

# Antécédents familiaux et revenu de travail des hommes québécois

## Some familial characteristics and the earnings of Quebec males

François Vaillancourt et Micheline Payette

Volume 60, numéro 1, mars 1984

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/601274ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/601274ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Vaillancourt, F. & Payette, M. (1984). Antécédents familiaux et revenu de travail des hommes québécois. *L'Actualité économique*, 60(1), 24–38.  
<https://doi.org/10.7202/601274ar>

Résumé de l'article

Ce texte se divise en trois parties. Dans la première partie, on y présente le modèle de forme structurelle à quatre équations retenu pour expliquer les revenus des hommes québécois en 1978. Les variables dépendantes sont le revenu de travail, le nombre de semaines travaillées, le niveau de scolarité et le bilinguisme. Dans la seconde partie on présente l'échantillon de 3 576 hommes tiré d'une enquête du Conseil de la langue française. Dans la troisième partie du texte on présente les résultats de l'estimation du modèle à l'aide des M.C.O. et du probit. Les résultats concordent avec nos attentes.

## ANTÉCÉDENTS FAMILIAUX ET REVENU DE TRAVAIL DES HOMMES QUÉBÉCOIS\*

François VAILLANCOURT

et

Micheline PAYETTE\*\*

*Université de Montréal*

Ce texte se divise en trois parties. Dans la première partie, on y présente le modèle de forme structurelle à quatre équations retenu pour expliquer les revenus des hommes québécois en 1978. Les variables dépendantes sont le revenu de travail, le nombre de semaines travaillées, le niveau de scolarité et le bilinguisme. Dans la seconde partie on présente l'échantillon de 3 576 hommes tiré d'une enquête du Conseil de la langue française. Dans la troisième partie du texte on présente les résultats de l'estimation du modèle à l'aide des M.C.O. et du probit. Les résultats concordent avec nos attentes.

---

### INTRODUCTION

La théorie du capital humain et les travaux empiriques faits dans le domaine depuis 20 ans nous indiquent qu'il y a deux façons de modéliser le processus de détermination du revenu d'un individu. Une première approche, celle de la forme réduite, consiste à n'utiliser qu'une équation qui relie le revenu aux attributs individuels (éducation, âge,...) aux attributs de l'emploi (occupation,...) et aux antécédents familiaux (éducation des parents,...). Une seconde approche, celle de la forme structurelle, relie le revenu de l'individu aux facteurs cités ci-haut à l'aide d'un modèle à plusieurs équations.

Les économistes québécois (Boulet (1981), Lacroix et Vaillancourt (1981), Vaillancourt (1980)) n'ont pas, jusqu'ici, utilisé un modèle de forme structurelle pour étudier le processus de détermination de revenu

---

\*Ce texte est une version révisée d'une communication présentée dans le cadre du 22<sup>e</sup> Congrès de la Société Canadienne de Science Économique à Montréal en mai 1982. Les auteurs remercient les deux évaluateurs et Pierre Fortin, directeur adjoint de *L'Actualité Économique*, pour leurs commentaires.

\*\*Respectivement professeur agrégé, Département de sciences économiques, et professionnelle de recherche, C.R.D.E. Les auteurs ont bénéficié d'une aide financière du Fonds F.C.A.C. (EQ-1956) et du C.R.S.H. (410-81-0540).

des Québécois<sup>1</sup>. Ce texte innove donc en présentant la première estimation d'un modèle structurel de ce processus. Cette estimation porte sur un modèle à quatre équations. Trois d'entre elles ont été estimées par moindres carrés ordinaires et une par probit. Nous utilisons des données d'enquêtes recueillies auprès d'un échantillon représentatif de la population québécoise en 1979; nous en avons tiré un sous-échantillon de 3 576 hommes francophones et anglophones.

L'examen de nos résultats nous indique qu'il est pertinent de tenir compte des antécédents familiaux lorsqu'on cherche à expliquer les revenus des Québécois. Ainsi la scolarité du père, de même que celle de la mère, ont un effet positif sur la scolarité de l'individu et sur la probabilité qu'il soit bilingue. Or la scolarité de l'individu a un effet positif sur son revenu de même que le fait d'être bilingue.

Notre texte se divise donc en trois parties. Dans la première on présente le cadre d'analyse et le modèle, dans la seconde les données et les méthodes d'estimations et dans la troisième les résultats.

#### I — LE CADRE D'ANALYSE ET LE MODÈLE

Le cadre d'analyse retenu dans ce texte est celui de la théorie du capital humain, mise de l'avant par Becker (1964) et Mincer (1974). Cette théorie a comme postulat principal que les individus peuvent choisir entre divers types d'investissement, en capital humain (éducation, langue,...) et non humain (biens immobiliers, titres financiers,...) et qu'ils font ce choix de façon à maximiser le rendement net (attendu) de l'ensemble de leurs investissements. Une extension de ce postulat est que les individus, lorsqu'ils agissent comme parents, utilisent la même règle de décision pour choisir les investissements à faire en leurs enfants (Becker et Tomes, 1979). Les antécédents familiaux des individus affecteront donc directement leur niveau de capital humain. De plus, dans la mesure où les parents ne décident pas pour l'individu mais lui transmettent, consciemment ou par l'exemple, de l'information, ils ont également un effet indirect sur son niveau de capital humain.

Comme nous l'avons indiqué dans l'introduction, on peut modéliser le processus de détermination du revenu soit à l'aide d'une seule équation, soit à l'aide de plusieurs. Nous avons choisi cette seconde approche et nous avons donc examiné la littérature dans ce domaine. Ce faisant, on note qu'au début des années soixante-dix, c'est un modèle à deux équations, l'une expliquant le revenu des individus en termes de divers attributs dont leur niveau d'éducation et l'autre expliquant ce niveau d'éducation par divers facteurs, dont les antécédents familiaux, qui est le plus couram-

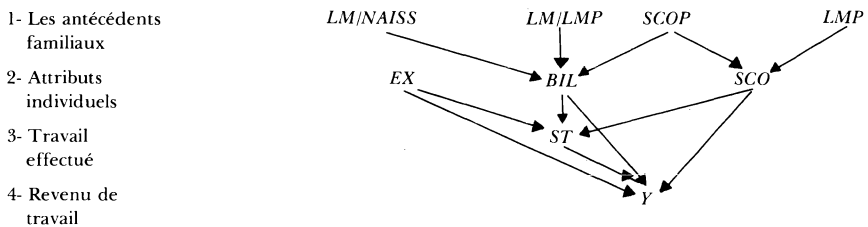
---

1. Voir Vaillancourt et Lacroix (1983) pour une revue d'une bonne partie des écrits dans le domaine.

ment utilisé (Bowles, 1972; Morgensten, 1973). L'utilisation d'un tel modèle s'explique par le débat qui avait cours à cette époque aux États-Unis sur le rôle de l'éducation comme moyen de promotion économique pour les pauvres (particulièrement les Noirs).

Les modèles à deux équations ont cependant été rapidement remplacés dans la littérature par des modèles plus complexes. Ainsi Blinder (1973) propose un modèle à sept équations, Psacharopoulos (1977) un modèle à quatre équations, Kiker et Condon (1981) un modèle à quatre équations et Beach et Finnie (1981) un modèle à cinq équations. Tous ces modèles retiennent le revenu et le niveau d'éducation de l'individu comme variables dépendantes et se distinguent l'un de l'autre par la présence ou l'absence de l'occupation de l'individu comme variable dépendante, par l'utilisation de diverses mesures du niveau de scolarité et par la présence de variables spécifiques à la société étudiée.<sup>2</sup> Ils ont en commun le fait de ne pas être dérivés formellement mais plutôt de s'appuyer de façon générale sur la théorie du capital humain. Notre modèle de forme structurelle pour le Québec est similaire aux modèles passés en revue ci-haut. Il n'est donc pas dérivé de façon formelle mais il s'inspire de la théorie du capital humain tout en respectant les particularités du marché du travail québécois. Le tableau 1, similaire à celui de Kiker et Condon (1981), présente schématiquement notre modèle.

TABLEAU 1  
LE MODÈLE STRUCTUREL: SON SCHEMA



où :

- BIL* : connaissance d'une langue seconde (anglais/français) par l'individu ;  
*EX* : expérience sur le marché du travail de l'individu ;  
*LM* : langue maternelle de l'individu ;  
*LMP* : langue maternelle de chacun des parents ;  
*NAISS* : lieu de naissance de l'individu ;  
*SCO* : niveau de scolarité de l'individu ;  
*SCOP* : niveau de scolarité de chacun des parents ;  
*ST* : nombre de semaines travaillées par l'individu ;  
*Y* : revenu de travail de l'individu.

En termes d'équations à estimer on obtient ce qui suit :

2. Ainsi Blinder (1973) inclut le fait d'être un vétéran ou non et Psacharopoulos (1977) le nombre d'examen de niveau «0» qui ont été réussis.

TABLEAU 2  
LES ÉQUATIONS DU MODÈLE STRUCTUREL

(1)	$Y = Fct$	$(BIL, SCO, EX, EX^2, ST)$
(2)	$ST = Fct$	$(BIL, SCO, EX, EX^2)$
(3)	$SCO = Fct$	$(SCOP, LMP)$
(4)	$BIL = Fct$	$(SCOP, LM/LMP, LM/NAISS)$

Le modèle décrit ci-haut se situe plus près du modèle estimable que du modèle idéal. Ce n'est pas un modèle idéal car nous avons tenu compte des données disponibles et de notre connaissance des mécanismes de détermination du revenu au Québec lors de sa préparation. Ainsi nous ne tenons pas compte de l'intelligence des individus parce que nous ne disposons pas de données sur cette variable.

Avant d'examiner plus en détail chaque variable, notons que nous estimons notre modèle à l'aide de données sur les hommes du Québec seulement: ceci explique l'absence d'une variable sexe. La structure du modèle reflète la préférence des économistes pour le revenu de travail comme variable dépendante principale. Cette variable dépend d'un autre attribut de l'emploi, les semaines travaillées qui, comme le revenu de travail, dépend des attributs individuels. Deux de ceux-ci, *EDUC* et *BIL* dépendent des antécédents familiaux. Le lecteur notera que ces antécédents n'ont pas d'effets directs sur les attributs de l'emploi dans ce modèle. Nous aurions pu inclure un tel effet mais nous ne l'avons pas fait car il semble bien qu'il ne soit pas, en pratique, très élevé, du moins si l'on se fie aux résultats récents dans le domaine (Kiker et Condon, 1981; Beach et Finnie, 1981). Nous examinons maintenant l'effet de chaque variable sur le revenu des individus. La discussion porte sur chaque variable à tour de rôle, les autres étant égales par ailleurs.

Nous commençons la discussion par les attributs individuels:

- *BIL*: Cette variable est présente dans les équations (1) et (2). Elle a été incluse pour tenir compte du fait que deux langues, l'anglais et le français, sont utilisées sur le marché du travail québécois (Lacroix et Vaillancourt, 1981). Comme les individus qui connaissent deux langues disposent de plus de capital humain que ceux qui n'en connaissent qu'une, les individus bilingues devraient avoir un revenu plus élevé et trouver plus facilement un emploi.<sup>3</sup>

3. Nous n'avons pas inclus de variables représentant la langue maternelle. Les résultats de Lacroix et Vaillancourt (1981) obtenus en utilisant la même enquête que nous, ceux de Cousineau, Lacroix et Vaillancourt (1982), obtenus en utilisant les données de l'enquête des finances des consommateurs de 1979 et finalement des calculs préliminaires auxquels nous nous sommes livrés nous ont convaincus qu'en 1979 cette variable de nature ethnique n'a plus vraiment d'impact sur les revenus de l'ensemble des Québécois.

- *SCO* : Cette variable est présente dans les équations (1) et (2). Mesure traditionnelle du capital humain, son coefficient devrait être positif dans les deux cas.
- *EX* et *EX*<sup>2</sup> : Cette variable est présente dans les équations (1) et (2). On mesure l'expérience à partir de l'âge et de la scolarité d'un individu (âge — scolarité — 6). On s'attend à ce que le coefficient de *EX* soit positif, car la croissance du stock de capital humain d'un individu devrait accroître ses revenus. Quant au coefficient de *EX*<sup>2</sup> on s'attend à ce qu'il soit négatif. En effet, plus un individu avance en âge et donc, par définition, en expérience, plus il est susceptible de voir sa santé décliner et ses connaissances acquises devenir obsolètes. Ces deux facteurs réduisent son potentiel de gain d'où le signe négatif du coefficient de *EX*<sup>2</sup>.

Passons maintenant aux attributs de l'emploi :

- *ST* : Cette variable, expliquée en (2), explique le revenu de travail annuel (1). On s'attend évidemment à un effet positif sur le revenu. Notons que nous avons choisi d'inclure cette variable de façon explicite afin de modéliser l'effet des attributs individuels sur le « chômage » des Québécois.

Examinons finalement les antécédents familiaux :

- *SCOP* : Cette variable est présente dans les équations (3) et (4). Nous nous attendons à ce qu'elle ait un effet positif sur la scolarité de l'individu et sur la probabilité qu'il soit bilingue. Pourquoi? Premièrement, des parents plus scolarisés peuvent plus aisément transmettre du capital humain à leurs enfants que d'autres, car leurs coûts sont moins élevés. En effet, ces parents ont, règle générale, des revenus plus élevés, ce qui facilite le financement des investissements en capital humain de leurs enfants. De plus, les parents plus scolarisés ont plus souvent que les autres les connaissances utiles pour aider leurs enfants à réussir à l'école. Deuxièmement, les parents plus scolarisés sont plus conscients de la rentabilité d'investissements en capital humain (scolarité, langue).
- *LMP* : Cette variable est présente dans l'équation (3). La présence de cette variable dans l'équation nous permet de tenir compte de l'effet des attitudes culturelles sur le désir d'avoir des enfants scolarisés. Notons ici que Houle et Ouellet (1982) constatent que les étudiants non francophones, de niveau CEGEP, sont plus susceptibles (7% de plus) de vouloir étudier au niveau universitaire que les francophones, et ce après avoir contrôlé pour des facteurs tels l'éducation des parents et l'âge de l'étudiant.

- *LM/LMP* : Cette variable est présente dans l'équation (4). Elle tient compte du fait qu'un francophone (anglophone) dont au moins un des deux parents est anglophone (francophone) a plus de chance d'être bilingue que celui qui a des parents de la même langue maternelle que lui-même.
- *LM/NAISS* : Cette variable est présente dans l'équation (4). Elle permet de mesurer l'effet, sur la probabilité d'être bilingue, pour un francophone (anglophone) d'être né dans un milieu anglophone (francophone).

Nous avons maintenant terminé l'examen de notre modèle de forme structurelle. Il faut maintenant décrire les données et les méthodes d'estimation qui nous sont disponibles puis préciser les variables utilisées.

## II - LES DONNÉES ET LES MÉTHODES D'ESTIMATION

Dans cette section nous présentons les données, discutons du choix de la méthode d'estimation et précisons les limites de l'échantillon. Ceci fait, nous préciserons nos variables.

Nous avons choisi d'utiliser les données recueillies lors d'une enquête faite en 1979 à la grandeur du Québec pour le Conseil de la langue française car il s'agit du plus gros (8 634 répondants) des échantillons recueillis depuis quelque dix ans. Comme les données ont été recueillies à l'aide d'un modèle d'échantillonnage stratifié et non proportionnel, nous les avons pondérées lors de l'analyse. Notons que les répondants devaient être âgés d'au moins 18 ans au moment de l'enquête, et travailler au Québec, ou y chercher un emploi depuis moins de six mois au moment de l'enquête.

Passons maintenant aux méthodes d'estimation disponibles au chercheur devant traiter un modèle à quatre équations dont les variables dépendantes sont continues. Trois choix s'offrent à lui<sup>4</sup> : les moindres carrés ordinaires (M.C.O.), les doubles moindres carrés (D.M.C.) et les triples moindres carrés (T.M.C.). Laquelle utiliser? Tout dépend des propriétés du système d'équations. Si celui-ci est récursif et a donc comme propriété 1) d'être triangulaire<sup>5</sup>, et 2) d'avoir des erreurs qui sont indépendantes d'une équation à l'autre, la méthode appropriée est les M.C.O. Les D.M.C. et les T.M.C. donnent les mêmes résultats et sont plus coûteux à utiliser.

4. Nous négligeons les estimateurs du maximum de vraisemblance vu les difficultés pratiques de les utiliser.

5. Ce qui signifie que la matrice des coefficients des variables endogènes est triangulaire.

L'examen du tableau 1 nous apprend que notre système est triangulaire. Une des deux conditions pour la récursivité tient donc. Y a-t-il ou non indépendance contemporaine des erreurs? La réponse à cette question est délicate. Le test existant (Hausman, 1978) a été récemment critiqué par Beach et Finnie (1981) qui démontrent que les résultats obtenus avec ce test dépendent beaucoup du vecteur de variables exogènes utilisé. Nous ne pouvons donc pas répondre à cette question avec certitude.

Ce qui précède étant dit, si notre système d'équations est non récursif nous faisons face à un problème: en effet une de nos quatre variables dépendantes n'est pas continue. Comme les algorithmes permettant d'estimer de façon simultanée un tel système d'équations n'ont pas été développés, il nous faudrait alors laisser tomber l'équation (4) pour procéder à des estimations simultanées<sup>6</sup>. Ceci serait difficilement justifiable étant donné le rôle du bilinguisme dans la détermination des revenus au Québec. Nous avons donc décidé d'estimer notre modèle équation par équation à l'aide des M.C.O. (équations 1 à 3) et de la méthode probit (équation 4).

Nous estimons notre modèle à l'aide d'un sous-ensemble des observations disponibles sur les hommes québécois. En effet, nous excluons les allophones, ne retenant que les anglophones et les francophones nés dans un pays anglophone ou francophone et qui déclarent avoir travaillé au moins une semaine et reçu un revenu de travail. Ces deux derniers critères de sélection font que notre échantillon n'est probablement pas représentatif de l'ensemble des hommes anglophones et francophones du Québec. En effet, on peut croire que les hommes qui ne travaillent pas sont différents de ceux qui travaillent et que ceci entraîne la présence d'un biais de sélection. Ceci dit, il s'agit d'un biais peu important car sur un total de 5 635, moins de 3% sont exclus parce qu'ils ne travaillent pas<sup>7</sup>. Le principal facteur qui fait que l'échantillon que nous utilisons passe de 5 635 à 3 576 répondants est qu'il nous faut exclure tous les individus qui n'ont pas fourni l'information nécessaire pour l'une ou l'autre des variables retenues.

Nos variables sont les suivantes:

- *BIL*: C'est une variable indépendante présente dans les équations (1) et (2). Il s'agit du bilinguisme oral, tel que défini par Lacroix et Vaillancourt (1981). Nous nous attendons à ce que les bilingues gagnent plus et travaillent plus que les unilingues.

6. Pour faire ces estimations, on pourrait sans doute s'inspirer des travaux d'Heckman (1978) et d'Amemiya (1978) pour développer l'algorithme approprié.

7. Si ce problème avait été important nous aurions pu utiliser la méthode suggérée par Heckman (1979).



- *SCO* : C'est la variable dépendante continue de l'équation (3) et une variable indépendante continue dans les équations (1) et (2). Dans ces deux derniers cas, le coefficient de cette variable mesurée par le nombre d'années de scolarité devrait avoir un signe positif.
- *SCOP* : Le nombre d'années de scolarité du père et celui de la mère du répondant apparaissent comme variables indépendantes dans deux équations (3 et 4). Ces deux variables devraient avoir un signe positif.
- *EX* et *EX<sup>2</sup>* : Ces deux variables continues indépendantes se retrouvent dans les équations (1) et (2). Obtenues par la formule âge — (années de scolarité + 6), leurs effets sur le revenu et le nombre de semaines travaillées devraient être concaves. Dans les deux équations, les coefficients de *EX* devraient donc être positifs et plus grands (en valeur absolue) que ceux de *EX<sup>2</sup>* qui eux devraient être négatifs.
- *LM/LMP* : Cette variable prend comme valeur 1 si un des parents d'un francophone (anglophone) est de langue maternelle anglaise (française), et 0 autrement. Cette variable devrait avoir un effet positif sur la probabilité d'être bilingue (équation (4)).
- *LM/NAISS* : Cette variable prend comme valeur 1 si un francophone (anglophone) est né dans une région anglaise (française), 0 autrement. Le Québec et les pays francophones (France, Haïti,...) sont classés comme régions françaises, le Canada anglais et les pays anglophones (É.-U., G.-B., Australie,...) comme pays anglophones. Cette variable devrait avoir un effet positif sur la probabilité d'être bilingue (équation (4)).
- *LMP* : La langue maternelle du père et celle de la mère apparaissent comme variables indépendantes polytomiques dans l'équation (3). Elles se divisent en deux variables spécifiques: langue maternelle anglaise et langue maternelle autre que le français ou l'anglais. Les parents francophones constituent donc la catégorie de référence. On s'attend à ce que les deux catégories incluses aient un effet positif sur le niveau d'éducation de l'individu.
- *ST* : Le nombre de semaines travaillées en 1978 est la variable dépendante continue dans l'équation (2) et une variable indépendante continue dans l'équation (1) où elle devrait avoir un signe positif.
- *Y* : Le revenu annuel de travail en 1978. De fait c'est le logarithme naturel de ce nombre qui est la variable dépendante de l'équation (1).

### III - LES RÉSULTATS

Avant de présenter les résultats de l'analyse multivariée, nous avons cru utile d'examiner à l'aide de deux tableaux croisés certaines des relations postulées ci-haut.

**TABLEAU 3**  
SCOLARITÉ DE L'INDIVIDU, SCOLARITÉ DE SON PÈRE, SCOLARITÉ DE SA MÈRE, NOMBRE DE SEMAINES TRAVAILLÉES PAR L'INDIVIDU ET REVENU DE TRAVAIL DE L'INDIVIDU, QUÉBEC, HOMMES, 1979

Niveau de scolarité des parents	Scolarité de l'individu selon la		Niveau de scolarité de l'individu	Nombre de semaines travaillées de l'individu	Revenu de travail de l'individu \$
	scolarité du père	scolarité de la mère			
0- 8 ans	11,4	11,5	0- 8 ans	45,4	14 635
9-11 ans	13,5	13,2	9-11 ans	46,4	15 304
12-13 ans	14,2	14,4	12-13 ans	45,6	15 937
14 ans et +	15,7	15,2	14 ans et +	47,2	21 966

SOURCE : Calcul des auteurs, données de l'enquête. Conseil de la langue française, 1979.

L'examen du tableau 3 nous révèle que, comme prévu, plus la scolarité des parents d'un individu est élevée, plus sa propre scolarité l'est également. On constate également que comme prévu plus un individu est scolarisé plus son nombre de semaines travaillées et son revenu de travail sont élevés.

**TABLEAU 4**  
ÂGE DE L'INDIVIDU, NOMBRE DE SEMAINES TRAVAILLÉES ET REVENU DE TRAVAIL, QUÉBEC, HOMMES, 1979

	Âge de l'individu				
	15-24	25-34	35-44	45-54	55-64
Nombre de semaines travaillées	39,6	46,7	47,9	48,6	47,2
Revenu de travail \$	10 118	16 272	20 987	20 598	17 057

SOURCE : Calcul des auteurs, données de l'enquête Conseil de la langue française, 1979.

Le tableau 4 nous révèle qu'il existe une relation concave entre l'âge, d'une part, et le nombre de semaines travaillées et le revenu de travail, d'autre part. Ceci est en accord avec le fait que nous nous attendons à trouver une relation concave entre l'expérience, d'une part, et ces deux variables, d'autre part.

Nous aurions également pu présenter des résultats sur le lien entre la langue maternelle des parents et le niveau de scolarité des individus, résultats qui vérifient nos attentes. De fait, la scolarisation moyenne des individus ayant un père francophone est de 12,1 années, alors qu'elle est de 13,2 pour ceux qui ont un père anglophone et de 13,8 pour ceux qui ont un père allophone.

Examinons maintenant les résultats de l'analyse multivariée.

L'examen de l'équation (1) nous révèle, comme prévu, qu'une hausse du niveau de scolarité de l'individu de un an accroît son revenu (et ce de 6,4%) et qu'il existe une relation concave entre l'expérience et le revenu, avec un point de retournement à 33 ans d'expérience. Le fait de travailler une semaine de plus accroît le revenu de travail de 2,6% et les hommes bilingues gagnent 3,7% de plus que les unilingues.

L'examen de l'équation (2) nous indique, comme prévu, un lien positif entre le niveau de scolarité de l'individu et le nombre de semaines travaillées. Une année de plus de scolarité accroît ce nombre de 0,43. Le nombre de semaines travaillées est relié de façon concave avec l'expérience avec un point de retournement à 30 ans d'expérience. Quant aux individus bilingues, ils travaillent 1,9 semaines de plus que les unilingues. L'examen de l'équation (3) nous indique que, comme prévu, une hausse du niveau de scolarité de l'un ou l'autre parent accroît celui de l'individu. On notera que pour les hommes québécois la scolarité de leur père a plus d'effet sur leur scolarité que celle de leur mère. Il est par contre surprenant de constater que les individus ayant des parents anglophones ne sont pas plus scolarisés que ceux ayant des parents francophones. La scolarisation plus élevée des anglophones en 1979 s'expliquerait donc par la scolarisation plus élevée de leurs parents et non pas par leur langue maternelle. Quant aux individus ayant des parents allophones, on note que ceci accroît leur niveau de scolarité d'environ un an par parent allophone. Une explication de ce phénomène serait que les allophones sont souvent des immigrants qui pousseraient leurs enfants nés au Canada, à profiter de la chance qu'ils n'ont pas eu, et donc à se scolariser.

Finalement l'examen de l'équation (4) nous indique que les fils de parents plus scolarisés sont plus susceptibles d'être bilingues que les autres, ce qui est conforme à nos attentes. Ce résultat est semblable à celui obtenu par Vaillancourt et Lefebvre (1981) lorsqu'ils examinent les déterminants du bilinguisme pour les francophones québécois. On observe également que les individus qui ont eu l'occasion d'être plus souvent confrontés à la langue seconde, à la maison ou dans leur environnement, sont plus susceptibles d'être bilingues que les autres.

Dans notre modèle les antécédents familiaux ont un effet sur la scolarité de l'individu et sur la probabilité qu'il soit bilingue : ces deux caractéristiques ont un effet direct sur le revenu et un effet indirect car elles ont un effet sur le nombre de semaines travaillées qui, à son tour, affecte le revenu. Les résultats du tableau 6 nous permettent de connaître l'effet total d'un antécédent familial donné et la décomposition de cet effet en ses divers impacts.

TABLEAU 5  
ESTIMATION DU MODÈLE STRUCTUREL DE DÉTERMINATION DU REVENU, ÉQUATION  
PAR ÉQUATION, HOMMES, QUÉBEC, 1979

Variables indépendantes	Revenu de travail (1)	Semaines travaillées (2)	Niveau de scolarité (3)	Bilinguisme <sup>b</sup> (4)
Constante	7,07 (146,4)	32,68 (39,4)	8,37 (53,8)	-0,19 (-8,8)
Scolarité de l'individu	0,064* (25,1)	0,432* (8,3)	—	—
Expérience	0,052* (23,2)	0,715* (16,0)	—	—
Expérience <sup>2</sup>	-0,0008* (-17,2)	-0,012* (-12,0)	—	—
Semaines travaillées	0,026* (31,5)	—	—	—
Bilinguisme	0,037* (2,2)	1,88 * (5,5)	—	—
Scolarité du père	—	—	0,313* (17,8)	0,021* <sup>c</sup> (8,0)
Scolarité de la mère	—	—	0,21 * (9,5)	0,012* <sup>c</sup> (3,5)
Père anglophone <sup>a</sup>	—	—	-0,24 (-0,9)	—
Père allophone <sup>a</sup>	—	—	1,05* (2,0)	—
Mère anglophone <sup>a</sup>	—	—	0,144 (0,5)	—
Mère allophone <sup>a</sup>	—	—	1,26* (2,2)	—
Langue maternelle individu/langue des parents	—	—	—	0,226* (3,6)
Langue maternelle individu/lieu de naissance	—	—	—	0,083* (2,7)
$R^2$	0,458	0,105	0,195	0,067 <sup>d</sup>
$F$	604,2	105,0	144,8	192,1 <sup>d</sup>

SOURCE : Calcul des auteurs, données de l'enquête Conseil de la langue française.

Notes: — la valeur absolue de la statistique  $t$  apparaît entre parenthèses sous le coefficient.

\* Coefficient significatif au seuil de 95%.

a. La catégorie de référence est francophone.

b. Estimé par la méthode probit. Les coefficients représentent l'effet de la variable sur la probabilité d'être bilingue, ce sont des différentiels de probabilité.

c. Estimé à la valeur moyenne de la variable soit 7,84 et 7,61 ans de scolarité.

d. Pseudo  $R^2$  et ratio de vraisemblance.

TABLEAU 6

EFFETS DES ANTÉCÉDENTS FAMILIAUX TRANSMIS PAR LE NIVEAU DE SCOLARITÉ ET LE BILINGUISME DE L'INDIVIDU SUR LE REVENU DE TRAVAIL, 1979, EN % D'AUGMENTATION

Variables	Directement		Via les semaines travaillées		Total
	Bilinguisme	Scolarité	Bilinguisme	Scolarité	
Scolarité du père <sup>1</sup>	0,1	2,0	0,1	0,4	2,6
Scolarité de la mère <sup>1</sup>	0,05	1,3	0,05	0,2	1,6
Langue maternelle individu/ langue des parents <sup>2</sup>	0,8	—	1,6	—	2,4
Langue maternelle individu/ lieu de naissance <sup>2</sup>	0,3	—	0,6	—	0,9
Père de langue anglaise <sup>3</sup>	—	0	—	0	0
Père de langue autre <sup>3</sup>	—	6,7	—	1,2	7,9
Mère de langue anglaise <sup>3</sup>	—	0	—	0	0
Mère de langue autre <sup>3</sup>	—	8,1	—	1,4	9,5

1. Effet d'une année de scolarité.

2. Effet de cet état de la nature.

3. Par rapport à un père ou mère de langue française.

Les principaux résultats du tableau 6 sont ceux portant sur l'effet de la scolarité des parents sur le revenu des individus<sup>8</sup>. On constate tout d'abord qu'un accroissement de scolarité du père a plus d'effet sur le revenu des hommes québécois qu'un même accroissement chez la mère. On constate également que c'est presque entièrement par son effet sur la scolarité de l'individu que la scolarité des parents a un effet sur leur revenu : moins de 10% de cet effet passe par la variation dans la probabilité d'être bilingue. Finalement on doit noter que la scolarité des parents a surtout un impact direct (2,1 des 2,6 points de %) sur le revenu de l'individu.

Les résultats sur l'interaction entre, d'une part, la langue maternelle d'un individu et, d'autre part, la langue maternelle de ses parents et le lieu où il est né nous révèlent que c'est surtout lorsqu'on a au moins un parent de langue maternelle autre que la sienne qu'on est susceptible d'être

8. Nous qualifions ces résultats de principaux car les autres antécédents sont le fait de peu d'individus.

bilingue et donc de voir son revenu s'accroître. Dans les deux cas on note que l'effet indirect, via les semaines travaillées, du bilinguisme sur le revenu est plus élevé que l'effet direct. Finalement les hommes québécois ont intérêt à avoir un père et une mère allophones.

#### CONCLUSION

La principale contribution de ce texte est de quantifier, pour la première fois, les effets des antécédents familiaux sur les revenus des hommes québécois. Notre principal résultat quantitatif est que la scolarité des parents d'un individu a un effet positif sur sa scolarité. Une variation d'un an de la scolarité de son père fait varier sa scolarité de 0,31 an ; une même variation de la scolarité de sa mère fait varier sa scolarité de 0,21 an. Ces résultats sont similaires à ceux que l'on retrouve ailleurs dans la littérature. Ainsi les résultats de Morgenstern (1973), transformés pour être comparables aux nôtres, indiquent un effet de 0,3 an de la scolarité du père et 0,25 pour la scolarité de la mère pour un échantillon de chefs de familles américaines blancs<sup>9</sup>. Kiker et Condon (1981) qui n'examinent que l'effet de la scolarité du père obtiennent un effet de 0,34 an pour un échantillon de jeunes hommes américains<sup>10</sup>. Finalement McRoberts *et al.* (1976) obtiennent à l'aide de données de 1973 pour un échantillon d'hommes francophones québécois âgés de 25 à 64 ans qu'une année de plus de scolarité de leur père accroît leur scolarité de 0,44 an.

Nos résultats sur l'effet de la scolarité des parents nous suggèrent qu'il existe des externalités intergénérationnelles liées à la scolarité. Ceci étant admis, il en découle que le décideur public devrait tenir compte, lorsqu'il fait des choix dans le domaine de l'éducation, des effets de ces choix non seulement sur la génération alors à l'école mais également sur celles qui suivront.

Nos résultats sur l'effet d'avoir un père ou une mère de langue autre que le français ou l'anglais sur la scolarité d'un individu sont comparables à ceux de Beach et Finnie (1981, p. 16) qui constatent que les individus de langue maternelle autre que l'anglais ou le français sont, *ceteris paribus*, plus scolarisés alors qu'il n'y a pas de différences entre les anglophones et les francophones. Les autres auteurs cités dans ce texte n'ont pas examiné l'effet d'une variable de ce type.

Nos résultats sur les déterminants du bilinguisme n'ont pas de penchant dans les études citées dans ce texte. L'effet de la scolarité des parents

---

9. Morgenstern utilise des données recueillies en 1968 auprès de 2 800 chefs de familles, donc principalement des hommes, blancs et noirs résidants dans 15 villes du Nord des États-Unis. Comme il utilise des variables polytomiques pour mesurer l'éducation de chacun des parents nous avons dû transformer ses résultats pour les comparer aux nôtres.

10. Kiker et Condon utilisent un sous-échantillon de 334 jeunes hommes (19-32 ans en 1974) tiré du Panel Study of Income Dynamics de l'Université du Michigan.

nous semble cependant fort raisonnable. Il est cependant plus intéressant de noter l'effet pour un individu d'être le fruit d'un mariage exogame, sur sa probabilité d'être bilingue. En termes de revenus, un homme québécois est aussi avantagé si son père contracte un mariage exogame que s'il se scolarise un an de plus.

### BIBLIOGRAPHIE

- AMEMIYA T., «The Estimation of a Simultaneous Equation Generalized Probit Model», *Econometrica* (46), septembre 1978, pp. 1193-1205.
- BEACH, C. et FINNIE, R., «Simultaneity and the Earnings Generation Process for Canadian Men», Kingston, Queen's University Department of Economics, Discussion Paper 446, octobre 1981.
- BECKER, G.S., *Human Capital*, 1964: 2nd Edition, New York, Columbia University Press, 1975.
- BECKER, G.S. et TOMES, N., «An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility», *Journal of Political Economy* (87), décembre 1979, pp. 1153-1190.
- BLINDER, A.S., «Wage Discrimination: Reduced Form and Structure Estimates», *Journal of Human Resources* (8), automne 1973, pp. 436-455.
- BOULET, JAC-ANDRÉ, *La langue et le revenu de travail à Montréal*, Ottawa: Conseil Économique du Canada, 1980.
- BOWLES, S., «Schooling and Inequality from Generation to Generation», *Journal of Political Economy* (82), mai 1972, pp. 219-251.
- COUSINEAU, J.-M., LACROIX, R. et VAILLANCOURT, F., *Les marchés du travail de Montréal et de Toronto*, Montréal: CETAI, École des H.E.C., 1982.
- HAUSMAN, J.A., «Specification Test in Econometrics», *Econometrica* (46), novembre 1978, pp. 1251-1271.
- HECKMAN, JAMES L., «Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System», *Econometrica* (46), juillet 1978, pp. 931-959.
- HECKMAN, JAMES L., «Sample Selection Bias as a Specification Error», *Econometrica* (47), janvier 1979, pp. 153-161.
- HOULE, R. et OUELLET, L., 1982, «L'influence des facteurs socio-économiques sur la demande privée d'enseignement universitaire», *Revue Canadienne d'Économique* (15), novembre 1982, pp. 693-706.
- KIKER, B.F., et CONDON, C.M., «The Influence of Socioeconomic Background on the Earnings of Young Men», *Journal of Human Resources* (16), printemps 1981, pp. 94-105.
- LACROIX, R., et VAILLANCOURT, F., *Les revenus et la langue au Québec, 1970-1978*, Québec: Conseil de la langue française, Dossier #8, 1981.

- MORGENSTERN, R.D., « Direct and Indirect Effects on Earnings of Schooling and Socio-Economic Background », *Review of Economics and Statistics* (55), mai 1973, pp. 225-233.
- MCRBERTS, H.A., PORTER, J.C., BOYD, M., GRAYDER, J., JONES, F.E. et PINEO, P.C., « Différences dans la mobilité professionnelle des anglophones et des francophones », *Sociologie et Sociétés* (8), octobre 1976, pp. 61-80.
- PAYETTE, M., « Un modèle à équations simultanées du processus de détermination des revenus de travail au Québec en 1978 », Rapport de M.Sc., Science économique, Université de Montréal, 1982.
- PSACHAROPOULOS, G., « Family Background, Education and Achievement: A Path Model of Earnings Determinants in the U.K. and Some Alternatives », *British Journal of Sociology* (28), septembre 1977, pp. 321-335.
- VAILLANCOURT, F., *Differences in Earnings by Language Groups in Quebec 1970: An Economic Analysis*, Québec: CIRB, 1980.
- VAILLANCOURT, F. et LEFEBVRE, L., « Antécédents familiaux et connaissance de l'anglais chez les francophones du Québec », *L'Actualité Économique* (57), juillet-septembre 1981, pp. 343-358.
- VAILLANCOURT, F. et LACROIX, R., *Revenus et langue au Québec 1978-1980: une revue des écrits*, Québec: Conseil de la langue française. Notes et Documents #27, 1983.