

## Champ de spécialisation et revenu Fields of study and earnings

Robert Lacroix, Paul Robillard and Clément Lemelin

Volume 54, Number 1, janvier–mars 1978

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/800755ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/800755ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Lacroix, R., Robillard, P. & Lemelin, C. (1978). Champ de spécialisation et revenu. *L'Actualité économique*, 54(1), 5–20. <https://doi.org/10.7202/800755ar>

Article abstract

An earnings function is defined for the highly qualified manpower in Canada in 1973. Education, experience and field of study, instead of occupation, are the arguments. By use of regression techniques it is shown that the third independent variable adds significantly to the explanation of the variance of earnings.

Even when years of schooling and experience are accounted for, the contribution of the so-called traditional fields of study—medicine, law, accounting and engineering—remains considerable.

The first of the three interpretations suggested refers to different "innate" abilities associated with choice of a field of study but it is promptly dismissed.

The second interpretation deals with differences in work organization leading to either more uncertain flows of earnings or to longer hours of work. It is shown to be plausible in the case of graduates of law schools but it does not hold in the case of graduates of medical schools.

In the latter case a third interpretation is hinted at: medical doctors, either through their association or individually, do exert some significant influence on both the supply of and the demand for their own services.

## CHAMP DE SPÉCIALISATION ET REVENU \*

Ce n'est pas d'aujourd'hui que des économistes tentent d'ajouter à l'éducation et à l'expérience certaines variables particulières susceptibles d'accroître notre compréhension des disparités de revenu. L'occupation joue souvent ici un rôle prépondérant. Ainsi, Wilkinson (1966) montre que les revenus varient beaucoup plus avec les occupations qu'avec les niveaux de scolarité. Eckaus (1964), Berg (1971) et Thurow (1975) affirment tous que l'éducation n'est qu'un moyen d'accéder à des occupations mieux rémunérées dont l'exercice, par ailleurs, ne nécessite pas toujours une scolarité très poussée. Klevmarken (1972) dit que l'occupation joue un rôle plus important que l'expérience ou l'éducation dans la détermination des revenus.

Selon nous les méthodes d'analyse de certains de ces travaux se montrent particulièrement injustes à l'endroit de l'éducation et de l'expérience. Ces dernières, en effet, sont souvent des instruments qui permettent aux gens d'obtenir des revenus plus élevés par l'intermédiaire de meilleurs emplois. En fait, l'introduction de l'occupation comme un argument de la fonction de détermination des revenus ne nous semble pas particulièrement heureuse. C'est ainsi qu'en sociologie de l'éducation la variable occupation joue depuis longtemps un rôle équivalent à celui du revenu dans la théorie économique néo-classique, c'est-à-dire celui d'une variable dépendante. Une scolarité accrue permet non seulement à un individu d'être plus efficace dans l'exercice d'une occupation, mais aussi d'accéder à de « meilleures » occupations. C'est par ces deux canaux que scolarité et expérience deviennent corrélées avec les revenus. Placer sur un même pied scolarité, expérience et occupation dans une fonction de détermination des revenus ne peut que biaiser vers le bas les coefficients qui estiment le rôle des deux premières variables.

Le débat n'est pas clos pour autant et c'est au niveau du champ de spécialisation qu'il faut le porter.

---

\* Nous tenons à remercier H. Stead de Statistique Canada. Cette recherche n'aurait pas été possible sans la subvention que nous avons obtenue du Conseil des Arts (S74-1614-S1).

Dans le présent article nous tentons d'abord d'évaluer le rôle du champ de spécialisation dans une fonction de détermination des revenus à l'aide des données provenant de l'enquête de 1973 sur la main-d'œuvre hautement qualifiée du Canada. Nous présentons ensuite une interprétation des disparités de revenus imputables aux champs de spécialisation.

### 1. *L'équation de revenu et les résultats empiriques*

Nous avons donc spécifié une équation de revenu où le revenu net avant impôt est expliqué par l'éducation, l'expérience et le champ de spécialisation. La variable dépendante est continue alors que les variables explicatives sont dichotomiques. Cette spécification discrète des variables indépendantes revêt deux avantages. D'une part, le caractère qualitatif du champ de spécialisation se prête particulièrement bien à ce type de variable et, d'autre part, la dichotomisation des variables explicatives a l'avantage de linéariser implicitement la relation à estimer, de telle sorte que les moindres carrés soient directement applicables.

Notre échantillon est constitué des répondants au questionnaire d'une vaste enquête menée au Canada en 1973 par Statistique Canada pour le compte du ministère d'Etat à la Science et à la Technologie. Etait éligible toute personne ayant déclaré lors du recensement de 1971 être détentrice d'un diplôme universitaire. Pour les fins de cette recherche, nous n'avons retenu que les 60,068 répondants mâles qui déclaraient avoir travaillé quarante semaines ou plus au cours de l'année précédente. Chaque observation est pondérée pour assurer la représentativité de notre population. Le système de pondération a été mis au point par Statistique Canada.

La variable revenu est la somme des salaires et du revenu professionnel net du répondant avant impôt. La variable scolarité représente une évaluation du nombre d'années d'études passées dans le système universitaire. Un premier diplôme universitaire vaut quatre ans ; tout autre diplôme de premier cycle (deuxième ou troisième baccalauréat, certificat ou diplôme non spécifiquement du deuxième cycle) vaut un an. Le diplôme de maîtrise et un diplôme d'études post-graduées valent 1.25 an. Le diplôme de doctorat vaut 3.45 ans<sup>1</sup>. Tout autre diplôme décerné après la maîtrise (par exemple, le M. Phil.) vaut deux ans. Le détenteur d'un premier diplôme professionnel en médecine se voit créditer six années d'études mais on ne tient pas compte de la scolarité préalable. Enfin, un répondant qui déclare être inscrit à un programme d'études et s'attendre à recevoir un diplôme, se voit octroyer la moitié des années associées à ce niveau d'études.

1. Ces deux derniers chiffres sont empruntés à Dodge et Stager (1972) ; nous avons cependant décidé de comptabiliser séparément ces diplômes.

Le niveau d'expérience a été construit en calculant le nombre d'années écoulées depuis l'âge de 18 ans et en soustrayant de ce nombre la durée des études telle qu'obtenue précédemment.

Par la suite, nous avons formé sept variables dichotomiques d'éducation, huit variables dichotomiques d'expérience et treize variables dichotomiques de champ de spécialisation. La nomenclature de l'ensemble de ces variables est donnée au tableau 1 où sont présentés les résultats empiriques.

Notre équation de revenu peut s'écrire de la façon suivante :

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^7 \beta_i Ed_{it} + \sum_{j=1}^8 \gamma_j Ex_{jt} + \sum_{k=1}^{13} d_k S_{kt} + u_t \quad (1)$$

$y_t$  est le revenu net avant impôt du  $t$ -ième individu,  $Ed_{it}$ ,  $Ex_{jt}$  et  $S_{kt}$  sont les valeurs que prennent respectivement les  $i$ -ième,  $j$ -ième et  $k$ -ième variables d'éducation, d'expérience et de champ de spécialisation ;  $u_t$  est une variable stochastique normale centrée <sup>2</sup>.

Le lecteur averti aura immédiatement remarqué que cette équation ne peut être estimée par les moindres carrés ordinaires sans qu'on ait au préalable imposé trois contraintes linéaires. En effet, la matrice des produits croisés de nos observations est singulière et ne peut donc pas être inversée.

Nous avons choisi d'imposer les contraintes suivantes :

$$\sum_{i=1}^7 f(i) \beta_i = 0 \quad (2.1)$$

$$\sum_{j=1}^8 g(j) \gamma_j = 0 \quad (2.2)$$

$$\sum_{k=1}^{13} h(k) d_k = 0 \quad (2.3)$$

$f(i)$ ,  $g(j)$  et  $h(k)$  sont respectivement le nombre d'individus possédant le  $i$ -ième niveau d'éducation, le  $j$ -ième niveau d'expérience et un dernier diplôme dans la  $k$ -ième spécialisation.

Sous ces contraintes, on peut démontrer facilement que l'estimateur des moindres carrés de  $\alpha$  sera égal à  $\bar{y}$ , la moyenne des salaires de

2. Pour une analyse théorique de l'incidence de l'éducation et de l'expérience sur le revenu, cf. Lacroix, R., Lemelin, C. et Robillard, P., « Les disparités de revenu au sein de la main-d'œuvre hautement qualifiée du Canada ». Département de Science Economique, Université du Québec à Montréal, juillet 1977.

notre population totale. De plus, si on s'intéresse à la valeur, par exemple, de l'estimateur de  $\beta_i$ , on verra que<sup>3</sup> :

$$\hat{\beta}_i = \bar{y}_i - \bar{y} - \frac{1}{f(i)} \left[ \sum_{j=1}^8 \hat{\gamma}_j \left( \sum_{t=1}^T Ed_{it} Ex_{jt} \right) + \sum_{k=1}^{18} \hat{\delta}_k \left( \sum_{t=1}^T Ed_{it} S_{kt} \right) \right] \quad (3)$$

où  $\hat{\beta}_i$ ,  $\hat{\gamma}_j$  et  $\hat{\delta}_k$  sont les estimateurs de  $\beta_i$ ,  $\gamma_j$  et  $\delta_k$ ,  $\bar{y}_i$  est le revenu moyen des individus possédant le  $i$ -ième niveau d'éducation et  $T$  est le nombre total d'observations.  $\hat{\beta}_i$  représente alors l'écart existant entre le revenu moyen de la population totale et celui des individus du  $i$ -ième niveau d'éducation étant entendu que les deux groupes sont définis par une structure commune d'expérience et de champ de spécialisation. Connaissant mieux la portée de la méthode utilisée, nous présentons les résultats de la régression au tableau 1.

Suivant les explications données ci-après, le coefficient de la spécialisation « droit », par exemple, indique qu'un écart de \$4,953 existerait entre le salaire moyen des individus de cette spécialité et celui de l'ensemble de la population si les individus moyens de chaque population possédaient les mêmes niveaux d'éducation et d'expérience.

## 2. Analyse des résultats d'ensemble

Les résultats présentés à la section précédente appellent certains commentaires.

D'abord, les coefficients de la variable éducation montrent des mouvements erratiques principalement à cause des résultats pour le niveau de scolarité 6-7. Nous suggérons une interprétation susceptible d'expliquer ce fait. Dans le réseau anglophone d'éducation les participants à la main-d'œuvre hautement qualifiée qui ont eu une démarche linéaire, se sont vus attribuer 4 années d'étude s'ils ne possèdent qu'un baccalauréat spécialisé, 5.25 ou 6 années s'ils détiennent une maîtrise ou s'ils sont médecins et 7.70 s'ils ont obtenu un doctorat sans passer par un programme de maîtrise. Dans le réseau francophone d'éducation, à cause de l'ancien système de collège classique, il faut habituellement ajouter une année à ces estimations, les médecins constituant une exception à cause de notre méthode d'évaluation. Si tel est le cas, la catégorie de scolarité 6-7 regroupe probablement un nombre anormalement élevé de francophones détenteurs d'une maîtrise et son coefficient est susceptible de refléter plus fortement l'existence de la disparité des revenus entre anglo-

3. Voir à ce sujet Jac-André Boulet, « L'analyse des disparités de revenus : un cadre méthodologique de recherche », document n° 34, Conseil Économique du Canada, juillet 1975 et H. Scheffé, *The Analysis of Variance*, John Wiley and Sons Inc., New York, 1959.

TABLEAU 1

PRÉSENTATION DES RÉSULTATS DE LA RÉGRESSION <sup>4</sup>

	Régression #1		Régression #2	
Constante	17911	(946.44)	17911	(986.68)
<i>Education</i>				
0 < Ed ≤ 4	-1754	(- 92.66)	-1418	(- 70.90)
4 < Ed ≤ 5	-1258	(- 29.59)	- 283	(- 6.69)
5 < Ed ≤ 6	4564	( 120.26)	2818	( 72.05)
6 < Ed ≤ 7	-1649	(- 20.10)	- 709	(- 8.91)
7 < Ed ≤ 8	4696	( 45.84)	3341	( 33.53)
8 < Ed ≤ 9	1696	( 17.37)	2452	( 25.93)
9 < Ed	3377	( 20.75)	2486	( 15.85)
<i>Expérience</i>				
Ex ≤ 2	-8472	(- 78.14)	-7945	(- 76.16)
2 < Ex ≤ 5	-6506	(-131.10)	-6119	(-127.53)
5 < Ex ≤ 9	-3785	(- 92.15)	-3408	(- 86.06)
9 < Ex ≤ 14	- 478	(- 11.82)	- 243	(- 6.26)
14 < Ex ≤ 20	2954	( 67.54)	2860	( 68.08)
20 < Ex ≤ 27	4789	( 106.96)	4450	( 103.12)
27 < Ex ≤ 35	4232	( 80.15)	3705	( 72.74)
35 < Ex	2401	( 33.03)	1666	( 23.70)
<i>Spécialisation</i>				
Arts et humanités			-4125	(- 18.84)
Education			-3539	(- 54.59)
Sciences humaines			-3474	(- 70.70)
Sc. naturelles et biologie			-1256	(- 18.37)
Sciences pures			-1180	(- 21.51)
Autres disciplines en santé			- 881	(- 6.30)
Sciences sociales			- 290	(- 5.66)
B.A. général			- 65	(- 1.43)
Sc. appliquées et archit.			899	( 22.98)
Sciences générales			1538	( 12.11)
Administration et commerce			1594	( 26.42)
Droit			4953	( 29.92)
Médecine			12896	( 141.84)
R <sup>2</sup>	.170		.236	

Les statistiques de Student sont entre parenthèses.

4. Dans la régression #1, 29.0% de l'explication revient à l'éducation, 71.0% de l'explication revient à l'expérience. Dans la régression #2, 12.2% de l'explication revient à l'éducation, 53.0% de l'explication revient à l'expérience et enfin 34.8% de l'explication revient au champ de spécialisation.

phones et francophones<sup>5</sup>. C'est ainsi qu'il s'avère possible de récupérer l'idée d'une corrélation positive entre scolarité et revenus du moins chez les Canadiens anglophones.

Les coefficients de la variable expérience ont le comportement attendu. Des résultats, il ressort que l'influence de l'expérience sur les revenus est parabolique : les plus expérimentés gagnent habituellement davantage ; cependant, l'apport marginal décroît avec l'expérience. Enfin, remarquons que l'influence de cette variable est importante et stable.

L'estimation d'une équation de revenu intégrant, en plus des variables traditionnelles, les champs de spécialisation, nous permet d'évaluer l'incidence nette sur le revenu de cette dernière variable. On constate d'abord que l'addition des champs de spécialisation fait passer le  $R^2$  de .17 à .24. Cette variable accroît donc substantiellement le pourcentage expliqué de la variance des revenus. De plus, comme l'indiquent les colonnes 1 et 2 du tableau 1, les coefficients des variables éducation et expérience sont passablement modifiés par l'addition de la variable champ de spécialisation. On réalise par la même occasion qu'un calcul

TABLEAU 2

EFFET DU CHAMP DE SPÉCIALISATION SUR LE REVENU

Champ de spécialisation	(1)	(2)
	Différence dans le supplément de revenu imputable à une spécialisation par rapport à « arts et humanités » \$	Différence de salaire moyen par rapport à « arts et humanités » \$
Education	586. (1)	24. (1)
Sciences humaines	651. (2)	685. (2)
Sciences sociales	3835. (6)	2559. (3)
Sciences pures	2945. (4)	2700. (4)
Santé (autres)	3244. (5)	3707. (5)
Sciences naturelles	2869. (3)	4020. (6)
Sciences administratives	5719. (9)	5118. (7)
Sciences appliquées	5024. (7)	5621. (8)
Sciences générales	5663. (8)	6626. (9)
Droit	9078. (10)	9929. (10)
Médecine	17021. (11)	21569. (11)

5. Pour une étude exhaustive de ce type de disparités, cf. Boulet, Jac-André et Raynauld, André, « L'analyse des disparités de revenus suivant l'origine ethnique et la langue sur le marché montréalais en 1961 », document n° 83, Conseil Économique du Canada, mars 1977.

de taux de rendement sur l'investissement en capital humain à partir d'une équation de revenu dans laquelle n'apparaît pas le champ de spécialisation risque de conduire à des résultats erronés.

Le tableau 2 présente un classement des champs de spécialisation en fonction du supplément de revenu qu'ils ajoutent à celui ayant la plus faible contribution (arts et humanités). Pour montrer l'effet de la standardisation apporté par la régression, nous présentons dans la deuxième colonne la différence de revenu moyen entre chacun des champs de spécialisation et la spécialisation arts et humanités.

Lorsque l'on prend en considération simultanément l'incidence de l'éducation, de l'expérience et du champ de spécialisation, on réalise que les écarts de revenus dus aux champs de spécialisation sont passablement différents de ceux calculés à partir des revenus moyens obtenus par les individus classés uniquement en fonction des champs de spécialisation. D'une part, le classement des champs de spécialisation des plus rémunérateurs aux moins rémunérateurs est modifié ; d'autre part, l'ordre de grandeur du supplément de revenu respectivement attribuable aux diverses disciplines est, dans plusieurs cas, significativement réduit. Entre certains champs de spécialisation l'écart est tellement faible qu'on a cru nécessaire de vérifier si la différence était statistiquement significative. Les résultats de cette vérification nous ont permis de constater que 1) l'écart entre sciences humaines et sciences de l'éducation n'était pas significativement différent de zéro ; 2) que les différences entre sciences naturelles, sciences pures et sciences de la santé (autres) n'étaient pas statistiquement significatives ; 3) enfin, qu'il n'y avait pas de différence réelle entre sciences administratives et sciences générales<sup>6</sup>.

En somme, l'impact favorable est observé avant tout dans ces professions traditionnelles que sont celles des médecins, des avocats, des comptables, des ingénieurs et des architectes.

### 3. *Spécialisation et revenu : approche théorique*

On peut se demander selon quelle logique nous avons décidé de prendre en considération de façon explicite la discipline comme facteur explicatif de la détermination des revenus. Disons immédiatement que nous ne voyons aucune raison nous permettant de penser que le champ de spécialisation en lui-même puisse être un facteur explicatif des disparités interindividuelles du revenu. C'est parce que le champ de spécialisation représente d'autres facteurs (difficilement quantifiables ou encore pour lesquels les données statistiques n'existent pas) qu'on peut le considérer comme une variable explicative des revenus. L'explication des disparités de revenu par la théorie du capital humain veut que ces disparités

---

6. Le champ de spécialisation « sciences générales » constitue un sous-groupe peu important par sa taille et très hétérogène.



soient essentiellement expliquées par des différences inter-individuelles dans la quantité de capital humain accumulé. Et cette dernière est fonction du temps qu'un individu a consacré à l'acquisition d'une éducation formelle, de la qualité de l'institution où il a été formé<sup>7</sup> et enfin de la durée et du type d'expérience qu'il a vécue sur le marché du travail. Toutes les autres variables que l'on trouve dans les équations de revenu allant du sexe à l'industrie en passant par le statut civil et l'ethnie n'ont en fait rien à voir avec l'explication des écarts de revenu par des différences de quantité de capital humain accumulé. Le champ de spécialisation, comme nous l'avons souligné antérieurement, ne fait pas exception à cette règle.

Le champ de spécialisation peut représenter trois types de facteurs. D'abord un lien peut exister entre les aptitudes innées et le champ de spécialisation choisi. Ensuite, l'organisation institutionnelle du travail peut se différencier selon les champs de spécialisation. Enfin, le degré de protection des marchés peut être différent d'une discipline à l'autre. L'un, l'autre ou l'ensemble de ces facteurs pourraient faire qu'à scolarité et expérience égales, le revenu des individus varie avec le champ de spécialisation.

En termes techniques, le premier facteur impliquerait que le champ de spécialisation serait corrélé avec les aptitudes des individus. S'il en était ainsi, ce n'est pas le champ de spécialisation en lui-même qui justifierait l'écart de revenu mais plutôt la concentration dans ce champ de spécialisation d'individus ayant des aptitudes innées supérieures à la moyenne. Chacun de ces individus aurait obtenu un revenu équivalent dans d'autres champs de spécialisation.

Même si des différences dans le niveau moyen d'aptitude selon la discipline existaient, il ne semble pas qu'elles pourraient à elles seules expliquer les écarts considérables de revenu entre les champs de spécialisation. En effet, un grand nombre d'études empiriques ont clairement démontré que les différences d'aptitudes ne constituent pas un facteur important dans l'explication des écarts de revenu entre les diplômés des divers niveaux d'éducation<sup>8</sup>. Il nous apparaît pour le moins saugrenu de supposer que les écarts d'aptitudes entre individus ayant un même niveau de scolarité universitaire puissent être plus importants que les écarts entre individus définis par des niveaux de scolarité différents.

Nous sommes plutôt portés à privilégier l'organisation institutionnelle du travail et le degré de protection des marchés spécifiques à certains champs de spécialisation.

7. Voir à ce sujet, Link, C.R. (1973) ; Morgenstern, R.D. (1973) ; Wales, T. (1973) ; Weisbrod, B. et Karpoff, P. (1968).

8. Pour une synthèse intéressante de ce sujet, cf. Psacharopoulos, G., *Revenu et éducation dans les pays de l'OCDE*, OCDE, Paris, 1975, chap. III, pp. 13-40.

Par organisation institutionnelle du travail nous entendons l'importance que représentent les « travailleurs-entrepreneurs » par rapport aux « travailleurs-employés » dans les divers champs de spécialisation. Ce facteur aura deux effets : il peut affecter le degré de certitude que les individus attachent à leur profil de revenu en même temps qu'il peut différencier selon la spécialisation les habitudes de travail et en particulier le nombre moyen d'heures travaillées.

S'il advenait que le degré de certitude que les individus octroient à leur profil de revenu soit différent d'un champ de spécialisation à l'autre, il serait logique que les risques plus élevés soient compensés par des rendements supérieurs. Cette hypothèse n'est pas nouvelle puisque dès 1945 Friedman et Kuznets l'avançaient et tentaient de la vérifier empiriquement<sup>9</sup>. On peut, toutefois, se demander pourquoi le risque serait plus grand dans certains champs de spécialisation. Nous pensons que le facteur déterminant est que dans certaines disciplines les individus, majoritairement, louent leurs services à des entrepreneurs privés ou publics alors que dans d'autres spécialisations ils sont eux-mêmes entrepreneurs et doivent, par conséquent, assumer la totalité des risques, si risque il y a. Le droit est sûrement un bon exemple de ce qui précède. La majorité des avocats sont, individuellement ou en groupes, des entrepreneurs assumant tous les risques de leur entreprise. Cependant, il faut souligner que c'est l'organisation institutionnelle du travail, héritée d'une certaine tradition, qui veut qu'il en soit ainsi. Rien ne nous empêche d'imaginer une autre organisation du travail dans laquelle les avocats seraient majoritairement salariés avec une très faible incertitude quant à leur profil de revenu.

Comme nous l'avons souligné précédemment, ces différences dans l'organisation institutionnelle du travail ont un autre effet susceptible d'entraîner des disparités de revenu entre les champs de spécialisation. Il s'agit de la durée moyenne du temps consacré au travail par période (semaine, mois, ...). Dans les champs de spécialisation où dominent les « travailleurs-entrepreneurs », la contrainte institutionnelle sur les heures de travail par période étant inexistante, les individus pourraient, en moyenne, travailler un plus grand nombre d'heures que dans les disciplines où les travailleurs sont salariés et où le nombre d'heures de travail par période est fixé de façon institutionnelle. Il serait alors normal que là où les individus travaillent en moyenne un plus grand nombre d'heures on constate, toutes choses égales par ailleurs, un revenu moyen plus élevé<sup>10</sup>.

9. Friedman, M. et Kuznets, S. (1945), *Income from Independent Professional Practice*, National Bureau of Economic Research.

10. Cette possibilité est de plus en plus soulignée dans le cas des médecins et des dentistes. Voir, par exemple, Lindsay, C.M. (1973), « Real returns to medical education », *Journal of Human Resources* (deuxième trimestre) ; Royaume-Uni, Royal Commission (1973), *Review Body on Doctors' and Dentists' Remuneration*, Cmnd 5353, HMSO.

Enfin, il nous faut aussi mentionner une autre hypothèse reprise récemment par Dodge (1972) et suggérée il y a bien longtemps par Friedman et Kuznets (1945). En effet, il se peut fort bien que des différences de revenu soient tout simplement attribuables à des barrières artificielles à l'entrée d'une discipline. La prise en considération de la spécialisation comme variable explicative des revenus irait chercher cet effet de monopole.

#### 4. *L'incidence des champs de spécialisation*

Pour examiner l'hypothèse selon laquelle les écarts de revenu entre les disciplines seraient une compensation pour un degré différent d'incertitude, nous avons calculé pour chacune des disciplines un coefficient de variation du revenu. Les résultats appuieront l'hypothèse antérieurement énoncée si les champs de spécialisation montrant les disparités de revenu les plus grandes présentent simultanément le coefficient de variation le plus élevé. En effet, de tels résultats nous indiqueraient tout simplement qu'à un risque plus considérable est attachée, comme il se doit, une possibilité de rendement plus élevé.

A première vue la comparaison du classement dans les colonnes (1) et (2) du tableau 3 semble aller à l'encontre de l'hypothèse émise.

TABLEAU 3  
COEFFICIENTS DE VARIATION PAR CHAMP DE SPÉCIALISATION

Champ de spécialisation	(1) Différence dans le supplément de revenu imputable à une spécialisation par rapport à « arts et humanités » \$	(2) Coefficient de variation
Education	586. (1)	.37 (1)
Sciences humaines	651. (2)	.57 (4)
Sciences naturelles	2869. (3)	.57 (4)
Sciences pures	2945. (4)	.50 (2)
Santé (autres)	3244. (5)	.54 (3)
Sciences sociales	3835. (6)	.74 (7)
Sciences appliquées	5024. (7)	.54 (3)
Sciences générales	5663. (8)	.68 (6)
Sciences administratives	5719. (9)	.63 (5)
Droit	9078. (10)	.80 (8)
Médecine	17021. (11)	.54 (3)
Ensemble	— —	.61

D'ailleurs, nous avons trouvé un coefficient de corrélation de rang de .50 entre le classement des revenus et celui des coefficients de variation. Compte tenu du nombre d'observations, ce coefficient ne serait pas significatif. Par contre, si nous excluons les sciences humaines et la médecine de la liste des spécialisations, le coefficient de corrélation de rang passe de .50 à .76 et devient significatif à .05. Si on ne peut rejeter tout lien entre les différences de risques d'un champ de spécialisation à l'autre et les écarts de revenu entre ces derniers, il demeure que la relation est loin d'être aussi forte qu'on aurait pu le penser à priori. De plus, soulignons que si l'hypothèse semble tenir pour le droit, tel ne semble pas le cas pour la médecine ou les sciences appliquées.

L'autre explication que nous avons avancée concernait l'incidence du nombre d'heures travaillées possiblement variables selon le champ de spécialisation. Notre hypothèse veut que dans les champs de spécialisation où les « travailleurs-entrepreneurs » sont majoritaires, l'organisation institutionnelle du travail peut être telle qu'en moyenne le nombre d'heures travaillées par période est plus élevé que pour l'ensemble de la population<sup>11</sup>. Nous avons fait quelques simulations à ce sujet pour deux champs de spécialisation qui affichaient les disparités les plus considérables, le droit et la médecine.

La méthode que nous avons suivie est très simple. Le coefficient de chacun des champs de spécialisation dans la régression générale nous donne l'effet net du champ de spécialisation sur le revenu moyen après avoir standardisé pour l'éducation et l'expérience. A partir de ces résultats de régression, les revenus moyens des avocats et des médecins que l'on peut comparer au revenu moyen de l'ensemble de la main-d'œuvre hautement qualifiée sont respectivement de \$22,864 et de \$30,807. Les médecins et les avocats travaillant en général à leur propre compte ne peuvent jouir des bénéfices marginaux accordés par les employeurs et qui s'élèvent en moyenne à 10% du salaire reçu<sup>12</sup>. Pour les rendre comparables aux revenus de salaire, il fallait donc réduire les revenus des médecins et des avocats de quelque \$1,800. Par ailleurs, nous avons supposé que la semaine de travail pour l'ensemble de la population était en moyenne de 40 heures et que les travailleurs bénéficiaient de quatre semaines de vacances. A ce nombre d'heures travaillées, le taux de salaire horaire moyen de l'ensemble des travailleurs de notre population est de \$9.33. Il s'agit alors de calculer le taux de salaire horaire moyen des

11. La standardisation pour le nombre d'heures travaillées est maintenant usuelle cf. Eckaus, R. (1973), « Returns to education with standardised incomes », *Quarterly Journal of Economics* (février) ; Lindsay, C.M. (1973), « Real returns to medical education », *Journal of Human Resources* (deuxième trimestre).

12. Compte tenu du type de calculs que nous effectuons par la suite, nous n'avons retenu que les bénéfices marginaux autres que les vacances et congés payés. Pour plus de détails sur l'importance des bénéfices marginaux, cf. Conseil Economique du Canada, treizième exposé annuel, *l'Enigme de l'inflation*, Ottawa, 1976, chap. 3.

avocats et des médecins pour différents nombres d'heures travaillées et voir si l'on peut expliquer ainsi la disparité de revenu favorisant ces deux champs de spécialisation.

Le tableau 4 présente le résultat de ces calculs pour les avocats.

On constate que s'ils travaillaient le même nombre d'heures que la moyenne des travailleurs hautement qualifiés (40 heures) le taux de salaire horaire des avocats serait de 17.4% plus élevé que celui de l'ensemble de la main-d'œuvre hautement qualifiée. Par contre, si leur semaine de travail est de quelque sept heures plus longue que la moyenne, la différence de revenu imputable au droit serait totalement expliquée par le plus grand nombre d'heures travaillées. Par ailleurs, si on se rappelle que c'est en droit que le coefficient de variation des revenus était, et de loin, le plus élevé (0.8), on peut facilement conclure qu'un risque plus grand que la moyenne se conjuguant probablement avec une semaine de travail un peu plus longue que la moyenne expliquerait la totalité de l'écart de revenu imputé par la régression au droit.

Dans le cas de la médecine, le problème se présente différemment. Nous savons au départ qu'on ne peut alléguer un risque plus grand pour justifier un revenu plus élevé. En effet, le coefficient de variation des revenus pour cette spécialisation est parmi les plus faibles (.54). Par ailleurs, on s'accorde pour dire que le nombre d'heures travaillées par semaine est, dans cette profession, nettement plus élevé que la moyenne.

Pour les Etats-Unis, Freeman indique qu'en travaillant en moyenne 50.8 heures par semaine, les médecins auraient une semaine de travail de quelque 20% plus longue que celle de l'ensemble des professionnels<sup>13</sup>. Au Québec, une enquête menée auprès des médecins par leur Fédération conduit à des résultats tout à fait similaires<sup>14</sup>. Par ailleurs, dans cette

TABLEAU 4  
TAUX DE SALAIRE HORAIRE  
SELON LE NOMBRE D'HEURES TRAVAILLÉES — DROIT

Heures de travail par semaine	Taux horaire \$	Différence en % par rapport à l'ensemble
40	10.96	17.4
45	9.74	4.4
47	9.33	0.0

13. Freeman, Richard B., *Over-Educated American*, Academic Press, N.Y., 1976, chap. 5, p. 120.

14. Les résultats de cette enquête de janvier 1976 sont les suivants : le nombre total d'heures travaillées par semaine (incluant les aspects administratifs, professionnels et de fournitures de soins) serait en moyenne de 53.1 pour l'ensemble des médecins : 51.8 heures pour les omnipraticiens, 61.2 heures pour les résidents et 50 heures pour les spécialistes.

enquête, 80% des répondants disaient prendre cinq semaines et plus de vacances par année, ce qui, à notre avis, est nettement supérieur à la moyenne pour l'ensemble de la main-d'œuvre hautement qualifiée.

Le tableau 5 donne le taux de salaire horaire des médecins selon diverses durées de semaines de travail et en supposant quatre semaines de vacances par année.

Si les médecins ne travaillaient que quarante heures par semaine, leur taux de salaire serait de quelque 62% supérieur à celui de l'ensemble de la main-d'œuvre hautement qualifiée. Pour avoir un taux de salaire équivalent à celui de l'ensemble des professionnels, les médecins devraient en fait travailler près de 65 heures par semaine et 48 semaines par année. Cependant, si nous acceptons la norme de 50 heures par semaine, quelque 30 pour cent de la disparité de revenus entre les médecins et l'ensemble de la main-d'œuvre hautement qualifiée ne seraient pas expliqués par l'ensemble des facteurs pris en considération et ce chiffre s'élèverait à 35 pour cent en supposant que les médecins prennent en moyenne deux semaines de vacances de plus que les autres professionnels.

L'explication de ce résidu ne peut alors revenir qu'au dernier facteur que nous avons analysé à la section précédente à savoir les caractéristiques du marché des soins médicaux. En effet, si l'éducation, l'expérience, le risque et le nombre d'heures travaillées ne peuvent expliquer la totalité de la disparité de revenu entre les médecins et les autres professionnels, on est en droit de penser que les barrières artificielles à l'entrée ou l'influence des médecins sur la demande de soins médicaux jouent un rôle dans la détermination de leur revenu. Ce rôle serait important puisque la disparité en cause est loin d'être négligeable.

Pendant longtemps (et encore de nos jours) on a imputé exclusivement aux barrières artificielles à l'entrée de la profession médicale le

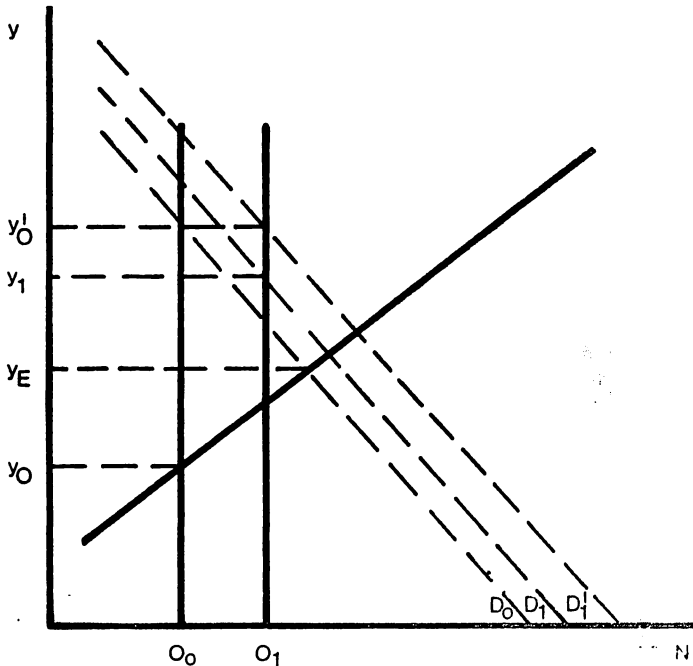
TABLEAU 5  
TAUX DE SALAIRE HORAIRE  
SELON LE NOMBRE D'HEURES TRAVAILLÉES — MÉDECINE

Heures de travail par semaine	Taux horaire \$	Différence en % par rapport à l'ensemble
40	15.11	61.9
45	13.43	43.9
50	12.09	29.6
55	11.00	17.9
64.8	9.33	0.0

revenu élevé des médecins<sup>15</sup>. On pense, toutefois, de plus en plus, qu'à cette contrainte artificielle sur l'offre de médecins s'est ajouté (pour ne pas dire s'est substitué) un déplacement « artificiel » de la demande de soins médicaux engendré par les médecins eux-mêmes.

Dans le graphique 1, au temps  $t_0$ , le revenu des médecins se situe à  $y_0$  plutôt qu'à  $y_E$  compte tenu d'une contrainte sur l'offre. A cause de l'immigration et d'une politique moins restrictive des facultés de médecine et du Collège des médecins, l'offre passe de  $O_0$  à  $O_1$  en  $t_1$ . Au cours de cette même période, cependant, la plus grande accessibilité aux soins de santé se conjuguant avec la croissance de la population fait passer la demande de soins de  $D_0$  à  $D_1$ . Cette diminution de la contrainte sur l'offre réduit la disparité de revenu en faisant passer le revenu des médecins de  $y_0$  à  $y_1$ . Si dans le même temps les médecins ont pu déplacer « artificiellement » la demande de soins médicaux de  $D_1$  à  $D'_1$ , il s'en suivra le maintien de la disparité de revenu. On remarquera que suivant cette approche on pourrait observer tout aussi facilement une hausse de la disparité malgré une atténuation de la contrainte sur l'offre qu'une

GRAPHIQUE 1



15. Friedman, M. et Kuznets, S. (1945) ; Freeman, Richard B. (1976).

réduction de l'écart moins considérable que celle qu'aurait entraînée le déplacement de l'offre n'eût été celui de la demande. L'explication des revenus élevés des médecins par les caractéristiques de leur marché est donc passablement plus complexe que l'existence de barrières artificielles à l'entrée de cette profession. Par conséquent, penser qu'on pourrait éliminer la disparité de revenu uniquement en libéralisant l'offre de médecins pourrait conduire à l'établissement de politiques ayant plus d'incidence à la hausse sur le coût de la santé qu'à la baisse sur le revenu des médecins.

### *Conclusion*

Si nous acceptons l'interprétation que nous avons faite des systèmes canadiens d'éducation notre étude nous permet de retrouver une certaine relation entre l'éducation et le revenu. Elle confirme aussi de façon un peu plus claire le lien entre l'expérience et le revenu.

Quant aux facteurs représentés par le champ de spécialisation, nos résultats conduisent à deux hypothèses. D'abord, à l'exception du cas de la médecine, l'organisation institutionnelle du travail pourrait être le facteur déterminant des disparités de revenus entre les disciplines. Ensuite, dans le cas de la médecine, même si les heures travaillées expliquent en partie le revenu élevé dans cette profession, il demeure que les caractéristiques du marché des soins médicaux affectent de façon très significative le revenu moyen des médecins.

Robert LACROIX et  
Paul ROBILLARD,  
*Université de Montréal,*  
Clément LEMELIN,  
*Université du Québec à Montréal.*



## BIBLIOGRAPHIE

- BERG, I., *Education and jobs, the great training robbery*, Boston, Beacon Press, 1971.
- BOULET, Jac-A., « L'analyse des disparités des revenus : un cadre méthodologique de recherche », Document n° 34, Conseil Economique du Canada, juillet 1975.
- BOULET, Jac-A., et RAYNAULD, André, « L'analyse des disparités de revenus suivant l'origine ethnique et la langue sur le marché montréalais, en 1961 », Document n° 83, Conseil Economique du Canada, mars 1977.
- CONSEIL ECONOMIQUE DU CANADA, *L'énigme de l'inflation*, treizième exposé annuel, Ottawa, 1976.
- DODGE, D.A., et STAGER, A.A., « Economic returns to graduate study in Science Engineering and Business », *The Canadian Journal of Economics*, mai 1972.
- ECKAUS, R.S., « Economic criteria for education and training », *Review of Economics and Statistics*, mai 1964.
- ECKAUS, R., « Returns to education with standardised incomes », *Quarterly Journal of Economics*, février 1973.
- FREEMAN, Richard B., *Over-educated American*, N.Y., Academic Press, 1976.
- FRIEDMAN, M., et KUZNETS, S., *Income from independent professional practice*, National Bureau of Economic Research, 1945.
- KLEVMARKEN, A., *Statistical methods for the analysis of earnings data, with special application to salaries in Swedish industry*, Stockholm : The industrial institute for economic and social research, 1972.
- LINDSAY, C.M., « Real returns to medical education », *Journal of Human Resources*, deuxième trimestre 1973.
- LINK, C.R., « The quantity and quality of education and their influence on earnings : the case of chemical engineers », *Review of Economics and Statistics*, mai 1973.
- MORGENSTERN, R.D., « Direct and indirect effects on earnings of schooling and socio-economic background », *Review of Economics and Statistics*, mai 1973.
- PSACHAROPOULOS, G., *Revenu et éducation dans les pays de l'OCDE*, OCDE, Paris, 1975.
- ROYAL COMMISSION, *Review body of doctors' and dentists' remuneration*, Cmnd 5353, HMSO, 1973.
- SCHEFFE, H., *The analysis of Variance*, John Wiley and Sons Inc., New York, 1959.
- WALES, T., « The effect of college quality on earnings : results from NBER - Thorndike data », *Journal of Human Resources*, été 1973.
- WEISBROD, B., et KARPOFF, P., « Monetary returns to college education, student ability and college quality », *Review of Economics and Statistics*, novembre 1968.
- WILKINSON, B.W., « Present values of lifetime earnings for different occupations », *Journal of Political Economy*, décembre 1966.