école parce qu'aucune information n'était offerte au sujet du lieu de résidence des élèves. Le peaufinage de la définition pour saisir des détails au sujet du quartier des élèves améliorerait vraisemblablement la précision du modèle en reflétant plus exactement l'environnement auquel ils sont exposés quotidiennement.

Conclusion

L'objectif principal de la présente étude consistait à isoler les facteurs associés à la réussite des élèves de 3^e année en Ontario. Nous avons défini les caractéristiques des élèves sur les plans individuel et familial, ainsi qu'en fonction des enseignants, de la classe, de l'école et du quartier, lesquelles influent sur leur rendement scolaire. Les résultats reflètent clairement l'importance d'utiliser simultanément les facteurs aux niveaux de l'élève, de la classe et de l'école pour comprendre la variation du rendement scolaire.

L'important échantillon d'élèves et d'écoles, qui nous a permis de créer des modèles à niveaux multiples entièrement déterminés, constitue une des grandes forces de la présente étude. Les exigences en données de tels modèles sont assez rigoureuses (Bryk et Raudenbush, 1992) sur le plan de la taille des échantillons à chaque niveau de l'analyse, et nous avons facilement satisfait à ces exigences. En outre, la diversité de l'information au sujet des élèves, de leurs classes et de leurs écoles nous a permis d'examiner certains facteurs pour lesquels nous ne disposons pas normalement de données dans des situations de tests standardisés d'envergure.

La constatation la plus étonnante a été l'importante proportion de la variation des résultats scolaires en 3^e année associée à la classe et à l'école. Cela sous-entend que les classes et les écoles du primaire en Ontario sont assez homogènes, les résultats des tests au sein des classes et des écoles présentant une corrélation raisonnablement élevée. La proportion de variation de la réussite associée à la classe et à l'école dans cette étude est semblable à la variation observée quant à la réussite scolaire aux États-Unis (OCDE, 1998). Cette découverte contredit la croyance populaire au sujet de la nature des écoles et des quartiers en Ontario par rapport à celle des écoles et des quartiers aux États-Unis. Par exemple, une étude de Minneapolis a permis d'établir qu'un choix parental sans restriction conduirait en bout de ligne à une grave ségrégation raciale et ethnique (Glazerman, 1998). Même si des recherches ont fait observer que le choix d'une résidence aux États-Unis peut être fondé sur la qualité d'une école ou sur les

caractéristiques de la population scolaire, cette question n'a pas fait l'objet d'une véritable étude au Canada. De façon générale, des personnes qui présentent des caractéristiques semblables tendent à vivre ensemble dans des quartiers semblables dans les deux pays, mais le degré de ségrégation résidentielle a toujours été beaucoup plus élevé aux États-Unis qu'au Canada (analyses non publiées, Groupe d'analyse et de modélisation de la santé, Statistique Canada).

La plus grande partie de la variation du rendement s'explique par les caractéristiques sur le plan de l'élève. Les filles, les élèves qui disposaient d'un ordinateur et de livres à la maison et les élèves dont la langue maternelle était l'anglais ont surclassé leurs homologues. Il importe de se rappeler que nous avons utilisé les ressources au foyer à titre d'indicateurs auxiliaires de la SSE au niveau de l'élève. Il se pourrait, toutefois, que ces ressources ne mesurent pas adéquatement la SSE. Dans une petite étude longitudinale sur la motivation scolaire, Gottfried et autres (1998) ont constaté qu'un environnement familial stimulant sur le plan cognitif produisait d'importants effets au-delà de la SSE.

Nos constatations appuient généralement d'autres assertions selon lesquelles les enseignants et les ressources publiques destinées à réduire l'effectif des classes peuvent influencer sur la réussite (Alexander, 1997; Ravitch, 1999). Les élèves d'enseignants qui ont déclaré avoir une plus grande expérience et être plus à l'aise avec le programme ont surclassé les autres élèves après prise en compte des autres caractéristiques de la classe, de l'école et de l'élève. Bien que l'accès à un ordinateur en classe n'ait pas influé sur les résultats des tests, il a été établi que le nombre d'élèves dans la classe produisait un effet significatif sur ces résultats. Les recherches antérieures laissent entendre que les enseignants ne tendent pas à modifier leurs stratégies d'enseignement dans des classes plus petites; la participation accrue de l'élève au processus d'apprentissage constitue, en réalité, un des principaux avantages des classes moins nombreuses (Finn et Achilles, 1999).

Nous avons désigné « écologique » l'approche théorique que nous avons adoptée dans le présent document parce que nous sommes d'avis que les facteurs relatifs au milieu familial, à la classe et à l'école en plus des caractéristiques des élèves eux-mêmes influent sur le rendement de l'élève. De plus, nous avons suggéré que le « capital social » de la famille et du quartier — les ressources tangibles et intangibles des familles et du quartier — peuvent influencer sur le rendement scolaire d'un jeune élève de 3^e année. Les résultats de la modélisation appuient généralement notre approche. Toutefois, la mesure dans laquelle

les variables explicatives saisissent les détails du capital social de la famille et du quartier est limitée. Selon Smith et autres (1995), le capital social comprendrait des composantes liées à la fois à la structure et au processus. Dans la présente étude, les variables utilisées pour décrire les familles et le quartier représentent principalement leurs dimensions structurelles (comme la SSE) plutôt que les dimensions relatives au processus du capital social (comme le fonctionnement général de la famille, les interactions entre le parent et l'enfant liées à l'école et la solidité des liens sociaux entre les résidents du quartier). Des recherches futures sur le rendement scolaire pourraient s'articuler autour des dimensions plus subtiles du processus du capital social du quartier, mais pour cela, il faudrait inclure non seulement les données du recensement mais aussi les données administratives de la criminalité ou des enquêtes communautaires sur les réseaux sociaux et le contrôle social.

Il se pourrait que les variables distales que nous avons incluses pour aider à expliquer la réussite scolaire soient modifiées par une variable latente comme la motivation individuelle de l'élève à l'égard de l'apprentissage. Ainsi, il se peut que notre modèle saisisse mieux la variation de la motivation intrinsèque des élèves, et que cette motivation prédise à quel point un élève réussira les évaluations de rendement standardisées. De fait, les analyses préliminaires des questions de motivation figurant dans le questionnaire de l'élève de l'OQRÉ laissent entrevoir une importante corrélation entre la motivation et la réussite. Cette hypothèse pourrait être vérifiée plus à fond dans des analyses subséquentes. RTE

Notes

1. Il s'agissait des élèves qui n'étaient pas capables de participer à plus de sept évaluations de rendement ou des élèves dont la participation à ces tests leur nuirait d'une façon quelconque.
2. Il montre également l'importance d'utiliser un modèle à niveaux multiples qui prend simultanément en compte les effets des niveaux de l'élève, de la classe et de l'école dans les études de la réussite scolaire. Si les effets attribuables à la classe n'étaient pas utilisés dans le modèle, les variations entre les écoles et entre les élèves seraient surestimées. De plus, Srijders et Bosker (1999) font observer que l'utilisation du niveau de la classe dans de telles études améliore la validité des tests statistiques pour obtenir davantage d'effets constants.

3. Dans les évaluations nationales des enfants de neuf ans aux États-Unis, les filles ont régulièrement obtenu des notes de lecture plus élevées que les garçons, mais il n'y avait aucune différence importante entre les sexes pour les mathématiques (Federal Interagency Forum on Child and Family Statistics, 1998). La mesure des résultats, en l'occurrence, est une note composite des résultats d'examens de lecture, d'écriture et de mathématiques.

Bibliographie

AKERHIELM, K. 1995. « Does class size matter? », *Economics of Education Review*, vol. 14, p. 229 à 241.

ALEXANDER, K.L. 1997. « Public schools and the public good », *Social Forces*, vol. 76, n° 1, p. 1 à 30.

BRODY, G.H., Z. STONEMAN et D. FLOR. 1995. « Linking family processes and academic competence among rural African-American youths », *Journal of Marriage and the Family*, vol. 57, p. 567 à 579.

BROOKS-GUNN, J., P. DUNCAN, P.K. KLEBANOV et N. SEALAND. 1993. « Do neighbourhoods influence child and adolescent development? », *American Journal of Sociology*, vol. 99, n° 2, p. 353 à 395.

CONNOLLY, J.A., V. HATCHETTE et L.E. McMASTER. 1999. « La réussite scolaire au début de l'adolescence : les attitudes à l'égard de l'école sont-elles déterminantes? », *Revue trimestrielle de l'éducation*, produit n° 81-003-XPB au catalogue de Statistique Canada, vol. 6, n° 1, p. 20 à 29.

COLEMAN, J.S. 1988. « Social capital in the creation of human capital », *American Journal of Sociology*, vol. 94 (supplément), p. S95 à S120.

CORAK, M. (éd.). 1998. *Les marchés du travail, les institutions sociales et l'avenir des enfants au Canada*, Ottawa, ministre de l'Industrie.

OFFICE DE LA QUALITÉ ET DE LA RESPONSABILITÉ EN ÉDUCATION (OQRÉ). 1997. *Provincial Report on Achievement: English Language Schools*, Toronto, Imprimeur de la Reine pour l'Ontario.

FEDERAL INTERAGENCY FORUM ON CHILD AND FAMILY STATISTICS. 1998. *America's Children: Key National Indicators of Well-being, 1998*, Washington, D.C., U.S. Government Printing Office.

FINN, J.D. et C.M. ACHILLES. 1990. « Answers and questions about class size: a statewide experiment », *American Educational Research Journal*, vol. 27, p. 557 à 575.

FINN, J.D. et C.M. ACHILLES. 1999. « Tennessee's class size study: findings, implications, misconceptions », *Education Evaluation and Policy Analysis*, vol. 21, n° 2, p. 97 à 109.

GARNER, C.L. et S.W. RAUDENBUSH. 1991. « Neighbourhood effects on educational attainment: a multilevel analysis », *Sociology in Education*, vol. 64, p. 251 à 262.

GIBSON, M.A. 1987. « The school performance of immigrant minorities: a comparative view », *Anthropology and Education Quarterly*, vol. 18, n° 4, p. 262 à 275.

GLAZERMAN, S. 1998. « School quality and social stratification: the determinants and consequences of parental school choice ». Document présenté à l'occasion de la réunion annuelle de l'American Education Research Association à San Diego en Californie, du 13 au 17 avril.

GOLDSTEIN, H., J. RASBASH, I. PLEWIS, D. DRAPER, W. BROWNE, M. YANG, G. WOODHOUSE et M. HEALY. 1998. *A User's Guide to MlwiN*, Multilevel Models Project, Institute of Education, University of London, Royaume-Uni.

GOTTFRIED, A.E., J.S. FLEMING et A.W. GOTTFRIED. 1998. « Role of cognitively stimulating home environment in children's academic intrinsic motivation: a longitudinal study », *Child Development*, vol. 69, p. 1448 à 1460.

GRAY, J. 1989. « Multilevel models: issues and problems emerging from their recent application in British studies of school effectiveness », dans *Multilevel Analysis of Educational Data*, R.D. Bock (éd.), San Diego, Californie, Academic Press, p. 127 à 142.

HANUSHEK, E.A. 1999. « Some findings from an independent investigation of the Tennessee STAR experiment and from other investigations of class size effects », *Education Evaluation and Policy Analysis*, vol. 21, n° 2, p. 143 à 163.

HAVEMAN, R. et B. WOLFE. 1995. « The determinants of children's attainments: a review of methods and findings », *Journal of Economic Literature*, vol. 32, p. 1829 à 1878.

- HEISS, J. 1996. « Effects of African-American family structure on school attitudes and performance », *Social Problems*, vol. 43, p. 246 à 267.
- JOHNSON, K. 2000. « Do computers in the classroom boost academic achievement? A report of the Heritage Center for Data Analysis », < www.heritage.org > (consulté le 13 août 2001).
- KOHEN, D.E., C. HERTZMAN et J. BROOKS-GUNN. 1999. « Les quartiers aisés et la maturité scolaire », *Revue trimestrielle de l'éducation*, produit n° 81-003-XPB au catalogue de Statistique Canada, vol. 6, n° 1, p. 44 à 52.
- KREFT, I. et J. DE LEEUW. 1998. *Introducing Multilevel Modeling*, Londres, Royaume-Uni, Sage Publications.
- KUSH, J.C. et M. W. WATKINS. 1996. « Long-term stability of children's attitudes toward reading », *The Journal of Educational Research*, vol. 89, p. 315 à 319.
- LEVANTHAL, T. et J. BROOKS-GUNN. 2000. « The neighbourhoods they live in: the effects of neighbourhood residence of child and adolescent outcomes », *Psychological Bulletin*, vol. 126, n° 2, p. 309 à 337.
- LIPPS, G. et J. FRANK. 1997a. « L'enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1994-1995 : premiers résultats de la composante scolaire », *Revue trimestrielle de l'éducation*, produit n° 81-003-XPB au catalogue de Statistique Canada, vol. 4, p. 43 à 57.
- LIPPS, G. et J. FRANK. 1997b. « Le contexte social de l'école pour les jeunes enfants », *Tendances sociales canadiennes*, produit n° 11-008-XPB au catalogue de Statistique Canada, hiver, n° 47, p. 22 à 26.
- MAY, D.C. et D.K. KUNDERT. 1997. « School readiness practices and children at-risk: examining the issues », *Psychology in the Schools*, vol. 34, p. 73 à 82.
- MCCAIN, M.N. et J.F. MUSTARD. 1999. *Early Years Study*, Toronto, Children's Secretariat.
- MOSTELLER, F. 1995. « The Tennessee study of class size in the early school grades », *Critical Issues for Children and Youths*, vol. 5, p. 113 à 127.
- MOSTELLER, F. et J.W. TUKEY. 1997. *Data Analysis and Regression: A Second Course in Statistics*, Reading, Mass., Addison-Wesley Publishing Company.
- OGBU, J.U. 1983. « Minority status and schooling in plural societies », *Comparative Education Review*, vol. 27, n° 2, p. 168 à 190.
- ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES (OCDE). 1998. *Regards sur l'éducation : les indicateurs de l'OCDE, 1998*, France, Centre pour la recherche et l'innovation dans l'enseignement.
- PONG, S. 1997. « Family structure, school context, and eighth-grade math and reading achievement », *Journal of Marriage and the Family*, vol. 59, p. 734 à 746.
- RAVITCH, D. hiver 1999. « Student performance », *Brookings Review*, p. 12 à 16.
- RYAN, B.A. et G.R. ADAMS. 1999. « Quelle est l'incidence des familles sur le succès scolaire des enfants? », *Revue trimestrielle de l'éducation*, produit n° 81-003-XPB au catalogue de Statistique Canada, vol. 6, n° 1, p. 30 à 43.
- SCOTT, C.G., G.C. MURRAY, C. MERTENS et E.R. DUSTIN. 1996. « Student self-esteem and the school system: perceptions and implications », *The Journal of Educational Research*, vol. 89, p. 286 à 293.
- SHUMOW, L., D.L. VANDELL et J. POSNER. 1999. « Risk and resilience in the urban neighbourhood: predictors of academic performance among low-income elementary school children », *Merrill-Palmer Quarterly*, vol. 45, n° 2, p. 309 à 331.
- SMITH M.H., L.J. BEAULIEU et A. SERAPHINE. 1995. « Social capital, place of residence and college attendance », *Rural Sociology*, vol. 60, p. 363 à 380.
- SNIJDERS, A.B. ET R.J. BOSKER. 1999. *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*, Londres, Royaume-Uni, Sage Publications.
- STATISTIQUE CANADA. 1999. *Dictionnaire du recensement de 1996 — Édition définitive*, produit n° 92-351-UPF au catalogue de Statistique Canada.
- Sun, Y. 1999. « The contextual effects of community social capital on academic performance », *Social Science Research*, vol. 28, p. 403 à 426.
- U.S. DEPARTMENT OF EDUCATION. 1996. *Urban Schools: The Challenge of Location and Poverty*, Washington, D.C., National Center for Education Statistics.

- VALENZUELA, A. et S.M. DORNBUSCH. 1994. « Familism and social capital in the academic achievement of Mexican origin and Anglo adolescents », *Social Science Quarterly*, vol. 75, n° 1, p. 18 à 36.
- WILLMS, D. 1986. « Social class segregation and its relationship to pupils' examination results in Scotland », *American Sociological Review*, vol. 51, p. 224 à 241.
- WILLMS, D. 1992. *Monitoring School Performance: A Guide for Educators*, Washington, D.C., The Falmer Press.
- ZELLMAN, G.L. et J.M. WATERMAN. 1998. « Understanding the impact of parent school involvement on children's educational outcomes », *The Journal of Educational Research*, vol. 91, p. 370 à 380.

Annexe 1

Description des mesures explicatives

Mesures relatives à l'élève

Les 12 mesures des caractéristiques de l'élève ont été tirées du questionnaire de l'élève, de la formulaire de renseignements au sujet de l'élève et du questionnaire rempli à la maison. Le sexe et la langue parlée à la maison ont été tirés du questionnaire de l'élève. Le code 0 a été attribué aux garçons et le code 1, aux filles. Pour ce qui est de la langue parlée à la maison, on a attribué le code 0 pour l'anglais langue maternelle et le code 1 pour toute autre langue.

L'enseignant a rempli la formulaire de l'élève, qui renfermait cinq mesures binaires (codées 0 ou 1) sur les renseignements généraux de l'élève et deux sur le type d'adaptation requise pendant les évaluations de rendement. Ces sept variables, qui ont servi à repérer les élèves bénéficiant d'une aide particulière en éducation ou nécessitant de l'assistance pendant les évaluations, ont été utilisées à titre de variable de contrôle dans les modèles.

Trois des caractéristiques de la famille obtenues à partir du questionnaire rempli à la maison étaient, en réalité, des caractéristiques de l'élève. Deux variables ont été utilisées séparément à titre d'indicateurs auxiliaire de la SSE : la présence au foyer d'un ordinateur et de plus de 100 livres. À ces deux variables, on a attribué le code 1 pour la présence de la ressource à la maison et le code 0 pour l'absence de celle-ci. Dans le cas de la dernière caractéristique familiale, la participation parentale aux activités de l'école, le code 1 représentait une certaine participation des parents et le code 0, les autres cas.

Mesures relatives à la classe

Les caractéristiques des enseignants et de l'environnement de la classe constituaient les deux catégories de mesures relatives à la classe. Dans le cas d'une variable binaire représentant l'expérience de l'enseignant, le code 1 représentait les enseignants ayant 10 années ou moins d'expérience d'enseignement au primaire (premières années) et le code 0, les enseignants ayant plus de 10 années d'expérience. Les enseignants comptant plus de 10 années d'expérience constituaient le groupe de référence. Le code 1 a été attribué aux enseignants qui étaient les moins à l'aise avec le programme et le code 0, à tous les autres. Le degré d'aisance des enseignants avec le programme constituait une mesure continue, les enseignants les moins à l'aise étant représentés par le premier quartile de cette mesure. Les pratiques de l'enseignement étaient une mesure standardisée de 68 questions représentant la mesure dans laquelle l'enseignant suivait le programme suggéré. Vingt-sept points portaient sur les pratiques de l'enseignement de la lecture, 20 sur celles de l'écriture et 21 sur celles des mathématiques. Les questions posées comprenaient « À quelle fréquence demandez-vous à vos élèves de 3^e année de définir des mots dans le contexte de leur lecture? » et « À quelle fréquence demandez-vous à vos élèves de 3^e année d'appliquer des règles mathématiques à des situations concrètes ou dans des contextes réels? » (un exemplaire complet du questionnaire peut être obtenu par l'entremise OQRÉ 1997).

Le nombre d'élèves de 3^e année dans la classe, trois variables fictives représentant les classes à années multiples et deux variables fictives, représentant l'accès à un ordinateur à l'école constituaient l'environnement de la classe. Une classe était considérée comme étant à années multiples lorsqu'elle comptait des élèves de classes autres que la 3^e année. Pour chacune de ces trois variables fictives, le groupe de référence — classe contenant une majorité d'élèves de 3^e année — a reçu le code 0. Ces variables ont été codées 1 pour les classes comptant une majorité d'élèves de 2^e année, de 4^e année ou d'élèves d'autres années. Les deux variables fictives pour l'accès à un ordinateur à l'école ont reçu le code 1 pour l'accès limité ou aucun accès et 0 dans les autres cas.

Mesures relatives à l'école

Trois variables calculées à partir des renseignements fournis par l'OQRÉ ont servi à mesurer l'environnement de l'école. Un continuum des inscriptions d'élèves de toutes les écoles de l'Ontario a été réparti en quartiles, le premier quartile représentant les plus petites écoles et le quatrième, les plus grandes. Deux variables dichotomiques ont été utilisées dans le modèle pour illustrer ces quartiles. La

première variable a reçu le code 1 pour les petites écoles et 0 pour les autres tandis que la deuxième variable a reçu le code 1 pour les plus grandes écoles et 0 pour les autres. Pour ce qui est de la variable du type de l'école, qui était fondée sur le nom de l'école, le code 0 représentait les écoles catholiques et le code 1, les écoles publiques.

Le quartier d'une école urbaine a été défini comme l'ensemble des secteurs de dénombrement (SD)¹ entièrement contenus dans un rayon de 1,6 kilomètre de l'école. Le quartier d'une école rurale a été défini comme la subdivision de recensement (SDR)² dans laquelle il se situait.

À partir des données du recensement selon le SD, on peut créer un profil pour chaque quartier d'école, y compris le revenu médian des ménages; le niveau de scolarité des adultes (mesuré en fonction de la proportion d'adultes qui ne sont pas titulaires d'un diplôme d'études secondaires); l'âge médian du quartier; la proportion d'immigrants récents (personnes qui ont indiqué avoir immigré au Canada depuis 1990); ainsi que le taux de chômage des jeunes. La distribution du revenu médian des ménages et des taux d'adultes non titulaires d'un diplôme d'études secondaires était à peu près normale et a ensuite été centrée avec la moyenne des quartiers des écoles de l'Ontario. Les taux de chômage chez les jeunes, les taux d'immigrants récents et l'âge médian ont tous été catégorisés au moyen de deux variables binaires en fonction de leur distribution.

Notes

1. Un SD est un petit secteur géographique au sein duquel le nombre d'habitations varie généralement d'un maximum de 440 dans les grands secteurs urbains à un minimum de 125 dans les secteurs ruraux (Statistique Canada, 1999).
2. Une SDR désigne une municipalité ou son équivalent, comme une réserve indienne, un établissement indien ou un territoire non organisé (Statistique Canada, 1999).

Annexe 2

Modèles à niveaux multiples

Modèle vide

Le premier modèle à niveaux multiples utilisé dans l'analyse était le suivant :

$$Y_{ijk} = \beta_0 + v_{0k} + u_{0jk} + e_{0ijk} \quad (1)$$

Ce type de modèle à niveaux multiples est un modèle « nul » ou « vide ». Le modèle vide sert à trois fins différentes : 1) pour décomposer la variance totale; 2) pour estimer une corrélation intraclasse; et 3) comme point de repère, pour mesurer à quel point le modèle explique la variation. Le modèle vide renferme seulement une variable de résultat y , la mesure de la réussite; une valeur à l'origine fixe, β_0 , interprétée comme la moyenne provinciale; et trois effets aléatoires associés à la valeur à l'origine — au niveau de l'école (v_{0k}), au niveau de la classe (u_{0jk}) et au niveau de l'élève (e_{0ijk}). Ces effets aléatoires sont présumés avoir une moyenne de 0 et des variances de $\text{Var}(v_{0k}) = \sigma_v^2$, $\text{Var}(u_{0jk}) = \sigma_u^2$ et $\text{Var}(e_{0ijk}) = \sigma_e^2$ et être absolument exclusives (voir l'intérieur du cercle de la graphique 1).

La variance totale de la réussite des élèves de 3^e année est la somme des variances pour l'école, la classe et l'élève :

$$\text{Var}(y_{ijk}) = \text{Var}(v_{0k}) + \text{Var}(u_{0jk}) + \text{Var}(e_{0ijk}) = \sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_e^2 \quad (2)$$

Les variances σ_v^2 , σ_u^2 et σ_e^2 évaluent la variation entre les écoles, entre les classes et entre les élèves respectivement. Il est par conséquent possible de décomposer la variance à divers niveaux pour évaluer dans quelle mesure la variation est attribuable aux élèves eux-mêmes et dans quelle mesure elle est attribuable aux classes et aux écoles. De plus, le modèle vide fournit une estimation initiale de la corrélation intraclasse de la réussite scolaire. Celle-ci est calculée comme la somme des variances de la classe et de l'école divisée par la variance totale de la réussite des élèves de 3^e année :

$$\rho(y_{ijk}, y_{i'jk}) = \frac{\sigma_v^2 + \sigma_u^2}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_e^2}, \quad (3)$$

où ρ , paramètre de corrélation intraclasse, représente la corrélation entre deux élèves choisis au hasard dans une même classe. Il est également possible de l'interpréter comme la fraction de la variance totale de la réussite des élèves de 3^e année qui est attribuable aux effets contextuels. La corrélation intraclasse constitue une mesure importante pour justifier l'utilisation des modèles à niveaux multiples et de facteurs relatifs à des niveaux plus élevés (la classe et l'école) pour définir plus précisément les principaux facteurs qui influent sur la réussite des élèves de 3^e année (Kreft et de Leeuw, 1998, p. 10). En dernier lieu, le modèle vide sert de point de repère pour estimer la réduction de la variance après inclusion des facteurs dans le modèle. Dans l'analyse de régression, cette réduction de la variance est également connue comme la différence entre la variance non expliquée et la variance expliquée.

Modèle final

Le modèle final à trois niveaux élargit le modèle vide en incluant les variables de contrôle et les variables explicatives statistiquement significatives ($p \leq 0.01$) à titre d'effets fixes. Il est possible de formuler le nouveau modèle de la façon suivante

$$y_{ijk} = \beta_0 + \beta_1 x_{1ijk} + \dots + \beta_m x_{mijk} + \beta_{m+1} x_{m+1,jk} + \dots + \beta_n x_{nj,k} + \beta_{n+1} x_{n+1,k} + \dots + \beta_p x_{pk} + v_{0k} + u_{0jk} + e_{0ijk} \quad (4)$$

où m correspond aux variables explicatives au niveau de l'élève (x_{ijk}), $n-m$, aux variables explicatives au niveau de la classe (x_{jk}) et $p-n$, aux variables explicatives au niveau de l'école (x_k). Par conséquent, à partir de ce modèle, il est possible de déterminer et de quantifier les facteurs qui influent sur la réussite des élèves de 3^e année.

Dans ce genre de modèle, on peut interpréter la variance des termes aléatoires comme les variances non expliquées restantes après avoir tenu compte des facteurs. Dans le modèle à trois niveaux, les trois sources possibles de variations — l'élève, la classe et l'école — peuvent être expliquées par les variables explicatives à leur niveau ou à un niveau inférieur. Ces variations peuvent résulter du contexte socioéconomique des élèves (niveau de l'élève), de la façon dont l'enseignement est structuré et donné (niveau de la classe) ou du profil de la collectivité dans le quartier de l'école (niveau de l'école). La proportion de la variance expliquée totale proposée par Snijders and Bosker (1999) a été calculée de la façon suivante

$$1 - \frac{\text{Var}(y_{ijk} | \beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p, x_{1ijk}, \dots, x_{mijk}, x_{m+1,jk}, \dots, x_{nj,k}, x_{n+1,k}, \dots, x_{pk})}{\text{Var}(y_{ijk} | \beta_0)} \quad (5)$$

À l'aide de la méthode susmentionnée, il est possible de décomposer la variance totale de la réussite ajustée des élèves de 3^e année et d'estimer la proportion de la variation expliquée pour chaque niveau (voir le cercle externe de la graphique 1).

Annexe 3

Définitions

Secteur de dénombrement (SD) : un petit secteur géographique. Le nombre d'habitations dans un SD varie généralement d'un maximum de 440, dans le cas des grands centres urbains, à un minimum de 125, dans les régions rurales (Statistique Canada, 1999).

Subdivision de recensement (SDR) : un secteur géographique représentant une municipalité ou son équivalent, comme une réserve indienne, un établissement indien ou un territoire non organisé (Statistique Canada, 1999).

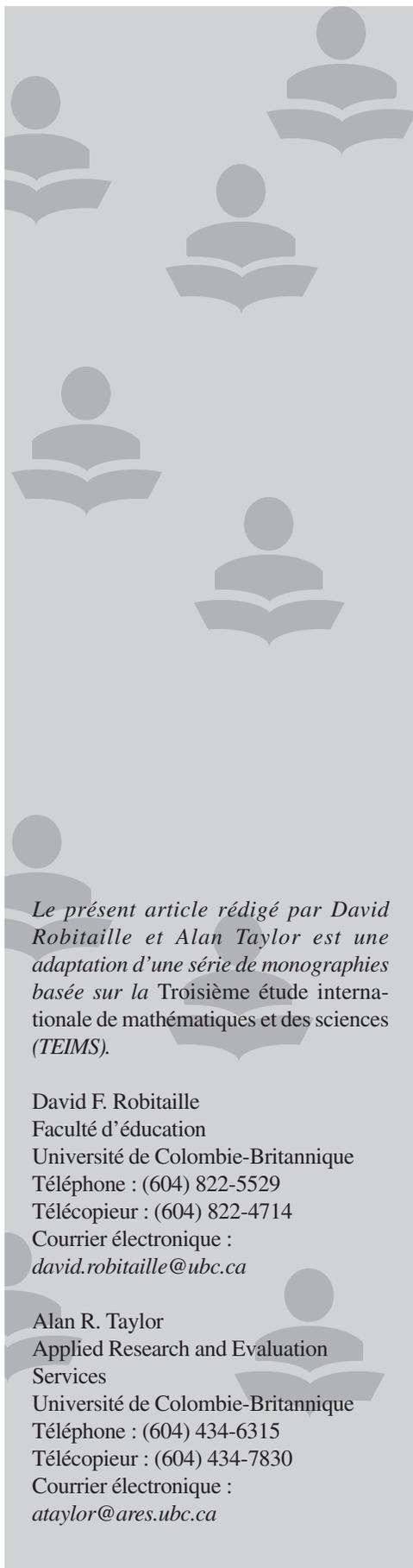
Écart en point (incidence des facteurs) : la différence entre le résultat prévu par le modèle à niveaux multiples et le résultat de l'élève type, les deux étant exprimés en pourcentage.

Variable binaire : une variable codée 0 ou 1 reflète l'appartenance à un groupe. Ce code permet de comparer les résultats moyens d'un groupe avec ceux d'un autre.

Modèle à niveaux multiples : un modèle à niveaux multiples est une expression statistique formalisée qui permet, en l'occurrence, l'étude des effets simultanés des facteurs de différents niveaux — élève, classe et école — sur la réussite scolaire.

Quartier : Un quartier est défini comme le secteur géographique entourant une école. Dans le cas des écoles urbaines, il est défini comme l'ensemble des secteurs de dénombrement entièrement contenus dans un rayon de 1,6 kilomètre de l'école. Pour les écoles rurales, il est constitué de la subdivision de recensement dans laquelle l'école est située.

Capital social : À son niveau le plus fondamental, l'expression renvoie à la notion selon laquelle la façon dont nous nous associons aux autres a d'importantes répercussions sur notre bien-être (Woolcock 2001). Les personnes peuvent accumuler un capital social en établissant un large réseau d'amis et de connaissances, mais le capital social au niveau individuel peut également être envisagé comme un genre de savoir-faire social, quelque chose qui ressemblerait au concept d'un quotient émotionnel élevé. D'autre part, bon nombre de chercheurs considèrent le capital social comme l'appartenance à une collectivité, une école ou une famille (Portes, 1988). Le concept axé sur le milieu renvoie aux efficacités et aux avantages (p. ex. réussite scolaire, santé ou sur le marché) obtenus grâce à des relations sociales harmonieuses fondées sur la confiance et la réciprocité.



Troisième étude internationale de mathématiques et des sciences : rapport du Canada¹

Introduction

La Troisième étude internationale de mathématiques et des sciences (TEIMS) a été conçue afin de permettre la comparaison et la mise en contraste de l'enseignement et de l'apprentissage des mathématiques et des sciences dans les écoles primaires et secondaires de partout dans le monde. Cette étude aide les pays à échanger leurs connaissances sur les méthodes d'enseignement et la composition des programmes que l'on associe à des niveaux élevés de réussite chez les élèves. Le but de la présente étude est de contribuer à l'amélioration de l'éducation pour tous les jeunes dans ces deux secteurs importants du programme d'enseignement primaire et secondaire.

Le premier cycle de collecte de données pour la TEIMS a eu lieu en 1995 (TEIMS de 1995) et a été mené pour les classes de 3^e, 4^e, 7^e, 8^e et 12^e année. Quatre rapports concernant le rendement des élèves canadiens au moment de la TEIMS de 1995 ont été publiés entre 1996 et 1998. En 1999, on a procédé à une reprise partielle de l'étude de 1995 pour la 8^e année seulement : TEIMS de 1999. Un troisième cycle de collecte de données est prévu en 2003 pour les élèves des classes de 4^e et de 8^e année.

Participants à la TEIMS de 1999

Trente-huit pays ont participé à la TEIMS de 1999. Vingt-six de ces pays avaient également participé à la TEIMS de 1995², et ils sont marqués d'un astérisque dans le tableau 1 ci-dessous. La TEIMS de

Le présent article rédigé par David Robitaille et Alan Taylor est une adaptation d'une série de monographies basée sur la Troisième étude internationale de mathématiques et des sciences (TEIMS).

David F. Robitaille
 Faculté d'éducation
 Université de Colombie-Britannique
 Téléphone : (604) 822-5529
 Télécopieur : (604) 822-4714
 Courrier électronique :
 david.robitaille@ubc.ca

Alan R. Taylor
 Applied Research and Evaluation
 Services
 Université de Colombie-Britannique
 Téléphone : (604) 434-6315
 Télécopieur : (604) 434-7830
 Courrier électronique :
 ataylor@ares.ubc.ca

Tableau 1
Pays ayant participé à la TEIMS de 1999

Afrique du Sud*	Finlande	Macédoine	Roumanie*
Angleterre*	Hong Kong*	Malaisie	Russie*
Australie*	Hongrie*	Moldova	Singapour*
Belgique (flamande)*	Indonésie	Maroc	Slovénie*
Bulgarie*	Iran*	Nouvelle-Zélande*	Taiwan
Canada*	Israël*	Pays-Bas*	Thaïlande*
Chili	Italie*	Philippines	Tunisie
Chypre*	Japon*	République de Lettonie*	Turquie
Corée*	Jordanie	République slovaque*	
États-Unis*	Lituanie*	République tchèque*	

Note :

* Pays qui ont également participé à la TEIMS de 1995.

1999 portait essentiellement sur la 8^e année ou l'équivalent; dans la plupart des pays, il s'agit du niveau de scolarité le plus élevé où les élèves fréquentent une école et étudient encore les mathématiques et les sciences.

Un échantillon représentatif à l'échelle nationale des écoles et des classes a été retenu par Statistique Canada. L'échantillon comprenait des écoles publiques, privées et séparées, françaises et anglaises. Terre-Neuve, le Québec, l'Ontario, l'Alberta et la Colombie-Britannique ont choisi d'effectuer un suréchantillonnage afin qu'il soit possible d'établir des comparaisons à l'échelle provinciale.

Les taux de collaboration des écoles canadiennes ont été extrêmement élevés. Quelque 8 800 élèves canadiens de 385 écoles ont pris part à la TEIMS de 1999. Les élèves ont subi un test de 90 minutes en mathématiques et en sciences et ont répondu à un questionnaire sur leurs opinions, leurs attitudes et leurs intérêts. Les enseignants et les directeurs d'école ont rempli des questionnaires, et des spécialistes ont fourni des renseignements concernant les programmes de mathématiques et de sciences.

Contrôle de la qualité

Un programme rigoureux de contrôle de la qualité a fait en sorte que les échantillons soient représentatifs et qu'ils soient recueillis auprès de populations comparables, que les éléments de test ne soient pas biaisés et que les normes de collecte et de traitement des données soient d'excellente qualité. Environ un tiers des éléments de test qu'on a utilisés dans le cadre de la TEIMS de 1999 étaient des éléments qu'on avait utilisés dans le cadre de la TEIMS de 1995 et qui n'avaient pas été publiés. Les autres éléments ont été élaborés pour l'étude de 1999 de manière à imiter en forme et en contenu les éléments publiés qu'ils remplaçaient. L'ensemble des éléments de test comprenait des éléments à choix multiple ainsi que des éléments pour lesquels les élèves devaient élaborer des réponses. La traduction des éléments de test et des questionnaires a été supervisée et vérifiée de façon centralisée.

Points saillants des résultats des élèves

- Les élèves canadiens ont obtenu d'excellents résultats en mathématiques et en sciences. Parmi les 38 pays participant à cette enquête, seulement 6 pays ont obtenu des résultats en mathématiques nettement supérieurs à ceux du Canada et seulement 5 ont obtenu des résultats en sciences nettement supérieurs à ceux du Canada.
- Les résultats pour le Canada et chacune des provinces ont été beaucoup plus élevés que la moyenne internationale en mathématiques et en sciences.
- De 1995 à 1999, les résultats des élèves canadiens en mathématiques et en sciences se sont améliorés considérablement. Le Canada a été l'un des deux seuls pays dont les résultats dans ces deux matières ont connu une amélioration statistiquement significative.
- En 1999, les élèves du Japon, de la Corée, de Singapour et de Taiwan ont obtenu des résultats en mathématiques et en sciences nettement plus élevés que ceux des élèves canadiens.
- Les élèves canadiens ont obtenu des résultats nettement plus élevés en mathématiques et en sciences que les élèves de plus de la moitié des pays participants, notamment le Chili, Israël, l'Italie, la Nouvelle-Zélande et les États-Unis.
- Chez les élèves canadiens de la 8^e année, aucune différence entre les sexes n'a été enregistrée en mathématiques dans les études de 1995 et de 1999. En sciences, il existe un écart en faveur des garçons pour les résultats obtenus à la TEIMS de 1999, mais cet écart n'existait pas en 1995.
- Au Canada, entre 1995 et 1999, les résultats en sciences se sont améliorés considérablement au Québec et en Ontario et les résultats en mathématiques se sont améliorés en Ontario.
- Au Québec, les élèves ont particulièrement bien réussi en mathématiques : leurs résultats, qui ont permis au Québec d'être inscrit au sein du groupe des six meilleurs pays, étaient nettement supérieurs à ceux de la moyenne canadienne. Les résultats chez les élèves de l'Alberta, de la Colombie-Britannique et de l'Ontario se rapprochaient de la moyenne canadienne. À Terre-Neuve, les résultats moyens en mathématiques étaient nettement inférieurs à ceux de la moyenne canadienne.
- En Alberta, les élèves ont particulièrement bien réussi en sciences, ce qui leur a permis de se classer au rang des cinq premiers pays dont les résultats étaient nettement supérieurs à ceux de la moyenne canadienne. Les moyennes pour la Colombie-Britannique, l'Ontario et le Québec se rapprochaient de la moyenne canadienne. À Terre-Neuve, les résultats étaient nettement inférieurs à ceux de la moyenne canadienne.

- Les élèves canadiens ont obtenu des résultats nettement supérieurs à ceux de la moyenne internationale dans les cinq tests complémentaires en mathématiques et dans les six tests complémentaires en sciences.
- En général, les élèves canadiens avaient une attitude plus positive envers les mathématiques et les sciences que les élèves de la plupart des autres pays. Toutefois, les élèves du Québec avaient une attitude moins positive vis-à-vis ces matières que ceux des autres provinces.
- La cohorte d'âge des élèves de 4^e année testés à la TEIMS de 1995 est la même cohorte d'élèves qui a été testée en 8^e année pour la TEIMS de 1999. Les résultats de cette cohorte d'élèves canadiens se sont améliorés de deux points entre les deux études.

Aperçu des résultats en mathématiques

Le tableau 2 fournit un sommaire des résultats du test en mathématiques de la TEIMS de 1999. Pour chacun des pays participants ou pour chacune des provinces, le tableau montre la note moyenne, l'erreur-type et l'âge moyen des élèves de ce pays ou de cette province au moment où ils ont subi le test.

Les résultats à l'échelle nationale allaient d'une note élevée de 60 à Singapour à une faible note de 28 en Afrique du Sud. La moyenne canadienne était de 53 et la moyenne internationale, de 49. Seulement 6 des 38 pays ont obtenu des résultats en mathématiques nettement supérieurs à ceux du Canada. Les résultats pour le Canada étaient nettement supérieurs aux résultats de 21 pays et essentiellement les mêmes que ceux des 10 autres pays.

Aperçu des résultats en sciences

Le tableau 3 offre un sommaire des résultats du test en sciences de la TEIMS de 1999. Pour chacun des pays ou chacune des provinces qui ont participé à l'étude, le tableau montre la moyenne des résultats, l'erreur-type et l'âge moyen des élèves de ce pays ou de cette province au moment où ils ont subi le test.

Les résultats à l'échelle nationale allaient d'une note élevée de 57 à Taiwan à une faible note de 24 en Afrique du Sud. La moyenne canadienne était de 53, tandis que la moyenne internationale était de 49. Seulement 5 des 38 pays ont obtenu des résultats en sciences qui étaient nettement supérieurs à ceux du Canada. Les résultats pour le Canada étaient nettement supérieurs à ceux de 21 pays et essentiellement les mêmes que ceux des 11 autres pays.

Tableau 2
Résultats du test en mathématiques — TEIMS de 1999

Résultats nettement supérieurs à ceux du Canada				Résultats égaux à ceux du Canada				Résultats nettement inférieurs à ceux du Canada			
Pays	Moyenne	Erreur-type	Âge	Pays	Moyenne	Erreur-type	Âge	Pays	Moyenne	Erreur-type	Âge
Singapour	60	(0,6)	14,4	Pays-Bas	54	(0,7)	14,2	Rép. de Lettonie	51	(0,3)	14,5
Corée	59	(0,2)	14,4	Rép. slovaque	53	(0,4)	14,3	Terre-Neuve	50	(0,6)	14,0
Taiwan	59	(0,4)	14,2	Hongrie	53	(0,4)	14,4	États-Unis	50	(0,4)	14,2
Hong Kong	58	(0,4)	14,2	CANADA	53	(0,3)	14,0	Angleterre	50	(0,4)	14,2
Japon	58	(0,2)	14,4	Slovénie	53	(0,3)	14,8	Nouvelle-Zélande	49	(0,5)	14,0
Québec	57	(0,5)	14,3	Alberta	53	(0,4)	13,9	Lituanie	48	(0,4)	15,2
Belgique (flam.)	56	(0,3)	14,1	Russie	53	(0,6)	14,1	Italie	48	(0,4)	14,0
				Australie	53	(0,5)	14,3	Chypre	48	(0,2)	13,8
				Colombie-Britannique	52	(0,6)	13,9	Roumanie	47	(0,6)	14,8
				Finlande	52	(0,3)	13,8	Moldova	47	(0,4)	14,4
				Rép. tchèque	52	(0,4)	14,4	Thaïlande	47	(0,5)	14,5
				Malaisie	52	(0,4)	14,4	Israël	47	(0,4)	14,1
				Ontario	52	(0,3)	13,9	Tunisie	45	(0,2)	14,8
				Bulgarie	51	(0,6)	14,8	Macédoine	45	(0,4)	14,6
								Turquie	43	(0,4)	14,2
								Jordanie	43	(0,4)	14,0
								Iran	42	(0,3)	14,6
								Indonésie	40	(0,5)	14,6
								Chili	39	(0,4)	14,4
								Philippines	35	(0,6)	14,1
								Maroc	34	(0,3)	14,2
								Afrique du Sud	28	(0,7)	15,5

La moyenne du Québec en mathématiques a été nettement supérieure à la moyenne canadienne, tandis que les moyennes pour l'Alberta, la Colombie-Britannique et l'Ontario se rapprochaient de la moyenne canadienne. La moyenne pour Terre-Neuve était nettement inférieure à la moyenne canadienne.



Tableau 3
Résultats du test en sciences, TEIMS de 1999

Résultats nettement supérieurs à ceux du Canada				Résultats égaux à ceux du Canada				Résultats nettement inférieurs à ceux du Canada			
Pays	Moyenne	Erreur- type	Âge	Pays	Moyenne	Erreur- type	Âge	Pays	Moyenne	Erreur- type	Âge
Taiwan	57	(0,4)	14,2	Pays-Bas	55	(0,7)	14,2	États-Unis	52	(0,5)	14,2
Singapour	57	(0,8)	14,4	Colombie-Britannique	54	(0,5)	13,9	Terre-Neuve	51	(0,6)	14,0
Alberta	56	(0,5)	13,9	Australie	54	(0,4)	14,3	Nouvelle-Zélande	51	(0,5)	14,0
Hongrie	55	(0,4)	14,4	Québec	54	(0,5)	14,3	Rép. de Lettonie	50	(0,5)	14,5
Japon	55	(0,2)	14,4	Rép. tchèque	54	(0,4)	14,4	Italie	49	(0,4)	14,0
Corée	55	(0,3)	14,4	Angleterre	54	(0,5)	14,2	Malaisie	49	(0,4)	14,4
				Finlande	54	(0,4)	13,8	Lituanie	49	(0,4)	15,2
				Rép. slovaque	54	(0,3)	14,3	Thaïlande	48	(0,4)	14,5
				Belgique (flamande)	54	(0,3)	14,1	Roumanie	47	(0,6)	14,8
				Slovénie	53	(0,3)	14,8	Israël	47	(0,5)	14,1
				CANADA	53	(0,2)	14,0	Chypre	46	(0,2)	13,8
				Hong Kong	53	(0,4)	14,2	Moldova	46	(0,4)	14,4
				Russie	53	(0,6)	14,1	Macédoine	46	(0,5)	14,6
				Ontario	52	(0,3)	13,9	Jordanie	45	(0,4)	14,0
				Bulgarie	52	(0,5)	14,8	Iran	45	(0,4)	14,6
								Indonésie	44	(0,5)	14,6
								Turquie	43	(0,4)	14,2
								Tunisie	43	(0,3)	14,8
								Chili	42	(0,4)	14,4
								Philippines	35	(0,8)	14,1
								Maroc	32	(0,4)	14,2
								Afrique du Sud	24	(0,8)	15,5

La moyenne de l'Alberta en sciences a été nettement supérieure à la moyenne canadienne, tandis que les moyennes pour la Colombie-Britannique, l'Ontario et le Québec se rapprochaient de la moyenne canadienne. La moyenne pour Terre-Neuve était nettement inférieure à la moyenne canadienne.

Programme et enseignement

- La taille moyenne des classes de 8^e année au Canada en mathématiques ou en sciences est d'environ 27 élèves, ce qui constitue un chiffre un peu moins élevé que la moyenne internationale de 31 élèves.
- Il ne semble pas y avoir de lien direct entre la taille de la classe et les résultats des élèves. Les résultats sont élevés dans certains pays où les classes sont nombreuses, et dans les pays où les classes sont moins nombreuses, les élèves obtiennent également de bons résultats.
- Au Canada, on utilise beaucoup les calculatrices dans les classes de mathématiques. Le taux d'utilisation des calculatrices au Canada est nettement supérieur à celui de la plupart des pays; seulement quatre pays ont affiché un taux supérieur. On utilise très peu les calculatrices au Japon, en Corée et à Taiwan.
- Cinquante-sept pour cent des élèves canadiens ont accès à Internet à la maison. Ainsi, le Canada occupe le second rang, après les États-Unis où le taux se situe à 59 %. La majorité des élèves canadiens de 8^e année — près de 90 % — déclarent avoir accès à Internet à l'école. Toutefois, les élèves indiquent qu'ils utilisent très peu les ordinateurs ou Internet dans les classes de mathématiques et de sciences.
- La durée de l'année scolaire varie d'un pays à l'autre et se situe entre 160 et 251 jours. À l'échelle internationale, la valeur médiane d'une année scolaire équivaut à 193 jours. Au Canada, la durée moyenne de l'année scolaire est de 188 jours.
- En 8^e année, le nombre médian d'heures de cours de mathématiques par année est de 129. La moyenne pour le Canada est de 150 heures par année, allant de 132 heures en Colombie-Britannique à 174 heures à Terre-Neuve.

Quelques répercussions des résultats

L'objectif principal des analyses telles que la TEIMS est de fournir une meilleure compréhension des éléments clés contribuant au succès de l'enseignement et de l'apprentissage des mathématiques et des sciences. Que pouvons-nous apprendre des autres pays en ce qui concerne les programmes et les méthodes d'enseignement? Quels sont les méthodes et les programmes que l'on peut associer à des niveaux de réussite plus élevés et comment pouvons-nous utiliser ces renseignements pour améliorer l'enseignement à tous les élèves, au Canada et ailleurs? Les résultats de la TEIMS mettent en évidence les domaines où il y aurait lieu d'effectuer des recherches. Un certain nombre de ces résultats sont énumérés ci-après.

- Les résultats montrent qu'on peut s'attendre à un meilleur rendement scolaire de la part des élèves. Si les élèves de pays comme le Japon, la Corée et Singapour peuvent obtenir régulièrement d'excellents résultats, les élèves du Canada le peuvent aussi. En fait, les résultats du Québec en mathématiques et de l'Alberta en sciences montrent qu'une telle amélioration existe déjà au Canada.
- Au Canada, il semble qu'en général on utilise très peu les ressources offertes sur Internet ou par l'intermédiaire des ordinateurs, malgré le fait que la plupart des écoles ont accès à ces ressources. Dans le même ordre d'idées, il existe de plus en plus de bons logiciels d'enseignement ainsi que de nombreux sites Web de pointe conçus pour les élèves et les enseignants.
- Presque tous les élèves canadiens — 96 % des élèves en mathématiques et 94 % des élèves en sciences — obtiennent des résultats égaux ou supérieurs au 25^e centile. Ces résultats sont nettement supérieurs à ceux de certains pays industrialisés et indiquent que les écoles canadiennes assurent un traitement équitable aux élèves de tous les statuts socioéconomiques.
- Dans le domaine de l'éducation, il n'existe pas de formule magique ni de variable simple permettant d'expliquer le grand écart de réussite entre les pays ou les provinces. Chaque facteur comme la taille de la classe, le nombre d'heures d'enseignement ou de jours durant l'année scolaire fonctionne quelque peu différemment d'un pays à l'autre. Par exemple, dans certains pays, les élèves de classes nombreuses obtiennent des niveaux de réussite supérieurs, tandis que, dans d'autres pays, ce sont les élèves de classes moins nombreuses qui obtiennent les meilleurs résultats.

Activités courantes et futures

Les données de la TEIMS peuvent servir à orienter nos efforts dans le but de poursuivre notre quête nationale de l'excellence en éducation. Les chercheurs devons procéder à des analyses plus poussées de ces données et tenir compte de leur aspect multidimensionnel. En outre, il faudra trouver des fonds, aussi bien à l'échelle provinciale qu'à l'échelle nationale, afin de permettre aux chercheurs d'atteindre ces objectifs.

L'ensemble des données de la TEIMS de 1995 et 1999 comporte des données de qualité que les chercheurs de nombreux domaines doivent avoir à leur disposition pour effectuer leur travail. De fait, les chercheurs dans les domaines de l'éducation, du travail, de l'économie et de la santé ont manifesté leur intérêt pour ces données.

En éducation, on peut utiliser les données de la TEIMS pour répondre à des questions importantes intéressant les décideurs dans une variété de domaines. Mentionnons, entre autres, la nature des programmes de formation du personnel enseignant, la répartition et le suivi des élèves, les différences entre les sexes, l'importance de l'apprentissage à l'extérieur de l'école (particulièrement en sciences), les intérêts et les plans futurs des élèves, ainsi que la relation entre une variété de méthodes d'enseignement et le taux de réussite des élèves.

Les activités en cours ayant trait à la TEIMS comprennent les articles traitant des conclusions et des implications présentées à des conférences universitaires et professionnelles partout dans le monde; des articles publiés dans une grande variété de publications; et l'application des résultats de la TEIMS par les enseignants engagés dans la révision des programmes, la rédaction des manuels et l'évaluation. Les décideurs d'un certain nombre de pays ont largement utilisé les résultats de la TEIMS dans le processus conduisant à des changements majeurs en ce qui concerne la rédaction des programmes, la composition des tests, l'organisation des écoles, etc.

Ce sont les États-Unis qui ont le plus abondamment utilisé les données de la TEIMS : les autorités gouvernementales, aussi bien à l'échelon fédéral qu'à l'échelon des États, ont appuyé une grande variété d'activités afin que les résultats de l'étude soient examinés à fond et que le personnel enseignant des écoles américaines utilise ces données pour améliorer l'enseignement et l'apprentissage des mathématiques et des sciences. De plus, la National Science Foundation et le National Center for Education Statistics ont financé de nombreuses études, lesquelles comportent une analyse secondaire des données de la TEIMS.

Au Canada, on devrait effectuer ce genre d'analyse secondaire plus souvent, et il y aurait lieu d'examiner les données canadiennes à la lumière de l'information correspondante dans d'autres pays présentant un intérêt pour les Canadiens. Une activité de ce genre a été appuyée par Développement des ressources humaines Canada et le ministère de l'Éducation de l'Ontario, mais il s'agissait de projets d'envergure relativement restreinte ne regroupant qu'un petit nombre de personnes. On doit faire plus d'efforts pour que ces ensembles de données soient utilisés de manière à fournir autant d'information que possible.

En 2003, on prévoit effectuer une autre série de tests dans le cadre de la TEIMS. Cette fois, l'étude portera sur les classes de la 4^e et 8^e année. Le Canada devrait y être représenté et la décision doit être prise sans délai si nous voulons être en mesure de contribuer à l'élaboration du concept et des caractéristiques de cette étude. RTE

Notes

1. Dans le présent rapport, on fait référence à des écarts significatifs ou statistiquement significatifs. L'expression « écart significatif » veut dire que nous sommes certains à 95 % que l'écart en question est réel et non pas attribuable au hasard.
2. Voir « Troisième enquête internationale sur l'enseignement des mathématiques et des sciences : rapport du Canada, 8^e année », *Revue trimestrielle de l'éducation*, vol. 4, n^o 3, février 1998, pour un résumé du rapport.

Données

disponibles

Données parues

Veillez noter que dans la présente section, nous publions les titres des données qui ont été diffusées depuis le dernier numéro de la Revue trimestrielle de l'éducation. Les détails sur ces données parues sont disponibles gratuitement sur le site Internet de Statistique Canada à l'adresse < www.statcan.ca.> Cliquez sur « Le Quotidien » et « Parutions précédentes ».

- Formation des apprentis enregistrés, 1999 (le 15 août 2001)
- Finances des universités, 1999-2000 (le 30 juillet 2001)
- Tendances du recours à l'enseignement privé, 1987-1988 à 1998-1999 (le 4 juillet 2001) RTE



Données récentes

Séries de données	Données les plus récentes	
	Définitives ¹	Provisoires ou estimées ²
A. Primaire ou secondaire		
Inscriptions dans les écoles publiques	1998-1999	1999-2000 ^e 2000-2001 ^e
Inscriptions dans les écoles privées	1998-1999	1999-2000 ^e
Inscriptions aux programmes d'enseignement dans la langue de la minorité et la langue seconde	1998-1999	
Diplomation au secondaire	1998-1999	
Enseignants dans les écoles publiques	1998-1999	1999-2000 ^e 2000-2001 ^e
Enseignants dans les écoles privées	1997-1998	1998-1999 ^e 1999-2000 ^e
Caractéristiques des écoles primaires et secondaires	1998-1999	1999-2000 ^e
Statistiques financières des conseils scolaires	1997-1998	
Statistiques financières des écoles générales privées	1995-1996	1996-1997 ^P
Dépenses du gouvernement fédéral au chapitre de l'enseignement primaire ou secondaire	1997-1998	1998-1999 ^P 1999-2000 ^e
Dépenses consolidées au chapitre de l'enseignement primaire ou secondaire	1997-1998	1998-1999 ^P 1999-2000 ^e
Indice des prix de l'enseignement	1998	
B. Postsecondaire		
Inscriptions dans les universités	1998-1999	révolues
Grades universitaires décernés	1998	révolues
Inscriptions aux cours des programmes universitaires de formation continue	1996-1997	révolues
Enseignants dans les universités	1998-1999	1999-2000 ^e
Traitements et échelles de traitement des enseignants à temps plein des universités canadiennes	1999-2000	
Frais de scolarité et de subsistance dans les universités canadiennes	2000-2001	
Statistiques financières des universités	1998-1999	1999-2000 ^P
Statistiques financières des collèges	1997-1998	1998-1999 ^P 1999-2000 ^e
Dépenses du gouvernement fédéral au chapitre de l'enseignement postsecondaire	1997-1998	1998-1999 ^P 1999-2000 ^e
Dépenses consolidées au chapitre de l'enseignement postsecondaire	1997-1998	1998-1999 ^P 1999-2000 ^e
Collèges communautaires et établissements analogues : effectifs et diplômés postsecondaires	1998-1999	1999-2000 ^e
Effectifs des programmes de formation professionnelle axée sur les métiers	1998-1999	1999-2000 ^e

Voir les notes à la fin du tableau.



Données récentes (fin)

Séries de données	Données les plus récentes	
	Définitives ¹	Provisoires ou estimées ²
Personnel enseignant des collèges communautaires et des écoles de métiers	1997-1998	1998-1999 ^P
Participation des étudiants étrangers aux universités canadiennes	1998-1999	

C. Publications³

L'éducation au Canada (2000)

Cap vers le sud : les diplômés de la promotion de 1995 qui ont déménagé aux États-Unis (1999)

Après l'école (1993)

Après le secondaire : les premières années (1996)

Enquête sur l'éducation et sur la formation des adultes (1995)

Un rapport sur l'éducation et la formation des adultes au Canada : apprentissage et réussite (1998)

Participation des étudiants étrangers à l'éducation canadienne (1993-1995)

Indice des prix de l'enseignement—rapport méthodologique

Manuel de terminologie de l'éducation : niveaux primaire et secondaire (1994)

Guide des données sur l'enseignement des niveaux primaire et secondaire au Canada (1995)

Guide des sources d'information et de données de Statistique Canada sur l'éducation et la formation des adultes (1996)

Portrait statistique de l'enseignement primaire et secondaire au Canada—Troisième édition (1996)

Portrait statistique de l'enseignement au niveau universitaire au Canada—Première édition (1996)

La promotion de 1990 : compendium des résultats (1996)

La promotion de 1990 : second regard (1997)

La promotion de 1995 : rapport de l'Enquête nationale de 1997 auprès des diplômés de 1995 (1999)

Indicateurs de l'éducation au Canada : rapport du programme d'indicateurs pancanadiens de l'éducation (1999)

Regards sur l'éducation : les indicateurs de l'OCDE (2000)

« *In Pursuit of Equity in Education: Using International Indicators to Compare Equity Policies* » (2001)

Littératie, économie et société (1995)

Littératie et société du savoir (1997)

La littératie à l'ère de l'information (2000)

Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes, série de monographies

Évaluation de la littératie des adultes en Amérique du Nord : Étude comparative internationale (2001)

Grandir au Canada : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (1996)

L'enfance et la jeunesse à risque : rapport du colloque

Notes :

1. Indique l'année civile (p. ex. 1993) ou l'année scolaire ou financière la plus récente (p. ex. 1993-1994) pour lesquelles les données *définitives* sont disponibles pour *toutes* les provinces et *tous* les territoires.
2. Indique l'année civile (p. ex. 1995) ou l'année scolaire ou financière la plus récente (p. ex. 1995-1996) pour lesquelles des données sont disponibles. Les données peuvent être provisoires (p. ex. 1995^P), estimées (p. ex. 1995^E) ou partielles (p. ex. données non disponibles pour toutes les provinces et tous les territoires).
3. L'année entre parenthèses indique l'année de publication. Certaines de ces publications ont été préparées avec la coopération d'autres ministères ou organismes. Pour obtenir des renseignements sur la façon de vous procurer des exemplaires de ces rapports, veuillez communiquer avec le Service à la clientèle du Culture, tourisme et centre de la statistique de l'éducation. Téléphone : (613) 951-7608; sans frais au 1 800 307-3382; télécopieur : (613) 951-9040; courrier électronique : educationstats@statcan.ca.

Coup d'œil sur l'éducation

La présente section fournit une série d'indicateurs sociaux, économiques et de l'éducation pour le Canada, les provinces et les territoires. Y est présentée une série de statistiques sur les caractéristiques des populations d'élèves et de membres du personnel scolaire, le niveau de scolarité, les dépenses publiques au chapitre de l'éducation, la population active du secteur de l'éducation et les résultats de l'éducation.



Tableau 1
Indicateurs de l'éducation, Canada, 1981 à 1999

Indicateur ¹	1981	1986	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
	en milliers										
Situation sociale											
Population de 0 à 3 ans	1 448,7	1 475,0	1 573,4	1 601,7	1 610,6	1 596,1	1 595,1	1 578,6	1 560,7	1 550,7	1 453,9
Population de 4 à 17 ans	5 480,3	5 204,7	5 395,4	5 437,7	5 484,7	5 536,4	5 620,7	5 691,4	5 754,0	5 795,7	5 725,6
Population de 18 à 24 ans	3 493,1	3 286,3	2 886,1	2 869,2	2 869,6	2 852,0	2 823,4	2 816,8	2 833,0	2 865,4	2 895,9
Population totale	24 900,0	26 203,8	28 120,1	28 542,2	28 940,6	29 248,1	29 562,5	29 963,7	30 358,5	30 747,0	30 553,8
Jeunes immigrants ^f	42,8	25,9	61,2	61,2	73,1	68,3	65,9	66,3	70,4	61,2	..
	%										
Familles monoparentales	16,6	18,8	15,3	14,4	14,8	14,9	15,1	14,8	14,9
Situation économique											
PIB : variation réelle annuelle en pourcentage	4,0	3,1	-1,8	-0,6	2,2	4,1	2,3	1,5
IPC : variation annuelle en pourcentage	12,4	4,2	5,6	1,5	1,8	0,2	2,2	1,7	1,7	1,0	1,9
Taux d'emploi	60,0	59,6	59,7	58,4	58,0	58,4	58,8	58,5	59,0	59,7	60,6
Taux de chômage	7,6	9,7	10,3	11,2	11,4	10,4	9,4	9,7	9,1	8,3	7,6
Taux d'emploi des élèves	..	34,4	38,0	35,1	34,0	34,2	33,3	34,8	32,5 ²
Familles sous les seuils de faible revenu :											
Familles biparentales	10,2	10,9	10,8	10,6	12,2	11,5	12,8	11,8	12,0
Familles monoparentales	48,4	52,5	55,4	52,3	55,0	53,0	53,0	56,8	51,1
Effectifs	en milliers										
Écoles primaires et secondaires	5 024,2	4 938,0	5 218,2	5 284,1	5 327,8	5 362,8	5 441,4	5 414,6	5 386,3	5 483,9 ^e	5 524,9 ^e
	%										
Pourcentage dans les écoles privées	4,3	4,6	4,7	4,9	5,0	5,1	5,1	5,2	5,3	5,3 ^e	..

Voir les notes à la fin du tableau.



Tableau 1
Indicateurs de l'éducation, Canada, 1981 à 1999 (fin)

Indicateur ¹	1981	1986	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
	en milliers										
Collèges — formation professionnelle, à temps plein ²	..	238,1	275,9	266,7	306,5	298,5	269,1	266,4 ^e	264,5 ^e
Collèges — formation postsecondaire, à temps plein	273,4	321,5	349,1	364,6	369,2 ^r	380,0 ^r	391,3 ^r	397,3 ^r	398,6	403,5 ^r	409,4 ^e
Collèges — formation postsecondaire, à temps partiel ⁴	..	96,4 ^e	125,7 ^e	106,6 ^e	98,4	90,8	87,7	87,1	91,6	91,4	..
Universités, à temps plein	401,9	475,4	554,0	569,5	574,3	575,7	573,2	573,6	573,1 ^r	580,4	..
Universités, à temps partiel	251,9	287,5	313,3	316,2	300,3	283,3	273,2	256,1	249,7	246,0	..
Éducation et formation des adultes	5 504	..	5 842	6 069
	%										
Taux de participation	27	..	28	26
Diplômés	en milliers										
Écoles secondaires ⁵	260,7	272,9	281,4	280,4	295,3	300,2 ^r	296,4 ^r	300,8 ^e	..
Collèges — formation professionnelle ⁶	..	145,0	159,7	158,8	163,9	151,1	144,2	141,5 ^e	138,7 ^e
Collèges — formation postsecondaire	71,8	82,4	85,9	92,5	95,2	97,2	100,9	105,0	105,9 ^e
Universités — baccalauréat	84,9	101,7	114,8	120,7	123,2	126,5	127,3	128,0	125,8	124,9	..
Universités — maîtrise	12,9	15,9	18,0	19,4	20,8	21,3	21,4	21,6	21,3	22,0	..
Universités — doctorat	1,8	2,2	2,9	3,1	3,4 ^e	3,6	3,7	3,9	4,0	4,0	..
Personnel scolaire à temps plein	rapport										
Écoles primaires et secondaires	274,6	269,9	302,6	301,8	295,4	295,7 ^e	298,7 ^e	294,4 ^e	296,8 ^e	295,9 ^e	295,9 ^e
Collèges — formation postsecondaire, professionnelle ou formation	26,8 ⁷	30,6 ⁷	31,7 ⁷	31,8 ⁷	32,2 ⁷	31,0 ⁷	30,9 ^r	31,5 ^r	31,0 ^r	32,1 ^e	..
Universités	33,6	35,4	36,8	37,3	36,9	36,4	36,0	34,6	33,7	33,7 ^e	..
Rapport élèves-personnel scolaire dans les écoles primaires et secondaires	17,0	16,5	15,5	15,7 ^e	16,1 ^e	16,1 ^e	16,1 ^e	16,3 ^e	16,3 ^e	16,5 ^e	16,6 ^e
Dépenses au chapitre de l'éducation	millions de dollars										
Enseignement primaire et secondaire	16 703,2	22 968,0	33 444,9	34 774,5	35 582,3	35 936,0	36 424,7	36 744,7	36 973,1 ^p	37 453,8 ^e	37 498,9 ^e
Formation professionnelle	1 601,2	3 275,1	4 573,8	5 380,9	5 631,2	6 559,0	6 185,2	5 301,8	5 896,9 ^p	5 903,4 ^e	6 229,6 ^e
Enseignement collégial	2 088,1	2 999,0	3 870,7	4 075,3	4 105,9	4 207,1	4 531,8	4 477,9	4 642,0 ^p	4 808,9 ^e	5 261,7 ^e
Enseignement universitaire	4 980,7	7 368,7	11 254,8	11 569,8	11 736,8	11 857,9	11 802,0	11 600,7	12 255,4 ^p	12 660,5	12 874,9 ^e
Dépenses totales au chapitre de l'éducation	25 373,2	36 610,8	53 144,2	55 800,5	57 056,2	58 560,0	58 943,7	58 125,1	59 767,4 ^p	60 826,6	61 865,1
	%										
En pourcentage du PIB	7,1	7,3	7,9	8,1	8,0	7,8	7,6	7,1	6,9	6,8	..

Notes :

.. Nombres indisponibles.

^r Nombres rectifiés.

^e Nombres estimés.

1. Voir « Définitions » à la suite du tableau 2.

2. Le chiffre donné est celui du mois d'avril 1997.

3. Les effectifs ont tous été déclarés comme des effectifs à temps plein en fonction d'un programme d'une « journée entière », même si la durée des programmes était comprise entre 1 et 48 semaines.

4. Exclut l'effectif des programmes de formation continue qui était auparavant inclus.

5. Source : Conseil des statistiques canadiennes de l'éducation. (Ne comprend pas les adultes du Québec ni les équivalences de l'Ontario et de l'Alberta.)

6. Les programmes menant à l'obtention d'un diplôme sont généralement d'une durée de deux à trois ans. Par contraste, la majorité des programmes de formation professionnelle sont des programmes courts ou de simples cours qui peuvent ne s'étendre que sur quelques semaines. Une personne qui termine avec succès ce type de programme ou de cours est considérée comme une personne ayant terminé le programme et non comme un diplômé. Ces personnes ne comprennent pas celles inscrites aux programmes à temps partiel.

7. Les chiffres ont été révisés pour inclure dans le total les enseignants des programmes de formation professionnelle.



Tableau 2
Indicateurs de l'éducation, provinces et territoires

Indicateur ¹	Canada	Terre-Neuve	Île-du-Prince-Édouard	Nouvelle-Écosse	Nouveau-Brunswick	Québec	Ontario
Situation sociale et économique							
Niveau de scolarité ² , 1999 :							
Pas de diplôme d'études secondaires	26,8	38,4	35,7	30,8	32,9	33,0	24,1
Études secondaires terminées	19,3	14,1	15,1	14,0	19,9	15,8	21,0
Études postsecondaires partielles	6,9	4,8	5,5	5,6	4,5	5,4	7,2
Certificat d'études postsecondaires, diplôme ou grade universitaire	47,0	42,6	43,8	49,5	42,8	45,7	47,6
Taux d'activité selon le niveau de scolarité, 1999 :							
Total	66,0	58,5	65,7	60,8	60,8	63,4	66,9
Pas de diplôme d'études secondaires	40,0	34,5	47,0	36,2	36,2	37,5	40,2
Études secondaires terminées	69,6	64,4	73,7	66,8	69,1	70,1	68,8
Études postsecondaires partielles	71,8	63,0	71,4	70,0	67,9	70,3	72,1
Certificat d'études postsecondaires, diplôme ou grade universitaire	78,5	77,8	77,0	73,4	75,1	79,0	78,9
Taux de chômage, 1999	6,3	15,1	13,4	7,8	8,9	8,1	5,0
Coûts							
Dépenses publiques et privées au chapitre de l'éducation en pourcentage du PIB, 1994-1995							
	7,0	9,9	7,6	7,6	7,4	7,6	6,8
Dépenses publiques au chapitre de l'éducation en pourcentage de l'ensemble des dépenses publiques, 1994-1995							
	13,6	16,9	10,8	9,7	11,2	13,8	14,2
Rapport élèves-personnel scolaire dans les écoles primaires et secondaires, 1997-1998							
	16,4 ^r	14,6	17,2	17,5	17,6	14,6 ^r	16,7 ^r
Résultats de l'éducation							
Taux de diplomation au secondaire, 1996-1997							
	73,4	80,2	85,6	80,7	86,0	75,9 ^{3,4}	72,0
Taux de diplomation à l'université, 1997-1998							
	35,2 ^r	31,4 ^r	21,0 ^r	53,5 ^r	32,9 ^r	41,8 ^r	36,7
Taux de chômage selon le niveau de scolarité, 1999 :							
Pas de diplôme d'études secondaires	10,4	25,4	23,6	13,0	15,7	12,7	7,7
Études secondaires terminées	6,3	16,7	15,3	6,6	8,9	8,4	5,1
Études postsecondaires partielles	7,1	9,2	5,7	5,8	5,9	9,8	6,6
Certificat d'études postsecondaires, diplôme ou grade universitaire	5,0	10,7	8,1	6,6	6,5	6,2	4,1

Voir les notes à la fin du tableau.



Tableau 2
Indicateurs de l'éducation, provinces et territoires (fin)

Indicateur ¹	Manitoba	Saskatchewan	Alberta	Colombie-Britannique	Yukon	Territoires du Nord-Ouest
	%					
Situation sociale et économique						
Niveau de scolarité ² , 1999 :						
Pas de diplôme d'études secondaires	30,9	31,4	21,6	20,5
Études secondaires terminées	18,3	18,8	19,9	22,6
Études postsecondaires partielles	6,8	7,9	8,2	8,8
Certificat d'études postsecondaires, diplôme ou grade universitaire	44,0	41,9	50,3	48,1
Taux d'activité selon le niveau de scolarité, 1999 :						
Total	66,8	67,5	73,1	65,8
Pas de diplôme d'études secondaires	44,5	44,6	50,4	39,8
Études secondaires terminées	72,1	77,5	75,4	66,5
Études postsecondaires partielles	75,9	73,5	77,5	69,0
Certificat d'études postsecondaires, diplôme ou grade universitaire	78,9	79,1	81,2	76,0
Taux de chômage, 1999	4,6	4,8	4,4	7,2
Coûts						
Dépenses publiques et privées au chapitre de l'éducation en pourcentage du PIB, 1994-1995	7,8	7,4	5,4	6,5	11,3	16,6
Dépenses publiques au chapitre de l'éducation en pourcentage de l'ensemble des dépenses publiques, 1994-1995	12,9	13,8	13,2	12,2	10,4	12,0
Rapport élèves-personnel scolaire dans les écoles primaires et secondaires, 1997-1998	16,3	17,3	17,8 ^r	17,5	13,2	13,1
Résultats de l'éducation						
Taux de diplomation au secondaire, 1996-1997	78,1	78,8	64,7	70,5	37,3	24,6
Taux de diplomation à l'université, 1997-1998	31,3 ^r	34,1 ^r	26,8 ^r	24,5 ^r
Taux de chômage selon le niveau de scolarité, 1999 :						
Pas de diplôme d'études secondaires	6,8	7,9	5,6	12,8
Études secondaires terminées	4,2	3,9	3,9	8,1
Études postsecondaires partielles	4,7	5,6	5,2	7,3
Certificat d'études postsecondaires, diplôme ou grade universitaire	3,8	3,7	3,9	5,6

Notes :

.. Nombres indisponibles.

^r Nombres rectifiés.

1. Voir « Définitions » à la suite du tableau 2.

2. Les chiffres ayant été arrondis, leur somme peut ne pas correspondre à 100 %.

3. Depuis 1995, les données pour les diplômés du Québec des programmes de jours réguliers comprennent les personnes de plus de 20 ans qui ont terminé un programme de jours réguliers.

4. Les diplômés du Québec ne comprennent pas ceux de la formation professionnelle.

Définitions

Indicateurs de l'éducation, Canada

Tableau 1.

L'année fait référence (1) au mois de juillet d'une année donnée pour la population; (2) à l'année scolaire débutant en septembre d'une année donnée pour l'effectif et le personnel; (3) au printemps ou à l'été de l'année où le diplôme a été décerné pour le nombre de diplômés; (4) à l'exercice commençant en avril d'une année donnée pour les dépenses.

1. Jeunes immigrants

Le nombre de personnes âgées de 0 à 19 ans qui sont, ou ont été, des immigrants ayant obtenu le droit de s'établir au Canada. Un immigrant ayant obtenu le droit d'établissement est une personne qui n'est pas citoyen canadien de naissance, mais qui a obtenu des autorités canadiennes en matière d'immigration le droit d'établir sa résidence permanente au pays.

2. Familles monoparentales

Le nombre de familles monoparentales exprimé en pourcentage du nombre total de familles avec enfants. Par parent seul, on entend une mère ou un père, sans époux ou épouse ni conjoint ou conjointe en union libre, qui habite un logement avec au moins un de ses fils ou une de ses filles n'ayant jamais été marié(e). Sources : 1971 à 1986 : Statistique Canada, *Les familles monoparentales au Canada*, produit n° 89-522-XPB au catalogue; 1991 jusqu'à présent : Division des données régionales et administratives.

3. Produit intérieur brut (PIB)

Valeur sans double compte de la production réalisée à l'intérieur des frontières du Canada sans égard à la propriété des facteurs de production. Le PIB peut être calculé de trois façons, soit la somme des revenus gagnés dans la production courante, la somme des ventes finales de la production courante ou la somme des valeurs ajoutées nettes dans la production courante, et peut être évalué au coût des facteurs ou aux prix du marché. Source : Statistique Canada, Division des mesures et de l'analyse des industries.

4. Indice des prix à la consommation

L'indice des prix à la consommation (IPC) est un indicateur de l'évolution des prix à la consommation. Il se définit comme une mesure des variations de prix obtenue par comparaison dans le temps du coût d'un

panier de produits donnés. Les chiffres sont des moyennes annuelles.

5. Taux d'emploi

Le nombre de personnes occupées exprimé en pourcentage de la population de 15 ans et plus à l'exception des personnes vivant dans des établissements. Les chiffres sont des moyennes annuelles.

6. Taux de chômage

Le nombre de chômeurs exprimé en pourcentage de la population active.

7. Taux d'emploi des élèves

Le nombre de personnes de 15 à 24 ans qui fréquentent l'école à temps plein et qui ont un emploi durant l'année civile (sauf durant la période de mai à août), exprimé en pourcentage du nombre total d'élèves à temps plein de 15 à 24 ans.

8. Familles sous les seuils de faible revenu

Les seuils de faible revenu sont des mesures relatives de la suffisance du revenu des familles. On estime qu'une famille qui gagne moins qu'une demie de la médiane du revenu de l'unité familiale ajusté est dans une situation financière difficile. La série de seuils de faible revenu est rajustée en fonction de la taille de la région de résidence et de la taille de la famille. Source : Statistique Canada, *Personnes à faible revenu, 1980 à 1995*, produit n° 13-569-XPB/XIB au catalogue, décembre 1996.

9. Taux de participation à la formation continue

Le nombre de personnes de 17 ans et plus inscrites à la formation continue ou à des activités de formation exprimé en pourcentage de l'ensemble de la population de 17 ans et plus. Ce taux ne comprend pas les élèves réguliers à temps plein qui poursuivent leur formation scolaire initiale.

10. Rapport élèves-personnel scolaire dans les écoles primaires et secondaires

Effectif en équivalents temps plein (effectif de la 1^{re} à la 12^e année [y compris les cours préuniversitaires de l'Ontario] et des programmes à progrès continu, effectif de l'enseignement préscolaire dans les provinces où la fréquentation est à temps plein et la moitié de l'effectif du préscolaire dans les autres provinces) divisé par l'ensemble du personnel scolaire en équivalents temps plein.

11. Dépenses au chapitre de l'éducation

Ces dépenses comprennent les dépenses des administrations publiques et de tous les établissements offrant un enseignement primaire, secondaire et postsecondaire ainsi que les dépenses associées aux programmes de formation professionnelle offerts dans les écoles privées et publiques de formation professionnelle et dans les collèges communautaires.

Indicateurs de l'éducation, provinces et territoires

Tableau 2.

Les méthodes ayant servi au calcul des indicateurs du tableau 2 peuvent être différentes de celles utilisées pour les autres tableaux statistiques de la section.

12. Niveau de scolarité et taux d'activité

Il s'agit de la population de 25 ans et plus. Source : Statistique Canada, Division de la statistique du travail.

13. Taux de diplomation à l'école secondaire

Source : *L'éducation au Canada, 2000*, n° 81-229-XPB au catalogue, Centre de la statistique de l'éducation, 2001.

14. Taux de diplomation à l'université

Il s'agit du nombre de grades de premier cycle décernés en pourcentage de la population âgée de 22 ans.

15. Taux de chômage selon le niveau de scolarité

Il s'agit du nombre de chômeurs ayant atteint un certain niveau de scolarité en pourcentage de la population active ayant atteint le même niveau de scolarité. La population est celle de 25 ans et plus. Le second cycle du secondaire comprend la dernière année d'études secondaires. RTE

Dans les

numéros à venir

Les articles suivants devraient paraître dans les prochains numéros de *la Revue trimestrielle de l'éducation* :

Les facteurs déterminant les habiletés en sciences et en technologie

Dans cette étude, on utilise les données de la Troisième étude internationale de mathématiques et des sciences et de l'Enquête nationale auprès des diplômés pour examiner l'acquisition des habiletés en sciences et en technologie par les élèves de la 4^e à la 8^e année et de l'école secondaire, par les étudiants de l'université et au sein de la population active. Une des plus importantes conclusions de cette étude est que la plus forte déperdition de l'effectif dans le domaine des études scientifiques semble se produire vers la fin des études primaires et se poursuivre à l'école secondaire.

Le rendement sur le marché du travail des titulaires d'un diplôme universitaire en arts libéraux et sciences

Les expériences sur le marché du travail des diplômés universitaires en arts libéraux et sciences sont étudiées à l'aide des données tirées de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu. L'article sert à examiner les enjeux dynamiques, notamment la mobilité de l'emploi et la croissance des salaires. On y présente des données probantes qui laissent entendre que les compétences acquises par le groupe des diplômés en arts libéraux et sciences sont plus facilement transférables entre les divers secteurs économiques et professionnels.

Revenu familial et participation aux études postsecondaires

L'objet de cette analyse est d'étudier le revenu familial et son incidence sur la participation aux études postsecondaires. Elle donne à penser que l'éducation des parents a un effet plus prononcé que le revenu sur la probabilité que leurs enfants poursuivent des études postsecondaires. En plus du rôle que jouent les parents dans l'éducation de leurs enfants, les aspirations, les valeurs et les motivations sont au nombre des autres facteurs importants qui contribuent au niveau de scolarité.

Perspectives de revenu des bacheliers de la Colombie-Britannique

Le revenu des bacheliers de la Colombie-Britannique est étudié à l'aide de leurs dossiers d'impôt et de leurs dossiers administratifs. L'étude porte surtout sur les variations du revenu au fil du temps et sur les différences entre les principaux domaines d'études.

Les ingénieures diplômées de l'Ontario connaissent beaucoup de succès sur le marché du travail

Au moyen des données du Système d'information statistique sur la clientèle universitaire et du Fichier sur la famille (T1) de Statistique Canada, cet article permet d'explorer un ensemble de questions d'intérêt pour les élèves se préparant aux études postsecondaires ainsi que pour les enseignants, les conseillers pédagogiques et les entreprises du secteur de la technologie. Quelles sont les possibilités dans le domaine du génie quant au revenu et à l'avancement professionnel? Comment la proportion d'ingénieures diplômées a-t-elle varié au fil du temps? Quelle est la différence entre le revenu des ingénieurs et celui des diplômés d'autres domaines d'étude? RTE

Cet index contient la liste de tous les rapports analytiques parus dans la *Revue trimestrielle de l'éducation*. Des descriptions d'enquêtes sur l'éducation ainsi que d'enquêtes liées à l'éducation menées par Statistique Canada, les gouvernements provinciaux et les établissements sont incluses. Les catégories sous lesquelles les articles apparaissent sont fondées sur les questions de politique identifiées dans le rapport intitulé *Plan stratégique (1997)* diffusé en novembre 1997 par le Centre de la statistique de l'éducation. Ce rapport est aussi disponible dans Internet à l'adresse < www.statcan.ca/cgi-bin/downpub/freepub_f.cgi >.

Financement de l'éducation

Indice des prix de l'enseignement : certains intrants, enseignement élémentaire et secondaire

Vol. 1, n° 3 (octobre 1994)

Le Canada investit-il suffisamment dans l'éducation? Un aperçu de la structure des coûts en éducation au Canada

Vol. 1, n° 4 (décembre 1994)

Les coûts de transport scolaire

Vol. 2, n° 4 (janvier 1996)

Participation du gouvernement fédéral à l'éducation au Canada

Vol. 3, n° 1 (mai 1996)

Le financement des écoles publiques : les 25 dernières années

Vol. 4, n° 2 (septembre 1997)

Mouvements des étudiants, mobilité des étudiants, transitions

Indicateurs de l'éducation : comparaisons interprovinciales et internationales

Vol. 1, n° 2 (juillet 1994)

À la recherche d'indicateurs de l'enseignement

Vol. 1, n° 4 (décembre 1994)

Évolution intergénérationnelle de la scolarité des Canadiens

Vol. 2, n° 2 (juin 1995)

Participation à l'éducation préscolaire et à l'enseignement primaire et secondaire au Canada : un regard sur les indicateurs

Vol. 2, n° 3 (septembre 1995)

Mesure des résultats de l'enseignement du point de vue des connaissances, des compétences et des valeurs

Vol. 3, n° 1 (mai 1996)

Modèles des mouvements interprovinciaux d'étudiants

Vol. 3, n° 3 (octobre 1996)

Après le secondaire... premiers résultats de l'Enquête de suivi auprès des sortants, 1995

Vol. 3, n° 4 (janvier 1997)

Les différents itinéraires des étudiants de premier cycle en Ontario

Vol. 4, n° 3 (février 1998)

L'éducation : Un trésor est caché dedans

Vol. 6, n° 1 (octobre 1999)

Exode et afflux de cerveaux : Migration des travailleurs du savoir en provenance à destination du Canada

Vol. 6, n° 3 (mai 2000)

Les chemins vers les États-Unis : Enquête auprès des diplômés de 1995

Vol. 6, n° 3 (mai 2000)

Qui sont les jeunes non-répondants? Une analyse des non-répondants à l'enquête de suivi auprès des sortants, 1995

Vol. 6, n° 4 (août 2000)

Cent ans d'éducation scolaire

Vol. 7, n° 3 (mai 2001)

Transition de l'école au travail : ce qui motive les diplômés à changer d'emploi

Vol. 7, n° 4 (août 2001)

Rapport entre le milieu de l'éducation et le marché du travail

Le retour aux études à temps plein

Vol. 1, n° 2 (juillet 1994)

Tendances de l'emploi dans le secteur de l'éducation

Vol. 1, n° 3 (octobre 1994)

Écart salarial entre les hommes et les femmes diplômés de l'enseignement postsecondaire

Vol. 2, n° 1 (mars 1995)

Aperçu de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu

Vol. 2, n° 2 (juin 1995)

Gains et situation vis-à-vis de l'activité des diplômés de 1990

Vol. 2, n° 3 (septembre 1995)

Les abeilles ouvrières : Avantages des programmes coopératifs au chapitre des études et de l'emploi

Vol. 2, n° 4 (janvier 1996)

L'association travail-études chez les jeunes

Vol. 2, n° 4 (janvier 1996)

Perspectives d'emploi des diplômés du secondaire

Vol. 3, n° 1 (mai 1996)

Lien entre les études des diplômés de l'enseignement postsecondaire et leur emploi

Vol. 3, n° 2 (juillet 1996)

La dynamique du marché du travail dans la profession d'enseignant

Vol. 3, n° 4 (janvier 1997)

Le niveau de scolarité : la clé de l'autonomie et du pouvoir en milieu de travail

Vol. 4, n° 1 (mai 1997)

L'emploi des jeunes : une leçon sur son recul

Vol. 5, n° 3 (mars 1999)

Facteurs déterminants du décrochage dans les universités et les collèges communautaires

Vol. 6, n° 4 (août 2000)

Les employés surqualifiés? Les diplômés récents et les besoins de leurs employeurs

Vol. 7, n° 1 (novembre 2000)

Ils s'en tirent bien : l'emploi et les gains des diplômés de l'enseignement postsecondaire

Vol. 7, n° 1 (novembre 2000)

Gains des diplômés et concordance entre les compétences professionnelles et les études

Vol. 7, n° 2 (février 2001)

Les nouvelles embauches et les cessations d'emploi permanentes

Vol. 7, n° 2 (février 2001)

Transition école-travail : perspective sur les diplômés des arts et de la culture

Vol. 7, n° 3 (mai 2001)

Technologie et apprentissage

La formation professionnelle chez les chômeurs

Vol. 1, n° 1 (avril 1994)

Aperçu de la formation professionnelle au niveau des métiers et de la formation préparatoire au Canada

Vol. 1, n° 1 (avril 1994)

Aperçu de l'Enquête sur l'éducation et sur la formation des adultes

Vol. 1, n° 3 (octobre 1994)

Les femmes et les programmes d'apprentissage enregistrés

Vol. 1, n° 4 (décembre 1994)

Formation continue : une définition pratique

Vol. 2, n° 1 (mars 1995)

Enquête sur les écoles privées de formation professionnelle au Canada, 1992

Vol. 2, n° 3 (septembre 1995)

La composante éducation de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes

Vol. 3, n° 2 (juillet 1996)

Connaissances en informatique — une exigence de plus en plus répandue

Vol. 3, n° 3 (octobre 1996)

Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes

Vol. 3, n° 4 (janvier 1997)

L'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, 1994-95 : premiers résultats de la composante scolaire

Vol. 4, n° 2 (septembre 1997)

Troisième enquête internationale sur l'enseignement des mathématiques et des sciences : rapport du Canada, 8^e année
Vol. 4, n^o 3 (février 1998)

Carrières en sciences et en technologie au Canada : une analyse portant sur de nouveaux diplômés universitaires
Vol. 4, n^o 3 (février 1998)

La mobilité intergénérationnelle en matière d'éducation : comparaison internationale
Vol. 5, n^o 2 (décembre 1998)

Profil des écoles de l'ELNEJ
Vol. 5, n^o 4 (juillet 1999)

Les parents et l'école : la participation et les attentes des parents en ce qui a trait à l'éducation de leurs enfants
Vol. 5, n^o 4 (juillet 1999)

La réussite scolaire au début de l'adolescence : les attitudes à l'égard de l'école sont-elles déterminantes?
Vol. 6, n^o 1 (octobre 1999)

Quelle est l'incidence des familles sur le succès scolaire des enfants?
Vol. 6, n^o 1 (octobre 1999)

Les quartiers aisés et la maturité scolaire?
Vol. 6, n^o 1 (octobre 1999)

La diversité en classe : les caractéristiques des élèves du primaire qui suivent un programme d'enseignement à l'enfance en difficulté
Vol. 6, n^o 2 (mars 2000)

Le vécu scolaire des enfants : résultats tirés de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes de 1994-1995
Vol. 6, n^o 2 (mars 2000)

Intervention parentale et rendement scolaire des enfants d'après l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes de 1994-1995
Vol. 6, n^o 2 (mars 2000)

De la maison à l'école : comment les enfants canadiens se débrouillent
Vol. 6, n^o 2 (mars 2000)

Changements dans les caractéristiques socioéconomiques de la population et participation aux activités de formation
Vol. 7, n^o 4 (août 2001)

Troisième étude internationale de mathématiques et des sciences : rapport du Canada
Vol. 7, n^o 4 (août 2001)

Accessibilité

La hausse des frais de scolarité : comment joindre les deux bouts?
Vol. 1, n^o 1 (avril 1994)

Effectifs universitaires et droits de scolarité
Vol. 1, n^o 4 (décembre 1994)

Aide financière aux élèves de l'enseignement postsecondaire
Vol. 2, n^o 1 (mars 1995)

Emprunts des diplômés des études postsecondaires
Vol. 3, n^o 2 (juillet 1996)

Éducation et formation liées à l'emploi — qui y a accès?
Vol. 4, n^o 1 (mai 1997)

Financement des universités : pourquoi les étudiants doivent-ils payer davantage?
Vol. 4, n^o 2 (septembre 1997)

La dette étudiante de 1990-91 à 1995-96 : une analyse des données du Programme canadien de prêts aux étudiants
Vol. 5, n^o 4 (juillet 1999)

Les femmes en génie : le chaînon manquant de l'économie du savoir au Canada
Vol. 7, n^o 3 (mai 2001)

Note : La façon d'indiquer les années est correcte puisque ces articles sont parus lorsque la revue trimestrielle de l'éducation était publiée en format bilingue.

Autres modes d'apprentissage

Écoles primaires et secondaires privées
Vol. 1, n^o 1 (avril 1994)

Étudier à distance, une idée qui fait son chemin
Vol. 2, n^o 3 (septembre 1995)

Les écoles privées de formation professionnelle au Canada
Vol. 3, n^o 1 (mai 1996)

Profil de l'enseignement à domicile par les parents au Canada
Vol. 4, n^o 4 (mai 1998)

L'enseignement à distance : réduire les obstacles
Vol. 5, n^o 1 (août 1998)

Questions relatives au personnel enseignant

Les enseignants à temps partiel dans les universités canadiennes, un groupe en croissance
Vol. 1, n^o 3 (octobre 1994)

La charge de travail des enseignants dans les écoles primaires et secondaires
Vol. 1, n^o 3 (octobre 1994)

Enquête sur le personnel enseignant des collèges et établissements analogues
Vol. 2, n^o 1 (mars 1995)

Revenu d'emploi des enseignants du primaire et du secondaire et des travailleurs d'autres professions retenues
Vol. 2, n^o 2 (juin 1995)

Données démographiques sur le corps professoral, les coûts et le renouvellement de l'effectif
Vol. 2, n^o 3 (septembre 1995)

Charge de travail et vie professionnelle des enseignants en Saskatchewan
Vol. 2, n^o 4 (janvier 1996)

Se dirige-t-on vers un surplus ou une pénurie d'enseignants?
Vol. 4, n^o 1 (mai 1997)

Situation du corps professoral féminin dans les universités canadiennes

Vol. 5, n° 2 (décembre 1998)

Participation et rendement des étudiants

Hausse des effectifs universitaires : accès accru ou plus grande persévérance?

Vol. 1, n° 1 (avril 1994)

Évolution des effectifs des programmes de formation professionnelle au niveau des métiers et des programmes de formation préparatoire, 1983-84 à 1990-91

Vol. 1, n° 1 (avril 1994)

Deux décennies de changements : Effectifs de l'enseignement postsecondaire collégial, 1971 à 1991

Vol. 1, n° 2 (juillet 1994)

Note : La façon d'indiquer les années est correcte puisque ces articles sont parus lorsque la revue trimestrielle de l'éducation était publiée en format bilingue.

Prédire l'abandon scolaire ou l'obtention du diplôme

Vol. 1, n° 2 (juillet 1994)

Tendances des effectifs universitaires

Vol. 2, n° 1 (mars 1995)

Dépistage des répondants : l'exemple du Suivi de l'Enquête auprès des sortants

Vol. 2, n° 2 (juin 1995)

Enquête sur les effectifs et les diplômés des collèges et des établissements d'enseignement postsecondaire analogues

Vol. 2, n° 4 (janvier 1996)

Taux d'obtention de diplôme et nombre d'années avant l'obtention du diplôme pour les programmes de doctorat au Canada

Vol. 3, n° 2 (juillet 1996)

La promotion de 1990 second regard : Enquête de suivi (1995) auprès des diplômés de 1990

Vol. 4, n° 4 (mai 1998)

Réussir dans la vie : l'influence de la scolarité des parents
Vol. 5, n° 1 (août 1998)

Déterminants de la poursuite d'études postsecondaires

Vol. 5, n° 3 (mars 1999)

La formation universitaire : tendances récentes quant à la participation, l'accessibilité et les avantages

Vol. 6, n° 4 (août 2000)

Les bacheliers qui poursuivent des études postsecondaires

Vol. 7, n° 2 (février 2001)

Facteurs qui influent sur le rendement des élèves de 3^e année en Ontario : une analyse à niveaux multiples

Vol. 7, n° 4 (août 2001)

Les étudiants étrangers et le marketing de l'éducation à l'échelle internationale

Élèves étrangers au Canada

Vol. 3, n° 3 (octobre 1996)

Satisfaction

Attitudes des diplômés du baccalauréat envers leur programme

Vol. 1, n° 2 (juillet 1994)

Sources de données sur l'éducation

Un aperçu des sources de données sur l'enseignement primaire et secondaire

Vol. 1, n° 2 (juillet 1994)

Manuel de terminologie de l'éducation : niveaux primaire et secondaire

Vol. 1, n° 4 (décembre 1994)