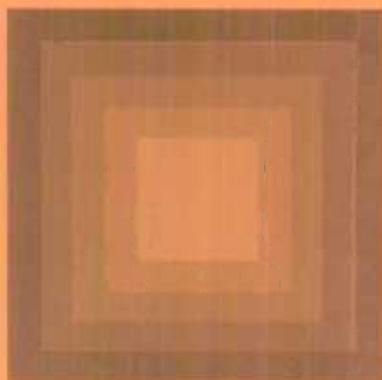
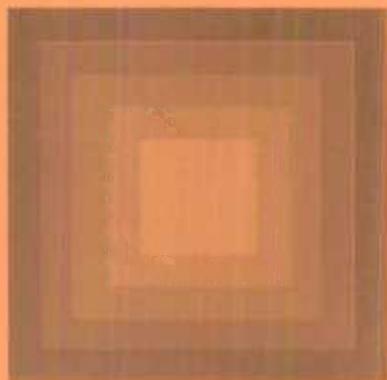


La rentabilité économique de l'éducation au Canada

STATISTICS CANADA STATISTIQUE CANADA

JUL 9 1997

LIBRARY
BIBLIOTHÈQUE



STATISTIQUE CANADA
Division des analyses de conjoncture

LA RENTABILITÉ ÉCONOMIQUE
DE L'ÉDUCATION AU CANADA

Publication autorisée par
la ministre de la l'Industrie et du Commerce

Décembre 1974
3-1500-504

Prix: 70 cents

Reproduction autorisée sous réserve d'indication de la source: Statistique Canada

Information Canada
Ottawa

AVANT-PROPOS

Statistique Canada encourage, effectue et publie des études qui contribuent à faire connaître et comprendre au public les problèmes socio-économiques.

La présente étude porte sur la rentabilité économique de l'éducation au Canada et elle a été entreprise par le professeur R.A. Holmes du département d'économie et de commerce de *Simon Fraser University* pendant qu'il était lié par un contrat de recherche à Statistique Canada, en 1970-71.

Bien que la présente étude ait été encouragée et publiée par Statistique Canada, l'auteur assume la responsabilité des analyses et des conclusions présentées.

SYLVIA OSTRY,

Le statisticien en chef du Canada.

PRÉFACE

Il est important de mesurer régulièrement la rentabilité de l'éducation, non seulement parce que des fonds publics considérables sont en cause, mais également parce que cette rentabilité varie aussi rapidement que la quantité et le genre d'instruction qu'acquiert la population active du Canada. La présente étude ne constitue qu'un début et ne porte que sur une partie des renseignements qui permettront aux technocrates d'effectuer d'une manière toujours optimale les fonds publics au système d'éducation au Canada, selon les niveaux et les genres. Ce premier pas ne s'est, cependant, pas fait sans un appui important dont l'auteur est très reconnaissant. Le regretté M. Paul Conway et Mlle Ruth Simonton, de la Division des analyses de conjoncture, ont procédé à toutes les régressions. L'auteur n'ayant pas directement accès aux données de base, la présente étude n'a été rendue possible que par leur concours. D'autres fonctionnaires de Statistique Canada, notamment M. Nicholas Skoulas, et des collègues du département d'économie et de commerce de *Simon Fraser University* ont également apporté des remarques constructives. En plus de l'encouragement reçu de Statistique Canada, le Conseil des arts du Canada a fourni une aide financière.

R.A. Holmes, professeur
Département d'économie et de commerce
Simon Fraser University.

TABLE DES MATIÈRES

	Page
Introduction	9
Le modèle	11
Résultats empiriques	14
Écarts par rapport aux profils âge-gains	14
Signification statistique des coefficients de régression	19
Profils âge-gains moyens	20
Estimation des gains au cours de toute la vie	22
 Annexe	
 Tableau	
1. Répartition des hommes selon le degré de scolarité et autres caractéristiques, enquête sur la population active, 1967	31
2. Répartition des femmes selon le degré de scolarité et autres caractéristiques, enquête sur la population active, 1967	32
3. Profils âge-gains moyens des Canadiens selon le degré d'instruction	33
4. Profils âge-gains moyens des Canadiennes selon le degré d'instruction	33

INTRODUCTION

La présente étude a pour but d'utiliser les données micro-économiques de l'enquête sur les finances des consommateurs¹ en vue d'obtenir une mesure de la rentabilité socio-économique de l'éducation au Canada plus précise que dans les analyses antérieures. Dans la majorité des études, on a évalué la rentabilité de l'éducation d'après les gains moyens par niveau d'instruction, sans tenir compte des effets sur le revenu d'autres caractéristiques pertinentes comme la profession, l'âge ou la région. Des erreurs peuvent en résulter, étant donné que ces variables peuvent influencer sur l'éducation et, si l'on ne procède à une rectification explicite, on risque, à tort, d'imputer à l'éducation l'effet de ces variables sur le revenu. Par ailleurs, si l'on introduit tout simplement ces autres variables pertinentes, parallèlement à l'éducation, comme variables indépendantes dans un modèle de régression, des problèmes de multicollinéarité risquent d'empêcher une évaluation valable de leurs effets distincts sur le revenu. La présente étude élimine ces causes d'erreurs en utilisant des données micro-économiques dans des analyses de régression qui sont effectuées par niveau d'instruction et qui comprennent comme variables indépendantes, des caractéristiques, autres que l'éducation, influant sur le revenu. Une telle approche nous permet d'obtenir, pour chaque niveau d'instruction, des profils âge-gains moyens dont les écarts traduisent les effets directs et indirects de l'éducation sur le revenu, mais qui tiennent compte de l'influence sur le revenu de variables indépendantes pertinentes autres que l'éducation.

Le tableau 1 donne la répartition selon le sexe et le degré d'instruction des données de l'échantillon de 1967. L'étude portait sur un échantillon total de 50,706 personnes dont 23,065 hommes et 27,011 femmes. On a constaté des

¹ L'Enquête sur les finances des consommateurs est menée par la Division du revenu et des dépenses des consommateurs de Statistique Canada et se fonde sur le même échantillon que l'Enquête sur la population active.

TABLEAU 1. Répartition des enquêtés de l'enquête de 1967 sur les finances des consommateurs selon le sexe et l'instruction

Degré d'instruction	Hommes		Femmes	
	Nombre	Pourcentage	Nombre	Pourcentage
Aucune instruction	366	1.6	346	1.3
Primaire inachevé	4,966	21.5	4,851	18.0
Primaire	4,530	19.6	4,807	17.8
Secondaire inachevé	7,035	30.5	8,571	31.7
Secondaire	3,743	16.2	6,402	23.7
Université inachevé	1,136	4.9	1,318	4.9
Universitaire	1,289	5.6	716	2.7
Total	23,065	100.0	27,011	100.0

différences dans le degré d'instruction des hommes et des femmes. Une plus grande proportion d'hommes avait une instruction soit très limitée soit très poussée. Près de 43 % des hommes contre 37 % des femmes n'avaient tout au plus qu'une scolarité primaire, tandis que 6 % des hommes contre 3 % seulement des femmes ont obtenu un ou plusieurs grades universitaires. Par contre, un plus fort pourcentage de femmes ont une instruction secondaire (24 % contre 16 %). Mais le renseignement le plus étonnant qui ressort du tableau 1 est probablement le grand nombre de personnes au sein de l'échantillon de 1967, qui ont une instruction très limitée. Il n'est pas rassurant de constater que près de 40 % des personnes comprises dans l'échantillon n'ont aucune instruction secondaire à une époque où l'évolution technique rapide force bien des gens à s'adapter à de nouveaux emplois et à se recycler en vue d'autres genres d'emplois².

Le tableau 2 indique les nombres et pourcentages des enquêtés de 1967 qui n'ont pas travaillé pendant l'année de l'enquête. On constate nettement qu'il y a une relation inversement proportionnelle fort accentuée entre le nombre

² Cette estimation peut comporter un certain biais du fait que l'échantillon est sur-représentatif de l'Atlantique et des Prairies et sous-représentatif de l'Ontario et du Québec.

TABLEAU 2. Situation d'emploi selon le sexe et le degré d'instruction des enquêtés de l'enquête de 1967 sur les finances des consommateurs

Sexe et degré d'instruction	À travaillé ¹		N'a pas travaillé		Total
	Nombre	Pourcentage	Nombre	Pourcentage	Nombre
Hommes:					
Aucune instruction	150	41	216	59	366
Primaire inachevé	3,574	72	1,392	28	4,966
Primaire	3,806	84	724	16	4,530
Secondaire inachevé	6,387	91	648	9	7,035
Secondaire	3,481	93	262	7	3,743
Universitaire inachevé	1,031	91	105	9	1,136
Universitaire	1,223	95	66	5	1,289
Total	19,652	85	3,413	15	23,065
Femmes:					
Aucune instruction	36	10	310	90	346
Primaire inachevé	1,003	21	3,848	79	4,851
Primaire	1,357	28	3,450	72	4,807
Secondaire inachevé	3,577	42	4,994	58	8,571
Secondaire	3,215	50	3,187	50	6,402
Universitaire inachevé	764	58	554	42	1,318
Universitaire	415	58	301	42	716
Total	10,367	38	16,644	62	27,011

¹ Travail à temps partiel ou à plein temps.

d'hommes et de femmes qui n'ont pas travaillé et le degré d'instruction de ces personnes. Chez les hommes, la proportion de ceux qui n'ont pas travaillé tombe de 59 % pour ceux qui n'ont aucune instruction à 5 % pour ceux qui détiennent un ou plusieurs grades universitaires, alors que chez les femmes, on note une chute de 90 % à 42 % pour les mêmes catégories. Dans les deux groupes, la proportion de ceux qui n'ont pas travaillé est sensiblement plus élevée chez ceux dont l'instruction n'atteint pas le niveau de secondaire inachevé que chez ceux dont le degré d'instruction est plus élevé et, à tous les niveaux d'instruction, la proportion de ceux qui n'ont pas travaillé est plus considérable chez les femmes que chez les hommes.

LE MODÈLE

Nous avons appliqué le modèle de régression aux hommes et aux femmes séparément, et à chacun des 7 niveaux d'instruction (aucune instruction, primaire inachevé, primaire, secondaire inachevé, secondaire, universitaire inachevé et universitaire). Nous obtenons ainsi 14 équations de régression dont les gains constituent la variable dépendante et dont les variables indépendantes sont les éléments qui suivent:

- (1) l'âge;
- (2) le nombre de semaines travaillées;
- (3) la région (Ontario, Atlantique, Québec, Prairies, Colombie-Britannique);
- (4) la résidence (région métropolitaine, autre ville, région urbaine, région rurale);
- (5) la situation d'immigrant (inconnue, reçu avant 1945, reçu entre 1946 et 1964, reçu en 1965 et après, né au Canada);
- (6) la catégorie de travailleur (travailleur rémunéré, emploi autonome non agricole, emploi autonome agricole, travailleur familial non rémunéré);
- (7) l'état matrimonial (marié, célibataire, autre);
- (8) la profession (services et activités récréatives, professions libérales et techniciens, employés de bureau, vendeurs, administrateurs, transports et communications, agriculteurs et travailleurs agricoles, bûcherons et pêcheurs, mineurs, ouvriers de métier et travailleurs assimilés, manoeuvres);
- (9) le genre de travail (plein temps, temps partiel).

Nous avons transformé ces variables, dans notre modèle, afin d'obtenir des termes constants, égaux à la moyenne globale des gains d'un niveau d'instruction et d'un sexe donnés, et des coefficients de variable auxiliaire qui représentent les écarts de gains par rapport à la moyenne globale. En outre, il faut exclure de la régression les personnes qui n'ont pas travaillé parce que cette catégorie est comprise dans plus d'un ensemble de variables auxiliaires. Le groupe des personnes "qui n'ont pas travaillé" constitue un élément distinct au sein du classement des catégories de travailleurs, des professions et des genres de travail, de sorte que si l'on avait inclus ce groupe on aurait obtenu des variables indépendantes d'une

collinéarité parfaite dans le modèle. C'est pourquoi les personnes qui n'ont pas travaillé sont exclues des équations de régression, un examen de l'influence de ce groupe sur l'analyse fait suite à la présentation des résultats des équations de régression.

Voici notre équation de régression pour chacune des catégories correspondant à un sexe et un niveau d'instruction en 1967:

$$(1) Y_i = \beta_1 + \beta_2 a_i + \beta_3 (a_i^*)^2 + \beta_4 w_i + \sum_{j=1}^k \sum_{r=1}^s \beta_{rj} X_{rji} + u_i$$

où:

Y_i = gains du i^e individu

A_i = âge du i^e individu

$a_i = (A_i - \bar{A})$ = écart entre l'âge du i^e individu et l'âge moyen

$(a_i^*)^2 = (A_i^2 - \bar{A}_i^2)$ Il faut noter que \bar{A}_i^2 est la moyenne de A_i^2 et non le carré de \bar{A} (c.-à-d. $(a_i^*)^2 \neq a_i^2$)

W_i = nombre de semaines travaillées par le i^e individu

$w_i = (W_i - \bar{W})$ = écart entre le nombre de semaines travaillées par le i^e individu et la moyenne

X_{rji} = valeur de la r^e variable auxiliaire (un ou zéro) du j^e ensemble de variables auxiliaires pour le i^e individu

s_j = nombre de variables auxiliaires dans le j^e ensemble de variables auxiliaires ($s_1 = 5, s_2 = 4, s_3 = 5, s_4 = 4, s_5 = 3, s_6 = 11, s_7 = 2$)

n = nombre d'observations dans une catégorie d'instruction et de sexe donnée (va de 36 à 6,387 - voir le tableau 1)

$k = 7$ (nombre d'ensembles de variables auxiliaires)

u_i = coefficient de perturbation.

La variable dépendante "gains" comprend les rémunérations avant les retenues et le revenu net, soit le revenu brut moins les frais d'exploitation, tiré d'un emploi autonome non agricole ou agricole. On considère la variable dépendante de chacune des 14 catégories d'instruction et de sexe comme une fonction quadratique de l'âge, une fonction linéaire du nombre de semaines travaillées et des fonctions escalier des variables auxiliaires représentant les diverses autres caractéristiques décrites plus haut (la région, la résidence, la situation d'immigrant, la catégorie de travailleur, l'état matrimonial, la profession et le genre de travail).

On procède à la régression en excluant une variable auxiliaire de chaque ensemble (afin d'éviter la singularité de la matrice $X'X$) et en réintroduisant ensuite les variables exclues de sorte que la moyenne pondérée des coefficients de chaque ensemble de variables auxiliaires est égale à zéro. Le coefficient de

pondération est le nombre d'observations de chaque variable auxiliaire de l'ensemble et les ajustements nécessaires apportés aux termes constants compensent les corrections faites dans l'équation. En outre, on considère les variables de l'âge et du nombre de semaines travaillées comme des écarts par rapport à leurs moyennes. Ces transformations des variables auxiliaires et des autres variables en facilitent l'interprétation. Les transformations supposent que :

$$(2) \sum_{r=1}^{s_j} P_{rj} \beta_{rj} = 0 \text{ pour tous les } j \text{ où}$$

P_{rj} = la proportion des observations de la r^e variable auxiliaire du j^e ensemble

$$(3) \sum_{i=1}^n a_i = \sum_{i=1}^n (a_i^*)^2 = \sum_{i=1}^n w_i = 0$$

Par conséquent, un coefficient de régression β_{rj} de l'équation (1) sera l'écart des gains pour la r^e variable auxiliaire du j^e ensemble de variables auxiliaires par rapport à la moyenne globale des gains pour la catégorie d'instruction et de sexe donnée³ et le terme constant de chaque régression sera égal à la moyenne globale des revenus du groupe étudié⁴.

Toutefois, notre intérêt porte surtout sur les profils âge-gains obtenus à partir des équations de régression en remplaçant W_i par le nombre moyen de semaines travaillées \bar{W} . Nous obtenons un nouveau terme constant $\beta_1 = \beta_1 - \beta_2 \bar{A} - \beta_3 A^2$ et les profils âge-gains moyens :

$$(4) \hat{Y}_k = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 k + \hat{\beta}_3 k^2$$

où :

\hat{Y}_k = estimation de la moyenne des gains pour l'âge k

$\hat{\beta}$ = coefficients de régression des moindres carrés

$k = j, j+1, \dots, 64$

$j = 16$ pour les degrés d'instruction allant de "aucune instruction" à "secondaire inachevé"

= 17 pour "instruction secondaire"

= 19 pour "instruction universitaire inachevée"

= 21 pour "instruction universitaire".

Comme nos termes constants tiennent compte des effets du nombre moyen de semaines travaillées, les différences dans nos profils âge-gains traduisent les effets à la fois directs et indirects de l'instruction sur le revenu. Nous entendons

³ Morgan, James N., *A Note on the Interpretation of Multiple Regression Using Dummy Variables*, University of Michigan, 1964.

⁴ Sweeney, Robert E., et Ulveling, E.F., "A Transformation for Simplifying the Interpretation of Coefficients of Binary Variables in Regression Analysis", *The American Statistician*, décembre 1972, pp. 30-32.

par effets directs la rémunération hebdomadaire plus élevée qui correspond normalement aux degrés d'instruction supérieurs et par effets indirects la probabilité d'un nombre plus élevé de semaines travaillées, qui croît généralement aussi directement en fonction du degré d'instruction. Le tableau 3 présente l'importance de ces effets indirects. Le nombre moyen de semaines travaillées a varié en 1967 de 16 à 48 semaines chez les hommes et de 4 à 26 semaines chez les femmes, augmentant en fonction du degré d'instruction. Il est évident que l'effet de l'instruction, notamment l'instruction secondaire, sur le nombre de semaines travaillées est un élément très important de la rentabilité de l'éducation.

TABLEAU 3. Nombre moyen de semaines travaillées selon le sexe et le degré d'instruction, 1967
(y compris ceux qui n'ont pas travaillé en 1967)

Degré d'instruction	Nombre moyen de semaines travaillées	
	Hommes	Femmes
Aucune instruction	16.4	4.4
Primaire inachevé	31.5	8.3
Primaire	40.4	11.2
Secondaire inachevé	43.5	16.6
Secondaire	45.8	21.4
Universitaire inachevé	44.5	25.3
Universitaire	48.0	25.8

RÉSULTATS EMPIRIQUES

Comme l'indique le tableau 4, le pourcentage des travailleurs à temps partiel sur l'ensemble des personnes qui ont travaillé en 1967 est beaucoup plus considérable chez les femmes que chez les hommes. Il en découle une variation des gains plus forte chez les femmes, dans l'échantillon et, comme cette variation a un rapport étroit avec les variables "nombre de semaines travaillées" ou "travail à temps partiel", les valeurs de \bar{R}^2 s'avèrent plus élevées chez les femmes que chez les hommes. Les tableaux 5 et 6 montrent que les valeurs de \bar{R}^2 atteignent .44 chez les hommes contre .59 chez les femmes. S'il avait été possible d'inclure ceux qui n'avaient pas travaillé en 1967 dans les régressions, il en aurait résulté une augmentation additionnelle de la variation "explicable" des gains, dont une augmentation des valeurs de \bar{R}^2 dans tous les groupes et des différences encore plus marquées entre les régressions des hommes et des femmes.

Écarts par rapport aux profils âge-gains

Avant de se pencher sur les profils âge-gains qui nous intéressent principalement, il est utile d'examiner dans les tableaux 5 et 6 les écarts des gains

TABLEAU 4. Pourcentage du travail à plein temps et à temps partiel selon le degré d'instruction et le sexe, 1967

Degré d'instruction	Hommes		Femmes	
	Plein temps	Temps partiel	Plein temps	Temps partiel
Aucune instruction	87	13	81	19
Primaire inachevé	93	7	67	33
Primaire	96	4	69	31
Secondaire inachevé	92	8	68	32
Secondaire	97	3	31	19
Universitaire inachevé	95	5	80	20
Universitaire	98	2	85	15

Source: Tableaux 1 et 2 de l'annexe.

par rapport aux moyennes globales pour les diverses caractéristiques représentées par des variables auxiliaires dans les régressions⁵. Sur le plan géographique, les écarts traduisent assez fidèlement la richesse relative des régions; ainsi, on constate des écarts fortement positifs en Ontario et en Colombie-Britannique, et des écarts négatifs dans l'Atlantique. Les hommes qui ont une formation universitaire sont très nettement avantagés en Ontario (+ \$1.050). En ce qui concerne les Prairies, les écarts pour les hommes sont positifs aux niveaux inférieurs d'instruction mais négatifs aux niveaux supérieurs. Par contre, on ne peut faire un schéma précis de la situation au Québec, même si l'on constate des écarts négatifs assez importants aussi bien chez les hommes que chez les femmes qui détiennent un degré universitaire.

Dans les régions métropolitaines, les hommes bénéficient généralement d'écarts positifs qui peuvent atteindre jusqu'à + \$550 dans le cas des diplômés d'université. Cet écart (dans le cas des diplômés d'université) devient négatif et tombe à - \$850 dans les autres villes, à - \$2.000 dans les régions urbaines et jusqu'à - \$2.300 dans les régions rurales. Cette courbe traduit certainement les variations de la répartition des grades suivant le lieu de résidence ainsi que la plus grande proportion de diplômés universitaires dans les plus grands centres. Il convient de signaler, cependant, que les écarts sont tous négatifs ou proche de zéro dans les régions "urbaines" et rurales à tous les niveaux d'instruction.

Les coefficients de la situation d'immigrant montrent l'importance du temps nécessaire à l'intégration des immigrants dans la vie sociale et culturelle du Canada. Les hommes reçus comme immigrants avant 1945 et qui ont une formation secondaire ou supérieur, affichent des écarts positifs (+ \$3.550 dans le cas des diplômés d'université) tandis que les écarts pour les immigrants reçus depuis 1965 sont généralement négatifs (- \$2,950 pour les hommes et - \$900 pour les femmes diplômés d'université).

⁵ Les tests de significations des variables auxiliaires portent sur leurs différences par rapport au premier élément de chaque groupe, comme le montrent les tableaux 5 et 6.

**TABLEAU 5. Coefficients corrigés de régression, chez les hommes,
selon le degré d'instruction, 1967**
(sauf ceux qui n'ont pas travaillé, les militaires et les élèves et étudiants)

Variable indépendante	Aucune instruction	Primaire inachevé	Primaire	Secondaire inachevé	Secondaire	Universitaire inachevé	Universitaire
Âge	178.198	127.341 ¹	162.075 ¹	262.061 ¹	298.532 ¹	476.376 ¹	903.688 ¹
(Age) ²	- 2.33379 ²	- 1.49783 ¹	- 1.88249 ¹	- 2.97978 ¹	- 3.19585 ¹	- 4.96878 ¹	- 9.22094 ¹
Nombre de semaines travaillées	31.8530 ²	60.7248 ¹	64.7648 ¹	60.2884 ¹	76.8499 ¹	78.2811 ¹	137.092 ¹
Région:							
Ontario	- 580.518	563.502	388.599	400.694	381.591	129.060	1.063.98
Maritimes	- 55.5356	- 455.089 ¹	631.222 ¹	- 953.370 ¹	- 458.698 ¹	- 478.623	- 652.835 ¹
Québec	187.078	24.1658 ¹	- 388.627 ¹	- 255.117 ¹	63.2021 ²	280.399	- 384.728 ¹
Prairies	7.75146	261.302 ²	174.642	117.417 ¹	- 248.112 ¹	- 98.5874	- 771.360 ¹
Colombie-Britannique	1.021.96	812.817	494.323	727.829 ¹	76.9175	91.8373	- 188.736 ²
Résidence:							
Région métropolitaine	- 408.445	403.525	335.045	167.985	210.079	203.314	534.395
Autre ville	453.179	133.226 ²	- 47.6409	269.560	- 315.909 ¹	288.122	- 841.570
Région urbaine	- 429.069	- 116.515 ¹	- 165.421 ¹	- 230.549 ¹	- 348.701 ¹	- 107.339	- 1.969.72 ¹
Région rurale	135.094	- 333.719 ¹	- 428.443 ¹	- 386.239 ¹	- 619.665 ¹	- 1.293.39 ¹	- 2.312.39 ¹
Situation d'immigrant:							
Inconnue	- 258.125	- 44.4082	96.3777	33.5005	- 76.6500	- 210.627	- 2.51619
Reçu avant 1945	1.087.69	562.271 ¹	6.56384	- 19.3768	600.269 ²	652.677	3.559.26 ¹
Reçu entre 1946-1964	147.093	- 101.597	- 186.452	- 249.506 ²	- 91.9772	313.860	- 1.119.08
Reçu en 1965 et après	982.927	- 916.763 ¹	- 1.038.84 ²	- 1.077.28 ¹	- 821.201 ²	88.0469	- 2.950.40 ¹
Né au Canada	- 30.9527	3.82875	89.3348	20.6239	51.2442	18.6556	257.501
Catégorie de travailleur:							
Travailleur rémunéré	120.105	122.985	169.823	99.2645	117.095	- 27.4964	- 559.484
Emploi autonome non agricole	- 815.521	- 573.493 ¹	- 1.115.61 ¹	- 656.710 ¹	- 1.030.64 ¹	1.730.66 ¹	4.179.38 ¹
Emploi autonome agricole	- 24.9307	- 307.180 ²	- 271.095	- 610.175 ¹	- 1.434.56 ¹	- 2.656.67	3.029.81
Travailleur familial non rémunéré	-	- 1.000.60 ¹	- 1.285.72 ¹	- 499.185 ²	- 1.377.52 ²	- 1.783.55	-
État matrimonial:							
Marié	162.404	177.166	131.027	261.767	238.912	129.012	267.861
Célibataire	- 962.001	- 685.961 ¹	- 723.904 ¹	- 743.067 ¹	- 725.683 ¹	- 374.392	- 1.599.76 ¹
Autres	- 105.098	- 57.8405	88.6845	- 509.189 ¹	- 810.340 ¹	- 943.652	- 2.464.39
Profession:							
Services et activités récréatives	1.871.46	- 712.262	- 887.700	- 701.056	- 1.087.83	- 1.224.74	- 1.154.95
Professions libérales et techniciens	-	1.370.28 ¹	587.237 ¹	942.923 ¹	112.198 ¹	- 142.110 ²	14.6611
Employés de bureau	329.422	- 83.2986	- 265.663 ²	- 445.863 ²	- 927.566	- 918.212	- 2.679.54
Vendeurs	-	238.776 ¹	545.694	- 209.299 ¹	142.383 ¹	- 493.680	- 1.901.35
Administrateurs	864.236	989.360 ¹	2.157.27 ¹	1.643.13 ¹	1.619.45 ¹	- 1.586.58 ¹	1.566.57
Transports et communications	- 56.8645	197.128 ¹	- 34.9514 ¹	- 132.853 ¹	- 444.107 ²	- 213.572	14.1377
Agriculteurs et travailleurs agricoles	- 964.694 ²	- 1.143.34 ²	- 1.069.88	- 842.689	- 584.682	337.301	- 7.313.09
Bûcherons et pêcheurs	- 699.074 ²	238.381 ¹	1.056.72 ¹	82.6223 ¹	871.711	- 1.585.08	-
Mineurs	1.041.00	505.472 ¹	1.342.34 ¹	552.493 ¹	344.421 ²	- 1.732.58	-
Ouvriers de métier et travailleurs assimilés	584.523	401.915 ¹	276.206 ¹	61.8877 ¹	- 309.514 ¹	- 647.573	- 1.471.93
Manoeuvres	- 726.202 ¹	- 187.592 ¹	- 456.314 ²	- 525.465	- 528.960	- 411.406	- 1.519.23
Genre de travail:							
Plein temps	129.104	60.5583	41.1857	110.073	41.0779	123.014	44.9987
Temps partiel	- 839.176	- 784.893 ¹	- 897.455 ¹	- 1.263.05 ¹	- 1.480.12 ¹	- 2.465.30 ¹	- 2.706.67 ²
Constante	2.680.39 ¹	3.475.88 ¹	4.522.13 ¹	4.863.03 ¹	6,071.51 ¹	6,657.22 ¹	10,729.1 ¹
R ²	.079	.38 ¹	.24 ¹	.44 ¹	.32 ¹	.33 ¹	.25 ¹

¹ Indique la signification au seuil de .01 d'un test effectué à une queue.

² Indique la signification au seuil de .05 d'un test effectué à une queue.

Source: Statistique Canada, Enquête sur les finances des consommateurs, 1968.

TABLEAU 6. Coefficients corrigés de régression, chez les femmes,
selon le degré d'instruction, 1967
(sauf celles qui n'ont pas travaillé, les militaires et les élèves et étudiantes)

Variable indépendante	Aucune instruction	Primaire inachevé	Primaire	Secondaire inachevé	Secondaire	Universitaire inachevé	Universitaire
Âge	128.800	41.4650 ¹	59.6277 ¹	87.9895 ¹	150.263 ¹	210.015 ¹	259.051 ¹
(Age) ²	1.66290	-.437459 ¹	-.660003 ¹	-1.01143 ¹	-1.63008 ¹	-2.27018 ¹	-2.44868 ¹
Nombre de semaines travaillées	37.0750 ¹	30.5511 ¹	36.7970 ¹	41.4182 ¹	52.9963 ¹	67.4677 ¹	85.6348 ¹
Région							
Ontario	77.8715	248.779	194.790	113.709	234.788	133.812	378.393
Maritimes	914.090	216.427 ¹	342.706 ¹	312.895 ¹	296.767 ¹	509.748 ¹	320.333 ²
Québec	342.827	94.6877 ²	34.7559 ¹	46.0790 ¹	27.8850 ¹	276.337	479.861 ¹
Prairies	110.296	64.2681 ¹	6.74088 ¹	67.0757	65.8795 ¹	87.3611	43.9285
Colombie-Britannique	389.993	28.9534 ²	119.498	62.3645	5.11392 ¹	396.635	212.526
Résidence							
Région métropolitaine	153.553	96.9158	90.5978	106.203	117.672	146.654	117.417
Autre ville	941.255	88.0570	59.1143 ²	56.2404 ²	420.587 ¹	419.146 ¹	101.509
Région urbaine	261.973	124.793 ¹	73.2619 ²	154.691 ¹	101.071 ¹	157.173 ²	150.713
Région rurale	860.255	167.969 ¹	142.878 ¹	256.141 ¹	158.434 ¹	119.638	631.213 ²
Situation d'immigrant							
Inconnue	226.707	4.36929	5.60081	2.16073	106.178	73.5855	263.592
Reçue avant 1945	845.624	91.0564	298.461 ¹	43.3845	61.2319	21.6765	998.923
Reçue entre 1946-64	253.728	66.8745	59.9483	60.4040	164.917 ¹	356.005	673.510 ²
Reçue en 1965 et après	83.9297	216.222	223.527	589.951 ¹	168.951	1.154.66 ¹	920.697 ²
Née au Canada	856.151	17.1473	13.0362	410928	27.7359 ¹	106.601	43.0181
Catégorie de travailleur							
Travailleur rémunéré	379.375	202.583	208.711	114.974	104.886	110.873	54.4296
Emploi autonome non agricole	1.518.04 ¹	763.250 ¹	663.942 ¹	724.782 ¹	1.201.79 ¹	1.783.21 ¹	1.781.03
Emploi autonome agricole	-	1.389.47 ¹	746.580 ¹	875.960	3.274.39 ¹	3.259.20 ²	-
Travailleur familial non rémunéré	378.307	1.229.79 ¹	1.549.16 ¹	1.372.96 ¹	2.164.40 ¹	3.086.12 ¹	2.380.58 ²
État matrimonial							
Mariée	300.891	8.75029	44.9039	90.8370	100.281	63.4169	198.943
Célibataire	792.307	68.9070	80.8689	104.612 ¹	146.985 ¹	46.0041	538.169 ¹
Autres	643.168	131.134	128.820 ²	361.146 ¹	134.531 ¹	353.955 ²	1.263.48 ¹
Profession							
Services et activités récréatives	196.481	211.012	263.907	368.287	643.683	1.021.08	933.092
Professions libérales et techniciens	-	2.241.51 ¹	742.781 ¹	417.756 ¹	449.153 ¹	347.672 ¹	284.066 ²
Employés de bureau	-	242.999 ¹	302.905 ¹	318.512 ¹	18.8320 ¹	584.411	2.180.99 ²
Vendeurs	142.367	73.3753	267.952	295.488	552.225	961.564	2.272.41
Administrateurs	1.748.75	56.7286	213.484 ¹	475.913 ¹	510.005 ¹	372.885 ¹	133.451
Transports et communications	-	218.098	383.290 ¹	321.765 ¹	94.2566 ¹	248.418	1.940.20
Agriculteurs et travailleurs agricoles	134.198	202.415 ¹	268.216 ¹	9.03467 ¹	330.177 ¹	615.075 ²	1.891.48
Bûcherons et pêcheurs	-	594.693	-	871.444	174.721	-	-
Mineurs	-	-	-	372.796	-	-	-
Ouvriers de métier et travailleurs assimilés	49.8690	229.065 ¹	269.383 ¹	21.9287 ¹	559.500	1.281.91	2.237.04
Manœuvres	497.194	254.195	421.438 ¹	166.123	472.095	-	-
Genre de travail							
Plein temps	36.9878	203.016	221.414	319.647	240.866	349.338	445.748
Temps partiel	153.235	419.690 ¹	493.963 ¹	672.869 ¹	1.010.16 ¹	1.383.74 ¹	2.449.65 ¹
Constante	1.153.58 ¹	1.302.49 ¹	1.515.82 ¹	1.848.54 ¹	2.638.54 ¹	3.387.30 ¹	4.799.27 ¹
R ²56	.52 ¹	.57 ¹	.53 ¹	.53 ¹	.59 ¹	.57 ¹

¹ Indique la signification au seuil de .01 d'un test effectué à une queue.

² Indique la signification au seuil de .05 d'un test effectué à une queue.

Source: Statistique Canada, Enquête sur les finances des consommateurs, 1968.

Les calculs dans la catégorie des travailleurs donnent des résultats assez intéressants. Les travailleurs autonomes agricoles ayant une corrélation étroite avec les agriculteurs et les travailleurs agricoles, leurs coefficients de régression doivent être examinés ensemble: ils se révèlent importants et négatifs à tous les degrés d'instruction. Les travailleurs rémunérés, qui composent la grande majorité de l'échantillon (tableaux 1 et 2 de l'annexe) se situent généralement très près de la moyenne à tous les degrés d'instruction, sauf dans le cas des hommes diplômés d'université (- \$550).

Les écarts négatifs importants des travailleurs autonomes non agricoles, à tous les degrés d'instruction, qui vont de - \$650 à - \$1,800 chez les femmes et de - \$600 à - \$1,100 chez les hommes qui n'ont aucune formation universitaire sont encore plus intéressants. Dans le cas des hommes et des femmes qui n'ont aucune formation universitaire, les écarts négatifs représentent peut-être le prix qu'ils sont disposés à payer pour leur indépendance et aussi leur motivation, créée par l'emploi autonome, à s'engager dans des secteurs risqués. De même, les femmes qui ont une formation universitaire, complète ou non, comprennent, par rapport aux hommes, un plus petit nombre de diplômées d'études professionnelles libérales ou supérieures, de sorte que l'autonomie d'emploi les force elles aussi à s'engager dans des secteurs assez risqués. Par contre, les écarts sont positifs et importants pour les hommes occupant un emploi autonome qui ont une certaine formation universitaire (+ \$1,750) et plus encore pour ceux qui détiennent un grade universitaire (+ \$4,200). Les revenus assez considérables des médecins, avocats, architectes, comptables et autres professions libérales autonomes en sont évidemment la cause.

L'état matrimonial a des conséquences différentes sur les revenus suivant les sexes. Ainsi, les hommes mariés et les femmes célibataires bénéficient généralement d'écarts positifs, tandis que les femmes mariées et les hommes célibataires gagnent moins que la moyenne des gens qui possèdent le même degré d'instruction. Ces chiffres traduisent fort probablement le fait que les femmes mariées ne font généralement pas partie de la population active pendant qu'elles élèvent leurs enfants. Par conséquent, à leur entrée dans la population active, leur formation pratique est moindre que celle des femmes célibataires de leur âge et l'instruction qu'elles ont reçue a perdu de sa valeur. Les hommes mariés ne connaissent pas les mêmes désavantages; toutefois, leurs obligations financières plus considérables les incitent à accorder plus d'importance que les hommes célibataires au traitement lorsqu'ils choisissent un emploi.

Il y a évidemment un lien étroit entre les variables professionnelles et l'instruction. L'échantillon de 1967 ne comporte aucune personne exerçant une profession libérale ni aucun technicien sans instruction; en outre, aucun diplômé universitaire ne travaille comme bûcheron, mineur ou pêcheur. En règle générale, les écarts dans le secteur des services et activités récréatives sont négatifs tandis que les écarts dans le secteur des professions libérales et des techniciens sont positifs, mais de façon décroissante en fonction du niveau d'instruction. Les écarts pour les employés de bureau sont généralement négatifs pour les hommes et les

femmes qui ont une instruction supérieure, mais positifs pour les femmes qui n'ont pas de formation universitaire. Les écarts pour les vendeurs sont généralement négatifs et considérables aux degrés supérieurs d'instruction (- \$1,900 pour les hommes et - \$2,300 pour les femmes diplômés d'université). Les administrateurs constituent le seul groupe professionnel qui bénéficie d'écarts positifs importants tant pour les hommes que pour les femmes à tous les degrés d'instruction (de + \$1,000 à + \$2,150 pour les hommes et de + \$50 à + \$500 pour les femmes). Le secteur des transports et des communications, celui des mineurs et celui des ouvriers de métier présentent une situation semblable en ce sens que les écarts y sont positifs aux degrés inférieurs d'instruction, mais négatifs aux degrés supérieurs. Sauf pour les femmes ayant peu d'instruction (aucune et primaire), les écarts pour les manoeuvres sont négatifs à tous les degrés d'instruction.

Signification statistique des coefficients de régression

Il ne sera pas tenu compte, dans l'ensemble, des groupes n'ayant "aucune instruction" à cause de l'insuffisance relative des échantillons et de la valeur douteuse de certaines données relatives à ces groupes. Par conséquent, en ce qui concerne les catégories "aucune instruction" les résultats empiriques n'ont généralement pas de signification statistique, et même lorsqu'ils sont significatifs, on ne peut trop s'y fier parce que les données de ces catégories sont d'une qualité discutable.

Aux niveaux d'instruction de "primaire inachevé" à "universitaire", les variables d'échelle (âge, âge quadratique et nombre de semaines travaillées) sont très significatives dans toutes les régressions. Le tableau 7 présente les valeurs t obtenues par le test de "Student" appliqué à ces trois variables dans chacune des 12 régressions. Toutes les valeurs ont un degré de signification bien supérieur à .01.

TABLEAU 7. Valeur de t du test de "Student" pour les variables d'échelle, régressions pour les hommes et les femmes selon le niveau d'instruction, 1967

Variable d'échelle	Pri- maire ina- chevé	Pri- maire	Secon- daire inachevé	Secon- daire	Univer- sitaire inachevé	Univer- sitaire
Hommes:						
Âge	8.29	7.08	16.96	9.95	6.94	7.79
(Âge) ²	- 8.74	- 7.39	- 16.40	- 8.97	- 6.20	- 7.07
Nombre de semaines travail- lées	20.70	12.47	19.48	12.24	5.60	4.69
	20.70	12.47	19.48	12.24	5.60	4.69
Femmes:						
Âge	3.24	5.25	9.32	12.51	7.52	4.89
(Âge) ²	- 2.91	- 4.89	- 8.43	- 10.68	- 6.61	- 3.83
Nombre de semaines travail- lées	16.86	23.85	34.15	33.30	18.01	11.72

Les tableaux 8 et 9 donnent les résultats de tests de signification de F appliqués aux ensembles de variables auxiliaires. Le calcul des valeurs de F se fonde sur le rapport entre la somme des carrés de la régression (imputables au groupe) et la somme des carrés de l'erreur, chacune étant divisée par le nombre pertinent de degrés de liberté. Les variables auxiliaires que sont la catégorie de travailleur et la profession sont très significatives dans les 12 régressions. Le genre de travail est très significatif dans 11 des 12 régressions mais non significatif dans le cas des hommes diplômés d'université parce que la catégorie "temps partiel" ne comporte que 20 des 1,203 observations de ce groupe (tableau 1 de l'annexe). Les variables auxiliaires que sont la région et la résidence sont aussi très significatives dans 11 des 12 régressions. L'état matrimonial est très significatif dans 8 des 12 régressions et marginal dans un autre cas (les femmes ayant une instruction élémentaire). La situation d'immigrant est la variable auxiliaire la plus faible; elle est néanmoins significative au seuil de .05 dans 6 des 12 régressions et presque significative dans trois autres. En outre, la situation d'immigrant est très significative dans le cas des hommes ayant une certaine instruction primaire ou ayant une certaine formation universitaire; ces coefficients traduisent la concurrence relativement très forte de la part des Canadiens à laquelle se heurtent les immigrants de fraîche date qui ont ces niveaux d'instruction.

Profils âge-gains moyens

Les profils âge-gains moyens de chaque catégorie d'instruction selon le sexe sont obtenus à partir de l'équation suivante:

$$\hat{Y}_k = \beta_1 + \beta_2 k + \beta_3 k^2 \quad (\text{voir la page 13})$$

La constante représente le nombre moyen de semaines travaillées pour chacune des régressions; on ne tient pas compte des autres variables d'attributs, leurs valeurs moyennes pondérées étant toutes égales à zéro. Les résultats sont exprimés par des courbes dans les graphiques 1 et 2 et par des chiffres dans les tableaux 3 et 4 de l'annexe.

Le graphique 1 montre que les gains des hommes tendent à augmenter en fonction du degré d'instruction. Ce n'est que dans les cas de formation universitaire inachevée et d'instruction secondaire inachevée que la moyenne des gains est moindre que celle du degré d'instruction immédiatement inférieur et encore, cela n'arrive-t-il qu'aux plus jeunes âges. En règle générale, les niveaux supérieurs d'instruction correspondent à des gains moyens plus élevés. La différence est particulièrement grande, tant chez les hommes que chez les femmes, entre ceux qui ont une certaine formation universitaire et ceux qui détiennent un ou plusieurs diplômes universitaires. Dans tous les cas représentés aux graphiques 1 et 2, la moyenne des gains augmente d'abord puis diminue ensuite à mesure que l'on avance en âge. Par ailleurs, plus le degré d'instruction est élevé, plus l'augmentation de la moyenne des gains est rapide et plus l'âge de plafonnement des gains est tardif. Dans le cas d'une formation universitaire par exemple, la

TABLEAU 8. Valeurs de F pour les ensembles de variables auxiliaires, régressions pour les hommes selon le niveau d'instruction, 1967

Ensemble de variable auxiliaire	Primaire inachevé	Primaire	Secondaire inachevé	Secondaire	Universitaire inachevé	Universitaire
Région:						
F	24.99	16.31	72.69	7.12	0.91	3.56
F.05	2.37	2.37	2.37	2.37	2.38	2.38
Résidence:						
F	20.81	10.85	16.89	9.24	4.34	7.36
F.05	2.60	2.60	2.60	2.60	2.61	2.61
Situation d'immigrant:						
F	5.06	2.01	3.09	2.40	0.57	5.53
F.05	2.37	2.37	2.37	2.37	2.38	2.38
Catégorie de travailleur:						
F	11.42	15.92	12.55	9.65	4.14	26.18
F.05	2.60	2.60	2.60	2.60	2.61	2.61
État matrimonial:						
F	29.95	13.45	52.55	18.78	1.36	5.25
F.05	2.99	2.99	2.99	2.99	3.00	3.00
Profession:						
F	13.96	17.21	35.37	21.88	4.86	2.85
F.05	1.83	1.83	1.83	1.83	1.84	1.84
Genre de travail:						
F	32.64	13.10	101.71	18.17	16.94	2.74
F.05	3.84	3.84	3.84	3.84	3.85	3.85

TABLEAU 9. Valeurs de F pour les ensembles de variables auxiliaires, régressions pour les femmes selon le niveau d'instruction, 1967

Ensemble de variable auxiliaire	Primaire inachevé	Primaire	Secondaire inachevé	Secondaire	Universitaire inachevé	Universitaire
Région:						
F	6.91	11.09	13.54	13.07	7.14	2.75
F.05	2.38	2.38	2.37	2.38	2.38	2.39
Résidence:						
F	4.61	3.95	15.08	17.95	3.62	1.47
F.05	2.61	2.61	2.60	2.61	2.61	2.62
Situation d'immigrant:						
F	0.56	2.31	2.17	2.74	3.02	2.37
F.05	2.38	2.38	2.37	2.38	2.38	2.39
Catégorie de travailleur:						
F	43.72	83.26	78.54	85.23	16.34	3.98
F.05	2.61	2.61	2.60	2.61	2.61	3.02
État matrimonial:						
F	1.53	2.98	19.86	9.72	1.75	10.04
F.05	3.00	3.00	2.99	3.00	3.01	3.02
Profession:						
F	9.09	14.47	24.74	24.60	11.47	7.21
F.05	1.89	1.95	1.83	1.89	2.02	2.03
Genre de travail:						
F	85.83	137.16	468.38	345.14	120.07	82.74
F.05	3.85	3.85	3.84	3.85	3.85	3.86

moyenne des gains des hommes passe de \$5,700 à \$12,914 arrivé à l'âge de 49 ans tandis que dans le cas d'une instruction primaire inachevée, la hausse n'est que de \$2,748 à \$3,800 arrivé à l'âge de 43 ans.

La différence la plus marquée qui se dégage des profils âge-gains des femmes (graphique 2) est le niveau nettement inférieur de la moyenne des gains à tous les niveaux d'âge, qui s'explique en partie à cause du plus petit nombre de semaines travaillées par les femmes et du nombre relativement plus grand de femmes qui occupent un emploi à temps partiel à tous les niveaux d'instruction. (Voir les tableaux 3 et 4 des pages 14 et 15.) Les différences peuvent aussi, pour une part, être imputables à la discrimination dont souffrent les femmes sur le marché canadien du travail.

Estimation des gains au cours de toute la vie

L'estimation des gains au cours de toute la vie à partir des profils âge-gains moyens dépend énormément du choix des taux de croissance et d'escompte utilisés. Par exemple, les gains que pourraient gagner au cours de leur vie des hommes diplômés d'université varient de \$217,000 à \$611,000 pour un taux d'escompte de 4 % et un taux de croissance variant de zéro à 5.0 % et de \$241,000 à \$899,000 pour un taux de croissance de 2.5 % et un taux d'escompte variant de zéro à 6.0 %. Certes, la courbe et la progression ascendante des profils âge-gains moyens des années futures varieront selon le degré d'instruction, en fonction des répercussions des changements technologiques et des goûts des consommateurs sur la demande de main-d'oeuvre ainsi qu'en fonction des variations de la situation sur le plan de l'offre de main-d'oeuvre. Des études ultérieures de ce genre permettront de déterminer les tendances au cours des années à venir, mais à défaut de ces données, nous utiliserons ici dans tous les profils âge-gains un taux réel de croissance que nous avons évalué de manière arbitraire à 2.5 % par année. Cette estimation exclut évidemment la croissance des gains à un moment donné à l'intérieur des profils âge-gains moyens ainsi que les hausses de revenu qui ne font que compenser les effets de l'inflation.

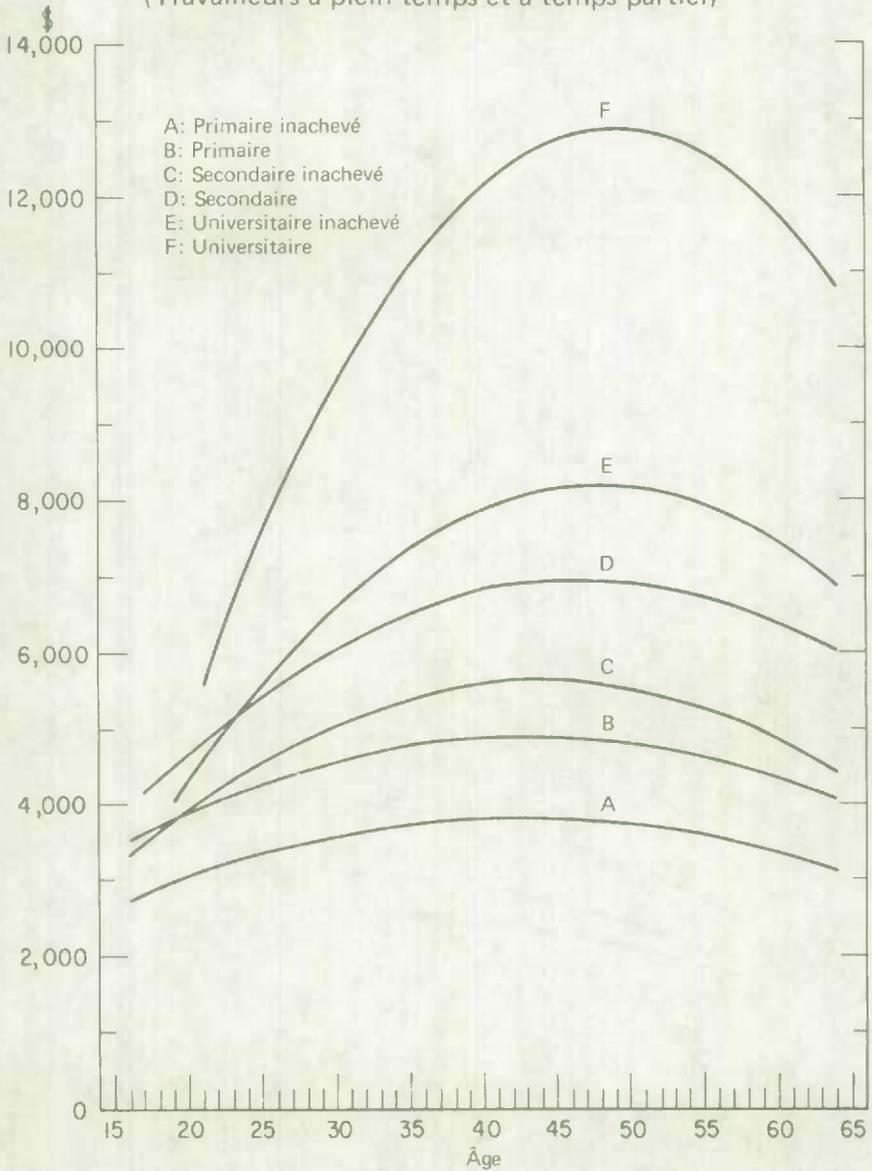
Le taux d'escompte doit aussi être choisi judicieusement. Certaines études ont contourné la difficulté en calculant les taux de rendement interne, mais comme ces estimations tiennent compte dans une large mesure des gains nets obtenus pendant les études et les mois subséquents, on ne peut s'y fier. Notre étude se propose donc de s'attaquer à la question difficile du choix d'un taux d'escompte convenable pour prévoir les gains au cours de toute la vie.

Becker⁶ prétend que le taux d'escompte convenable est le rendement des investissements privés, qu'il situe à 9 % ou 10 % en moyenne. Une idée très répandue veut que le taux de rendement privé serve de coût d'opportunité des fonds affectés aux investissements publics, mais nous n'adopterons pas ce principe.

⁶ Becker, G.S., *Human Capital*, New York, 1964.

Graphique - 1

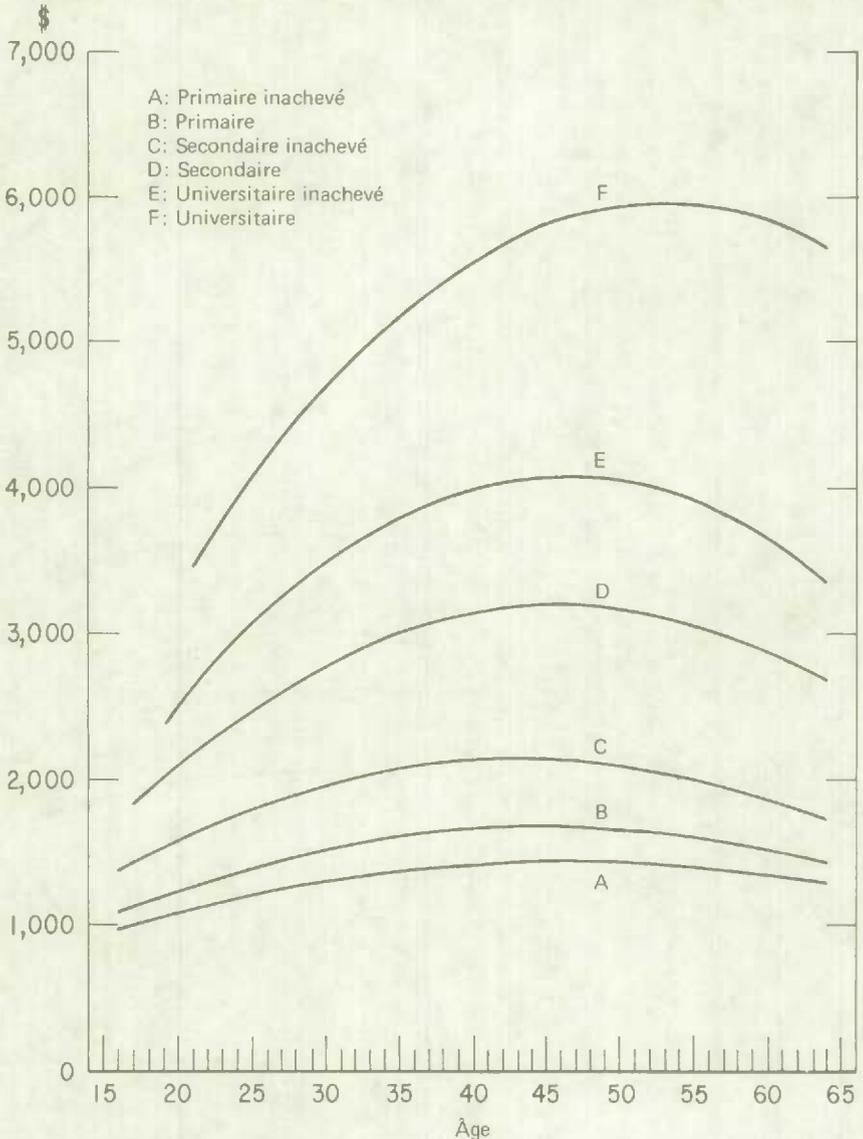
**Profils âge - gains moyens des Canadiens
selon le degré d'instruction, 1967**
(Travailleurs à plein temps et à temps partiel)



Source: Statistique Canada, Enquête sur les finances des consommateurs, 1968

Graphique - 2

**Profils âge - gains moyens des Canadiennes
selon le degré d'instruction, 1967**
(Travailleuses à plein temps et à temps partiel)



Source: Statistique Canada, Enquête sur les finances des consommateurs, 1968

Le taux d'escompte proposé par Becker ne serait convenable que si les investisseurs privés cherchaient à obtenir un rendement maximal tout en prenant des décisions socialement optimales. Par ailleurs, nous avons plusieurs raisons de croire que le taux de rendement des investissements privés est plus élevé que le taux socialement optimal des investissements aux fins d'éducation.

1. Les investissements augmentent la productivité de la main-d'oeuvre et des autres facteurs, ce qui, tout en étant souhaitable sur le plan social, constitue plus un coût qu'un bénéfice pour l'investisseur privé qui calcule son taux de rendement net en en déduisant le rendement des autres facteurs. Par conséquent, les investissements privés peuvent cesser avant que ne soit atteint le niveau qui bénéficierait de manière optimale à l'ensemble de la société et l'investisseur privé peut demander un taux de rendement privé plus élevé que celui qui est socialement optimal⁷. Il en est ainsi notamment lorsque les investissements utilisent le travail au lieu de l'économiser, mais même dans le second cas, des investissements supplémentaires accroîtraient encore plus la productivité et les gains de la partie de la population active qui aurait un emploi une fois les investissements effectués. Ainsi, le taux de rendement socialement optimal des investissements (privés et publics) est inférieur au taux de rendement privé observé des investissements privés.
2. Il ne serait pas souhaitable que la répartition du revenu qui influe sur le marché détermine aussi les investissements publics. Si le scrutin doit avoir plus de poids lorsqu'il s'agit d'influencer les décisions dans ce domaine, il faudrait alors exiger des taux de rendement différents pour les investissements publics et privés⁸. Ces taux seront plus élevés ou plus bas selon la répartition des coûts et bénéfices des investissements. Toutefois, dans le cas de l'éducation, qui représente un moyen important de faire progresser les groupes défavorisés, un taux de rendement nettement inférieur serait acceptable, du moins par les groupes défavorisés qui peuvent profiter de la possibilité de compléter leur éducation et qui ne peuvent obtenir de toute manière les taux de rendement plus élevés que touche l'investisseur privé.
3. Denison⁹ a signalé que les dépenses en éducation proviennent en grande partie du secteur des dépenses de consommation et non du flux de l'épargne et de l'investissement. C'est notamment le cas du manque à gagner des étudiants, soit l'élément le plus important du coût d'études plus poussées, et c'est probablement aussi le cas, dans une grande mesure, de la taxe foncière et des autres taxes affectées au financement de l'éducation à tous les niveaux. C'est pourquoi les investissements en éducation contribuent nettement à la croissance économique même si leur taux de rendement n'est égal qu'à une petite fraction de celui des autres secteurs d'investissement.

⁷ Feldstein, M.S., "The Social Time Preference Discount Rate in Cost Benefit Analysis", *The Economic Journal*, juin 1964, pp. 360-379.

⁸ Feldstein, *op. cit.*

⁹ Denison, E.F., *The Sources of Economic Growth in the United States*, New York, 1962, p. 78.

4. Bien que le facteur temps incite les particuliers à préférer consommer dès maintenant plutôt que par la suite, ce qui réduit l'épargne et accroît le taux de rendement de l'investissement privé, ce facteur perd beaucoup de sa force au sein d'une société qui se préoccupe autant des générations à venir que des générations actuelles¹⁰. Par conséquent, l'effet du facteur temps sur les taux privés de rendement devrait être considérablement réduit, sinon éliminé, au moment de déterminer le taux socialement optimal des investissements publics en éducation.

À la lumière de cette analyse, nous jugeons que 4 % constitue le taux réel d'escompte convenable pour les investissements publics en éducation. En termes monétaires, il peut s'agir d'un taux de 8 % si l'inflation se situe à 4 % ou si, dans notre modèle, le taux réel de croissance évalué à 2.5 % dans les profils âge-revenu se situe à près de 6.4 % en termes monétaires. D'autres facteurs entrent en jeu, notamment les avantages sociaux, la rémunération non monétaire pour certains genres d'emploi et la corrélation entre l'aptitude et l'instruction, mais après étude, nous n'avons pas cru bon de modifier notre décision pour autant. Il faut certes admettre que les avantages sociaux et non monétaires comme le prestige du revenu, les voyages payés, de longues vacances, de généreuses allocations de dépenses et des régimes d'assurance-invalidité et de pensions intéressants, augmentent ordinairement à mesure que les études sont plus poussées¹¹.

Par ailleurs, la corrélation entre l'aptitude et l'instruction a amené certains à penser que la rentabilité apparente de l'éducation est en réalité, en partie, le rendement de l'aptitude et de la motivation. Par exemple, Becker¹² a baissé de 20 % les gains escomptés d'une formation collégiale et Denison¹³ a conclu que 3/5 seulement des écarts de revenu observés étaient imputables aux différences d'instruction par rapport aux caractéristiques associées. Par contre, dans des ouvrages plus récents, Griliches¹⁴ et Griliches et Mason¹⁵ déclarent que Becker et Denison accordent une trop grande importance aux conséquences de la corrélation entre l'aptitude et l'instruction sur l'estimation de la rentabilité de l'éducation. Leur argumentation se fonde surtout sur le lien de cause à effet, à double sens, entre l'aptitude et l'instruction. En outre, en mesurant l'aptitude au moment d'entreprendre un cycle d'études donné, on constate, d'après les données disponibles, que la variable aptitude peut contribuer à expliquer la variable revenu, mais qu'elle n'affecte pas de manière sensible le coefficient de scolarité¹⁶. Il semble donc qu'il n'y ait guère de déviation du coefficient de scolarité qui ne

¹⁰ Feldstein, *op. cit.*

¹¹ Bowen, W.G., *Economic Aspects of Education. Three Essays*, Princeton University, 1964.

¹² Becker, *op. cit.*

¹³ Denison, *op. cit.*

¹⁴ Griliches, Z., "Notes on the Role of Education in Production Functions and Growth Accounting", in Hansen, W.L., éd., *Education, Income and Human Capital, Studies in Income and Wealth, Vol. 35*, New York, 1970.

¹⁵ Griliches, Z. et Mason, W.M., "Education, Income, and Ability", *The Journal of Political Economy*, 80, mai-juin 1972, pp. S74-S103.

¹⁶ *Ibid.*, p. S90.

tienne compte de l'aptitude. Nous en concluons que toute surestimation de la rentabilité de l'éducation imputable à la corrélation entre l'aptitude et l'instruction est compensée au moins par les avantages sociaux et non monétaires plus intéressants qui découlent d'un emploi exigeant une formation plus poussée. Par conséquent, nous nous en tenons à notre décision antérieure selon laquelle 4 % constitue un taux réel d'escompte convenable pour les investissements publics en éducation.

Le tableau 10 présente les gains au cours de toute la vie corrigés du taux de croissance de 2.5 % et du taux d'escompte de 4 %, selon le sexe et le niveau d'instruction. Les estimations proviennent de l'équation

$$(5) \hat{Y}_k = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 k + \hat{\beta}_3 k^2$$

en corrigeant d'abord les gains moyens de chaque année des taux d'escompte et de croissance et en faisant ensuite la somme des gains corrigés pour la durée de la vie active estimée¹⁷. D'où,

$$(6) A\hat{Y}_k = \hat{Y}_k \left(\frac{1.025}{1.04} \right)^{k-j} \text{ et}$$

64

$$(7) A L E = \sum_{k=j}^{64} A\hat{Y}_k \text{ où}$$

$A\hat{Y}_k$ = gains moyens corrigés de l'âge k

A L E = gains de toute la vie corrigés

$k = j, j+1, \dots, 64$

$j = 16$ pour les niveaux d'instruction allant de "aucune instruction" à "secondaire inachevé"

= 17 pour "instruction secondaire"

= 19 pour "instruction universitaire inachevée"

= 21 pour "instruction universitaire".

Les estimations du tableau 10 excluent les effets de l'instruction sur le nombre de personnes qui n'ont pas travaillé en 1967 et le tableau 2 à la page 10 indique une très forte corrélation positive entre le degré d'instruction et la proportion des sans-travail. Le nombre d'hommes qui n'ont pas travaillé passe de 59 % de ceux qui n'ont aucune instruction à 5 % des diplômés d'université et ce nombre passe de 90 % à 42 % des femmes dans les mêmes catégories. La correction en fonction de ces effets de l'instruction, en multipliant les chiffres du tableau 10 par le nombre relatif de personnes qui ont travaillé dans chaque catégorie instruction-sexe donne les résultats qui figurent au tableau 11.

¹⁷ On n'a fait aucune correction en fonction des taux de mortalité parce qu'ils ne sont pas disponibles selon le degré d'instruction.

**TABLEAU 10. Gains de toute la vie corrigés, selon le sexe
et l'instruction, 1967**
(travailleurs à plein temps et à temps partiel)

Niveau d'instruction	Homme	Femme
	dollars	
Aucune instruction	106,664	36,469
Primaire inachevé	122,348	45,092
Primaire	157,597	52,450
Secondaire inachevé	173,464	66,873
Secondaire	212,545	96,759
Universitaire inachevé	234,524	120,357
Universitaire	351,635	169,327

**TABLEAU 11. Gains de toute la vie corrigés, suivant le sexe
et l'instruction, 1967**
(travailleurs à plein temps, travailleurs à temps partiel et personnes
qui n'ont pas travaillé)

Niveau d'instruction	Hommes	Femmes
	dollars	
Aucune instruction	43,732	3,647
Primaire inachevé	88,091	9,469
Primaire	132,381	14,686
Secondaire inachevé	157,852	28,087
Secondaire	197,667	48,380
Universitaire inachevé	213,417	69,807
Universitaire	334,053	98,210

L'accroissement des gains de toute la vie résultant d'une instruction plus poussée est nettement plus considérable chez les diplômés d'université (un accroissement de \$136,000 pour les hommes et \$50,000 pour les femmes par rapport aux diplômés d'école secondaire). L'achèvement des études secondaires ajoute \$65,000 par rapport aux études primaires et \$40,000 par rapport aux études secondaires inachevées dans le cas des hommes et \$34,000 et \$20,000 respectivement dans le cas des femmes. Une certaine formation universitaire donne un accroissement, par rapport aux études secondaires, se chiffrant à \$25,000 pour les hommes et \$21,000 pour les femmes. Par ailleurs, il y a une différence dans les gains de toute la vie moyens de \$16,000 pour les hommes et de \$13,000 pour les femmes entre une instruction secondaire inachevée et une instruction primaire.

Ces estimations représentent imparfaitement la valeur sociale d'une instruction plus avancée. Les problèmes sont particulièrement importants dans le cas des

femmes car un bon nombre d'entre elles se trouvent dans les groupes qui "n'ont pas travaillé" ou qui ont "travaillé à temps partiel". (Voir les tableaux 2 et 4 des pages 10 et 15.) Les estimations ne tiennent pas compte de la valeur sociale des services rendus par les femmes au foyer; cette valeur, si elle était connue, serait susceptible de compenser la faible moyenne des gains des femmes imputables à la participation temporaire de beaucoup d'entre elles à la population active. En outre, la structure salariale des hommes et des femmes peut être déterminée par l'influence générale, l'ignorance et la tradition autant que par la valeur sociale du travail accompli par la personne. Il est évident que certaines personnes reçoivent des salaires excessifs. Par contre, le travail d'un grand nombre de gens entraîne des économies externes significatives qui rabaisent leurs gains par rapport à la valeur sociale du produit de leur travail. Il est malheureusement impossible de quantifier les surestimations ou sous-estimations qui se produisent lorsqu'on adopte les gains comme mesure de la valeur sociale. Nous sommes donc amenés à conclure, du moins dans le cas des hommes, que nous ne pouvons faire guère mieux que de supposer que les erreurs s'annulent.

Dans cette optique, nous allons nous pencher maintenant sur le taux de rentabilité qui ressort de nos estimations des gains de toute la vie, pour les hommes. Nous évaluons à \$7,700 le coût d'études secondaires et à \$32,300 celui d'études universitaires réparties sur 4 ans, y compris le manque à gagner¹⁸. Selon notre estimation des gains de toute la vie (pour un taux d'escompte de zéro et un taux de croissance de 2.5 %) soit \$337,900 pour un diplômé d'école secondaire et \$899,300 pour un diplômé d'université, ces coûts supposent une rentabilité réelle annuelle de plus de 8 % dans le premier cas et d'un peu moins de 8 % dans le second cas¹⁹.

Nous concluons donc que la rentabilité sociale de l'éducation tant au niveau secondaire qu'universitaire est d'environ le double du taux qui, à notre avis, justifie ces dépenses. Malgré son importance, cette conclusion laisse bien d'autres

¹⁸ On a calculé que le coût direct de l'enseignement secondaire était de \$740 par élève par année (1969-70) en Ontario. Ce coût comprend les dépenses des conseils scolaires (enseignement, administration, exploitation et entretien des immeubles, transport, immobilisations, service de la dette et dépenses diverses) et celles du ministère de l'Éducation (surveillance et inspection, programmes d'études, examens d'entrée, matériel audio-visuel et régimes de pensions). Nous avons ajouté à cela un manque à gagner annuel évalué à \$2,950 (avec un cours primaire et compte tenu du chômage) pour un élève de 16 ans et un montant de \$2,500 représentant la somme des gains durant les années antérieures. D'où, l'estimation qu'un cours d'études secondaires de 3 ans coûte au total \$7,700 ($3 \times 740 + 2,950 + 2,500$).

En ce qui concerne l'enseignement universitaire, Slater (*Economics of Universities and Colleges*, 1970, *Canadian Economics Association*) a évalué le coût direct (1969-70) d'études menant à un baccalauréat en arts et en sciences à plus de \$4,000 par année. Nous y ajoutons le manque à gagner (avec un cours secondaire et compte tenu du chômage) de \$16,300, soit un coût total pour 4 années d'études universitaires de \$32,000 ($4 \times 4,000 + 16,300$).

¹⁹ À l'école secondaire, le rapport gains de toute la vie - coût est de 43.9, ce qui donne un taux de 8 % si l'on suppose 48 années de travail rémunérateur après l'école secondaire (soit $(1.082)^{48} = 43.9$). À l'université, le rapport gains de toute la vie - coût est de 27.8, ce qui donne un taux légèrement inférieur à 8 % si l'on suppose 44 années de travail rémunérateur après l'université (soit $(1.08)^{44} = 29.6$).

questions économiques essentielles sans réponse. Il s'agit par exemple de l'affectation efficace des ressources au sein des établissements d'enseignement, des conséquences des dépenses publiques en matière d'éducation, à tous les niveaux et pour tous les genres, sur la répartition des revenus, de la discrimination envers les femmes et des variations du taux de rentabilité en fonction du domaine d'études et du temps supplémentaire. Il ne faut nullement en déduire que les considérations économiques sont les seuls facteurs, ni même les plus importants, d'une évaluation des programmes d'enseignement. L'affectation des fonds publics peut respecter des priorités qui ne sont pas en tout premier lieu d'ordre économique, mais l'aspect économique demeure important du fait, notamment, qu'une grande partie de l'argent des contribuables sert à financer le système d'éducation. Nous avons trouvé une rentabilité annuelle réelle de 8% tant au niveau secondaire qu'universitaire; c'est une conclusion rassurante, mais rien nous permet de supposer que ces taux sont demeurés stables depuis ce temps. Il faut donc poursuivre les études sur l'amplitude et les variations des taux de rentabilité²⁰.

²⁰ Des études ultérieures tenteront d'approfondir la recherche sur le degré d'instruction. Une ventilation de l'instruction universitaire en fonction des niveaux (baccalauréats, maîtrises et doctorats) s'impose et il faut aussi plus de renseignements sur la formation technique. Une étude de certaines professions, dont les médecins, les enseignants des écoles publiques, les professeurs d'université, les ingénieurs et les fonctionnaires serait également très utile.

ANNEXE

TABLEAU 1. Répartition des hommes selon le degré de scolarité et autres caractéristiques, enquête sur la population active, 1967

(sauf ceux qui n'ont pas travaillé, les militaires et les élèves et étudiants)

Caractéristique	Aucune instruction	Primaire inachevé	Primaire	Secondaire inachevé	Secondaire	Universitaire inachevé	Universitaire
Région:							
Ontario	13	530	1,143	1,922	973	266	402
Maritimes	74	1,309	714	1,232	554	181	164
Québec	34	1,008	780	1,123	756	204	284
Prairies	24	577	839	1,384	791	209	242
Colombie-Britannique	5	150	330	726	407	171	131
Résidence:							
Région métropolitaine	29	1,320	1,834	3,635	2,382	724	940
Autre ville	16	259	291	505	277	86	78
Région urbaine	17	454	453	778	356	96	109
Région rurale	88	1,541	1,228	1,469	466	125	96
Situation d'immigrant:							
Inconnue	44	959	1,016	1,757	973	304	340
Reçu avant 1945	10	193	228	241	106	36	35
Reçu entre 1946-64	8	206	324	365	320	88	118
Reçu en 1965 et après	2	40	36	42	76	24	56
Né au Canada	86	2,176	2,172	3,982	2,006	579	674
Catégorie de travailleur:							
Travailleur rémunéré	113	2,869	3,029	5,493	3,159	942	1,074
Emploi autonome non agricole	16	280	296	398	225	59	130
Emploi autonome agricole	21	336	428	327	77	26	19
Travailleur familial non rémunéré	-	89	53	169	20	4	-
État matrimonial:							
Marié	123	2,729	3,140	4,698	2,624	786	1,055
Célibataire	20	723	579	1,581	798	228	152
Autres	7	122	87	108	59	17	16
Profession:							
Services et activités récréatives	16	298	327	542	196	46	13
Professions libérales et techniciens	-	17	33	188	480	325	888
Employés de bureau	2	70	158	433	479	110	30
Vendeurs	-	59	133	469	310	89	42
Administrateurs	3	129	226	645	653	224	199
Transports et communications	9	316	343	600	179	30	5
Agriculteurs et travailleurs agricoles	28	512	552	587	114	32	14
Bûcherons et pêcheurs	29	275	106	107	26	2	-
Mineurs	3	92	60	87	23	2	-
Ouvriers de métier et travailleurs assimilés	42	1,362	1,584	2,359	925	144	30
Manoeuvres	18	444	284	370	96	26	2
Genre de travail:							
Plein temps	130	3,318	3,639	5,875	3,387	982	1,203
Temps partiel	20	226	167	512	94	49	20
Total	150	3,574	3,806	6,387	3,481	1,031	1,223

Source: Statistique Canada, Enquête sur les finances des consommateurs, 1968.

TABIEAU 2. Répartition des femmes selon le degré de scolarité et autres caractéristiques, enquête sur la population active, 1967

(sauf celles qui n'ont pas travaillé, les militaires et les élèves et étudiantes)

Caractéristiques	Aucune instruction	Primaire inachevé	Primaire	Secondaire inachevé	Secondaire	Universitaire inachevé	Universitaire
Région:							
Ontario	9	179	413	1,178	838	183	130
Maritimes	7	273	239	603	567	168	58
Québec	9	301	292	564	721	97	91
Prairies	6	190	299	824	708	188	94
Colombie-Britannique	5	60	114	408	381	128	42
Résidence:							
Région métropolitaine	27	524	726	2,233	2,117	458	296
Autre ville	1	96	134	314	358	91	39
Région urbaine	3	118	189	437	326	88	41
Région rurale	5	265	308	593	414	127	39
Situation d'immigrant:							
Inconnue	13	295	373	994	889	205	114
Reçue avant 1945	6	41	75	102	91	19	7
Reçue entre 1946-1964	7	93	130	209	213	60	31
Reçue en 1965 et après	3	26	31	31	62	12	14
Née au Canada	7	548	748	2,241	1,960	468	249
Catégorie de travailleur:							
Travailleur rémunéré	27	835	1,153	3,236	3,034	729	404
Emploi autonome non agricole	6	62	77	146	81	21	7
Emploi autonome agricole	-	8	9	3	4	1	-
Travailleur familial non rémunéré	3	98	118	192	96	13	4
État matrimonial:							
Mariée	25	690	940	2,286	1,900	476	237
Célibataire	3	175	240	1,008	1,094	233	151
Autres	8	138	177	283	221	55	27
Profession:							
Services et activités récréatives	14	480	579	1,026	309	37	11
Professions libérales et techniciens	-	5	12	123	733	475	352
Employés de bureau	-	53	149	1,184	1,627	174	31
Vendeurs	3	51	132	456	207	29	5
Administrateurs	1	25	39	123	118	27	10
Transports et communications	-	6	20	81	68	5	1
Agriculteurs et travailleurs agricoles	2	90	103	145	36	8	3
Bûcherons et pêcheurs	-	3	-	1	1	-	-
Mineurs	-	-	-	1	-	-	-
Ouvriers de métier et travailleurs assimilés	13	273	300	397	102	9	2
Manoeuvres	3	17	23	40	14	-	-
Genre de travail:							
Plein temps	29	676	937	2,425	2,596	610	351
Temps partiel	7	327	420	1,152	619	154	64
Total	36	1,003	1,357	3,577	3,215	764	415

Source: Statistique Canada, Enquête sur les finances des consommateurs, 1968.

TABLEAU 3. Profils âge-gains moyens des Canadiens selon le degré d'instruction
(travailleurs à plein temps et à temps partiel)

Âge	Aucune instruction	Primaire inachevé	Primaire	Secondaire inachevé	Secondaire	Universitaire inachevé	Universitaire
16	2,331	2,748	3,519	3,302	—	—	—
20	2,707	3,042	3,897	3,921	4,682	4,318	—
25	3,073	3,341	4,283	4,561	5,456	5,583	7,602
30	3,323	3,566	4,576	5,052	6,070	6,598	9,584
35	3,455	3,716	4,775	5,394	6,524	7,365	11,106
40	3,471	3,791	4,879	5,587	6,818	7,884	12,167
45	3,370	3,791	4,889	5,631	6,952	8,154	12,766
50	3,152	3,717	4,806	5,526	6,927	8,176	12,905
55	2,818	3,567	4,628	5,271	6,742	7,949	12,582
60	2,367	3,342	4,356	4,868	6,397	7,474	11,799
64	1,922	3,109	4,070	4,439	6,006	6,915	10,840

TABLEAU 4. Profils âge-gains moyens des Canadiennes selon le degré d'instruction
(travailleuses à plein temps et à temps partiel)

Âge	Aucune instruction	Primaire inachevé	Primaire	Secondaire inachevé	Secondaire	Universitaire inachevé	Universitaire
16	1,563	977	1,095	1,368	—	—	—
20	1,287	1,080	1,239	1,574	2,089	2,509	—
25	1,018	1,189	1,388	1,786	2,474	3,048	4,049
30	831	1,276	1,505	1,948	2,777	3,474	4,670
35	727	1,341	1,589	2,059	2,998	3,786	5,170
40	707	1,385	1,639	2,120	3,138	3,985	5,547
45	770	1,406	1,657	2,130	3,197	4,070	5,801
50	916	1,406	1,642	2,090	3,174	4,042	5,934
55	1,145	1,383	1,593	1,999	3,069	3,900	5,943
60	1,457	1,339	1,512	1,857	2,883	3,645	5,831
64	1,766	1,288	1,423	1,707	2,676	3,359	5,652

STATISTICS CANADA LIBRARY
BIBLIOTHEQUE STATISTIQUE CANADA



1010244767

c.3

