

# Escolaridade, experiência no trabalho e salários no Brasil \*

José Júlio Senna \*\*

1. Investimentos em capital humano e renda salarial: análise teórica; 2. Análise empírica; 3. Resumo e conclusões.

## 1. Investimentos em capital humano e renda salarial: análise teórica

### 1.1 Introdução

A moderna teoria do capital humano, que trata despesas com educação, nutrição, saúde e migração como investimentos em pessoas, surgiu há aproximadamente 15 anos através dos trabalhos de Jacob Mincer, Gary Becker e Theodore Schultz.<sup>1</sup> Mincer estava particularmente interessado

\* Este trabalho constitui parte da tese de doutoramento do autor, *Schooling, job experience and earnings in Brazil*, submetida a The Johns Hopkins University. Grande parte da pesquisa foi realizada na Escola de Pós-Graduação em Economia (EPGE) da Fundação Getúlio Vargas, que forneceu o indispensável apoio logístico e financeiro. Assinalamos ainda o suporte financeiro do BNDE-FUNTEC, através do Plano Nacional de Pesquisa Econômica. O autor deseja agradecer as valiosas críticas e sugestões dos Profs. Bela Balassa e Charles Mallar. No Brasil, vários aspectos do trabalho foram discutidos com Carlos Langoni, Edy Kogut, José Luiz Carvalho, Jessé Montello, Fredricka Pickford Santos e Cláudio Haddad, a quem o autor apresenta também seus agradecimentos.

\*\* Professor da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas.

<sup>1</sup> Veja Mincer, Jacob. *Investments in human capital and personal income distribution*. *Journal of Political Economy*, v. 42, n. 4, Aug. 1958; Schultz, Theodore W. *Capital formation by education*. *Journal of Political Economy*, v. 13, n. 6, Dec. 1960; Becker Gary. *Underinvestment in College education?* *American Economic Review*, v. 50, n. 2, May 1960.

nos efeitos dos investimentos em capital humano na distribuição das rendas pessoais. Becker e Schultz, por outro lado, preocuparam-se com os retornos dos investimentos em educação e com a contribuição dos investimentos em recursos humanos para o crescimento econômico, respectivamente.

No presente trabalho iremos analisar apenas os investimentos em educação, definida esta num sentido amplo, de forma a incluir tanto educação formal como investimentos realizados após o período de aprendizado na escola, e seus efeitos sobre os salários dos indivíduos. Em particular, iremos investigar até que ponto decisões de investimento em capital humano afetam a distribuição de salários no Brasil.

Desde o trabalho pioneiro de Mincer, os modelos de capital humano que permitem analisar a distribuição da renda salarial vêm sendo ampliados, não só por Mincer como também por outros economistas.<sup>2</sup> Estes modelos constituirão o arcabouço teórico para a nossa análise do caso brasileiro, e serão discutidos detalhadamente na presente seção.

Com base em várias hipóteses com respeito ao comportamento dos indivíduos e com relação a condições econômicas gerais (as quais serão avaliadas criticamente com certo grau de detalhe), podemos derivar as chamadas funções salário (*earnings functions*) dentro do modelo de capital humano. No presente estágio de desenvolvimento, estas funções, da maneira como são analisadas pelos economistas, incluem basicamente dois tipos de investimento: educação formal e investimentos realizados no próprio trabalho, ou seja, investimentos após a escola (*post-school investments*).

No próximo item falaremos do modelo mais simples, no qual se leva em consideração apenas educação formal. Esse modelo será estendido, subsequenteemente, de forma a incluir investimentos realizados após a escola.

Antes de entrar na discussão detalhada do modelo, alguns comentários iniciais se fazem necessários.

Em primeiro lugar, convém chamar a atenção para o fato de que iremos nos concentrar nos aspectos privados das decisões quanto a in-

<sup>2</sup> Veja Becker, Gary. *Human capital*. Transl. by José Júlio Senna. New York, Columbia University Press, 1964; Becker, Gary e Chiswick, Barry. Education and the distribution of earnings. *American Economic Review*, v. 56, n. 2, May 1966; Mincer, Jacob. The distribution of labor incomes: a survey. *Journal of Economy Literature*, v. 8, n. 1, Mar. 1970 e *Schooling, experience and earnings*. New York, Columbia University Press, 1974.

vestimentos em capital humano, fazendo abstração, portanto, de como decisões do setor público (matrícula obrigatória, etc.) afetam estes investimentos.

Segundo, partiremos da hipótese de que as decisões de investimento são realmente tomadas pelo indivíduo, embora saibamos que, de fato, elas são muitas vezes decisões familiares ao invés de decisões individuais.

Decisões privadas com respeito a investimentos em educação são, no entanto, tomadas dentro de certas limitações, as mais importantes das quais são usualmente a riqueza dos pais e o acesso não só ao mercado de capitais mas também a oportunidades educacionais.

Está claro que se o mercado de capitais fosse perfeito e se não houvesse incerteza, a riqueza dos pais não seria uma restrição na decisão do indivíduo de investir em educação. De fato, neste caso, oportunidades lucráveis de investimento poderiam ser financiadas através de empréstimos no mercado de capitais. Todavia, mesmo no caso em que o mercado de capitais funcionasse relativamente bem, a capacidade de contrair empréstimos dependeria fundamentalmente da possibilidade de dar garantias, o que só é viável no caso de ativos que possam ser comprados e vendidos livremente no mercado. Este, evidentemente, não é o caso dos seres humanos, o que cria uma diferença fundamental para os indivíduos que desejam investir em educação.<sup>3</sup> Desta forma, *ceteris paribus*, é provável que o agente financiador esteja mais interessado em conceder empréstimos quando o objetivo é investir na compra de uma casa ou outro bem durável qualquer do que quando se pretende investir em alguns anos de estudo. De fato, caso seja possível obter empréstimos para investimentos educacionais no mercado, a taxa de juros desses empréstimos deverá ser superior à taxa de juros para empréstimos para compra de uma casa ou de um equipamento, sendo que a diferença seria um prêmio devido ao maior risco.

Dada esta limitação fundamental, o financiamento dos custos da educação se processa em grande parte através das transferências de recursos dentro da própria família. Conseqüentemente, quanto mais rica a família de um indivíduo, maior a probabilidade deste indivíduo atingir um certo nível de educação.

<sup>3</sup> Evidentemente, existem pressões legais que podem ser colocadas de forma a induzir os indivíduos a pagar os empréstimos que são tomados, tais como transformar as dívidas em débitos fiscais (Imposto de Renda, por exemplo). Este sistema, no entanto, não constitui um substitutivo perfeito para o sistema de hipoteca ou penhor.

Além disso, imperfeições no mercado de capitais são responsáveis em geral por subinvestimentos em educação. Em outras palavras, o nível de investimentos em educação seria maior caso fosse mais fácil obter empréstimos para estes tipos de investimento. Assim, é de se esperar que as taxas de retorno dos investimentos em capital humano sejam superiores às taxas de retorno de investimentos alternativos, em capital físico.

É importante observar que o modelo que utilizaremos para analisar os efeitos dos investimentos em capital humano leva em consideração apenas as consequências desses investimentos. De fato, limitações às decisões individuais de investimento, tais como as discutidas anteriormente, não são consideradas no modelo.

Evidentemente, é importante que no futuro os modelos de capital humano venham a incorporar os fatores que determinam os investimentos, e não apenas os seus efeitos.

## 1.2 O modelo da escolaridade

O modelo da escolaridade é a forma mais simples dos modelos de capital humano que tratam do problema da distribuição da renda do trabalho. A idéia básica por trás deste modelo é que o período de treinamento em termos de anos de escolaridade é o principal fator que determina diferenças de renda salarial entre indivíduos.

Ao investir em educação formal, os indivíduos, em geral, adiam a entrada no mercado de trabalho. A decisão de permanecer na escola (ou entrar na escola) ao invés de ingressar no mercado de trabalho implica um sacrifício de renda, ou seja, o indivíduo deixa de ganhar uma certa renda que o seu nível de qualificação permitiria receber no mercado de trabalho. Isto representa um custo para o indivíduo, que é usualmente chamado de custo de oportunidade, renda sacrificada ou custo indireto. De um modo geral, o custo de oportunidade constitui uma grande parte dos custos totais dos investimentos em educação. Os outros componentes dos custos totais, tais como despesas com mensalidades, livros, taxas etc., são comumente chamados de custos diretos da educação.

É importante notar que com relação aos custos de oportunidade da educação primária (ou fundamental), duas hipóteses diferentes podem ser feitas. A primeira é que não existem custos de oportunidade para os alunos de escola primária, devido a restrições legais relativas ao emprego de crianças. A outra hipótese é que apesar de haver limitações legais com respeito ao trabalho de crianças, uma grande parte delas tra-

balha, tanto dentro como fora da unidade familiar e, conseqüentemente, existem custos de oportunidade para freqüentar a escola. No presente modelo admitiremos que custos de oportunidade existem para alunos em todos os níveis de educação. No caso de estudantes de escola primária, a renda sacrificada corresponderá ao salário dos indivíduos analfabetos.

Em trabalho publicado recentemente, Langoni calculou os custos sociais diretos e indiretos da educação para o Brasil, por níveis de educação.<sup>4</sup> Seus resultados nos ajudam a ter uma idéia acerca da importância dos custos de oportunidade com relação ao total dos custos privados da educação.

Com base nas estimativas de Langoni dos custos sociais diretos<sup>5</sup> e da renda sacrificada durante o período de atendimento escolar,<sup>6</sup> calculamos a percentagem dos custos indiretos sobre os custos totais no Brasil, em 1969. Os resultados indicam uma percentagem próxima de zero para escola primária, 51% para o ginásio, 61% para o colegial e 39% para a educação universitária.

É importante notar, no entanto, que o setor governamental subsidia em larga escala o sistema educacional brasileiro. De fato, segundo dados do Ministério da Educação e Cultura, em 1970, 88% do total das despesas com educação no Brasil eram realizadas pelo setor público.<sup>7</sup> Por esta razão, a participação da renda sacrificada, ou seja, dos custos indiretos, no total dos custos sociais da educação, calculada para os diversos níveis educacionais, subestimam consideravelmente a importância dos custos de oportunidade no total dos custos privados da educação, uma vez que, devido à elevada participação governamental, os custos privados totais são bastante inferiores aos custos totais para a sociedade. A falta de informações com respeito às despesas por níveis de educação não nos permite, porém, estabelecer em quais desses níveis a subestimação é maior. Neste trabalho admitiremos que os custos privados da educação se resumem nos custos indiretos, ou seja, na parcela representada pela renda sacrificada durante o período escolar.

<sup>4</sup> Veja Langoni, Carlos G. *As causas do crescimento econômico do Brasil*. Rio de Janeiro, APEC, 1974. O conceito de custo direto social difere do conceito de custo direto privado, pois o primeiro refere-se ao custo para a sociedade como um todo, ao passo que o segundo refere-se apenas ao custo para o indivíduo. Na estimativa de custos sociais incluem-se, portanto, os salários dos professores, a depreciação de prédios e equipamentos escolares e o custo de oportunidade do capital empregado. Além disto, inclui-se uma estimativa da despesa direta dos estudantes com livros e material escolar. A fim de evitar dupla contagem, pagamentos de mensalidades são excluídos.

<sup>5</sup> Id. *ibid.* tabela 37, p. 96.

<sup>6</sup> Id. *ibid.* tabela 41, p. 103.

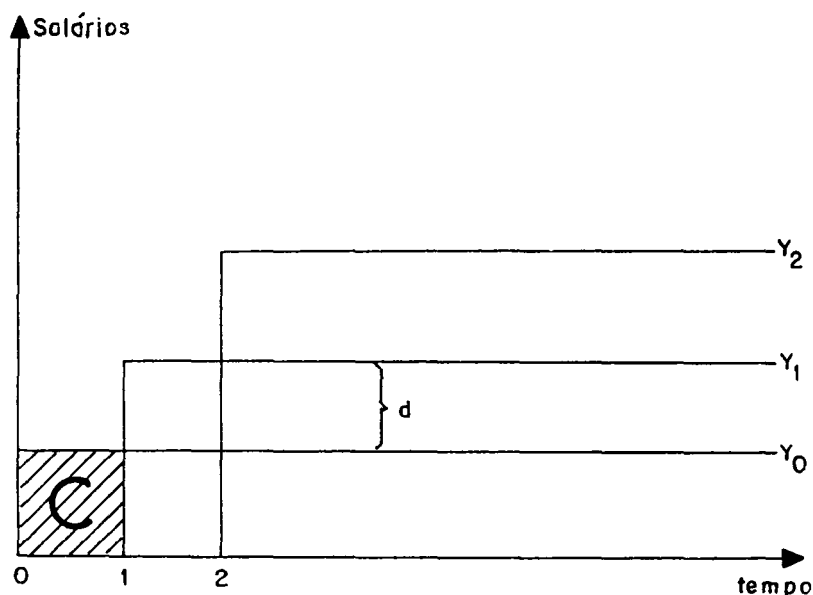
<sup>7</sup> *Estatísticas da Educação Nacional*. Ministério da Educação e Cultura, 1972.

Além disto, neste modelo mais simples, supõe-se que o indivíduo ingresse no mercado de trabalho imediatamente após o término do período de educação formal, e que o estoque de capital humano do indivíduo não aumente após o ingresso no mercado de trabalho.<sup>8</sup> Admite-se também que o salário do indivíduo permaneça constante ao longo de toda sua vida útil. Esta hipótese é bastante improvável e também será abandonada no item seguinte.

O diagrama que se segue é uma simples ilustração gráfica das hipóteses anteriormente discutidas e não deve ser interpretado como a forma esperada dos perfis de salário dos indivíduos. Na realidade, é de se esperar que estes perfis sejam côncavos, uma vez que os salários devem crescer no início da vida útil do trabalhador, devido aos ganhos de produtividade associados à acumulação de experiência no mercado de trabalho, e devem cair à medida que se aproxima o fim da vida útil, por causa dos efeitos da depreciação e obsolescência do estoque de capital humano.

Na figura 1,  $Y_0$  representa o nível salarial (admitido constante) de um indivíduo que não investiu em educação, e  $Y_1$  e  $Y_2$  representam os níveis salariais de indivíduos que investiram um e dois anos, respectivamente.

Figura 1



<sup>8</sup> Esta última hipótese será abandonada no próximo item.

Consideremos o investimento de um ano em educação. Os custos deste investimento são representados pela área sombreada na figura 1, designada por  $C$ . Esta área representa a renda sacrificada durante o período de tempo em que o indivíduo comparece à escola.

Os benefícios do investimento são dados pela diferença ( $d$ ) entre  $Y_1$  e  $Y_0$ , que representa o acréscimo de salário resultante do investimento e que, por hipótese, mantém-se constante ao longo do tempo.

No momento em que o investimento se realiza, a equalização dos custos com o valor presente dos benefícios nos dá o seguinte resultado:

$$Y_0 = \frac{Y_1 - Y_0}{r}$$

$$\therefore Y_1 = Y_0 (1 + r_0)$$

onde  $r_0$ , por definição, é a taxa interna de retorno do investimento em um ano de educação formal.

Generalizando a expressão anterior para  $s$  anos de escolaridade, trabalhando com uma taxa média de retorno, e aplicando logaritmo, obtemos:

$$\ln Y_s = \ln Y_0 + r_s S \quad (1)$$

onde  $Y_0$  e  $Y_s$  representam, respectivamente, os níveis de salário de indivíduos com zero e  $s$  anos de educação,  $r_s$  é a taxa média de retorno e  $S$  significa escolaridade, medida em número de anos.

Assim, neste modelo, diferenças de salário entre indivíduos são diretamente proporcionais a diferenças de escolaridade, sendo que a taxa de retorno constitui o coeficiente de proporcionalidade.

Incorporando-se um termo representativo de perturbações aleatórias e adicionando-se o índice  $i$  para representar o indivíduo, a equação (1) torna-se:

$$\ln Y_s = a + r_s S_i + u_i \quad (2)$$

Esta equação é a forma mais simples da função salário, onde  $i = 1, \dots, n$  ( $n$  é o número de observações individuais); o parâmetro  $a$  representa  $\ln Y_0$  onde  $Y_0$  é o nível de salário de um indivíduo com escolaridade igual a zero.

Este modelo de capital humano para a análise de distribuição de salários e de estimativas de taxas de retorno à educação tem sido quali-

licado por vários autores. Passamos agora a analisar essas qualificações, discutindo sua importância e validade. A existência e o sentido de possíveis *biases* de estimação serão indicados.

Em primeiro lugar, devemos salientar que neste modelo considera-se que educação é exclusivamente uma atividade de investimento. Isto, no entanto, não é estritamente correto, pois é grande o número de pessoas para as quais a educação representa não apenas investimento (no sentido de aumentar a produtividade futura) mas também uma atividade de consumo.

É possível, portanto, que, na média, esta componente de consumo seja expressiva. O procedimento correto seria então deduzir o componente de consumo dos custos educacionais ou, alternativamente, adicioná-lo aos retornos monetários da educação. Em ambos os casos, evidentemente, o efeito seria aumentar a taxa de retorno dos investimentos em educação. O difícil, no entanto, é distinguir o componente de investimento do componente de consumo. Conseqüentemente, tudo o que se pode dizer é que a existência de uma parcela de consumo na atividade educacional nos leva a subestimar o “verdadeiro” valor da educação.

Outro ponto para o qual vários economistas têm chamado a atenção diz respeito a duas hipóteses deste modelo simplificado de capital humano. O modelo, representado pela equação (2), supõe que a taxa média de retorno à educação formal não varia entre indivíduos e, além disto, supõe também que o nível inicial de salário ( $Y_0$ ) é o mesmo para todos os trabalhadores. Uma das implicações destas hipóteses é que os indivíduos sejam dotados de igual habilidade natural ou, alternativamente, que diferenças de habilidade natural entre indivíduos não afetem suas *performances* na escola ou no mercado de trabalho.

O fato de que o modelo básico não considera explicitamente diferenças de habilidade natural preocupa muitos autores. Argumenta-se, então, que uma variável que medisse habilidade deveria ser introduzida como variável explicativa na função salário. O *rationale* para isto seria que habilidade natural afeta salários diretamente, ou seja, dado o nível de escolaridade, os indivíduos dotados de um maior grau de habilidade natural ganhariam mais no mercado de trabalho. É possível, no entanto, que habilidade e escolaridade estejam positivamente correlacionadas, porque quanto maior a habilidade natural maiores são as chances de sucesso na escola, ou porque os indivíduos mais hábeis tenham uma tendência a investir mais em educação (porque eles têm uma taxa de retorno espe-



rada mais elevada, ou porque habilidade e riqueza dos pais são positivamente relacionadas, os mais hábeis sendo exatamente os que têm capacidade financeira para investir mais) .

Desta forma, segundo o argumento, se habilidade e escolaridade são de fato correlacionadas positivamente, o fato de não se incluir na função salário uma variável que represente habilidade natural produzirá um *bias* para cima no coeficiente da variável escolaridade. Em outras palavras, escolaridade estaria captando, também, parte do efeito da variável omitida.

Em termos empíricos, várias tentativas têm sido feitas no sentido de se adicionar medidas de habilidade natural em função salário.

Griliches e Mason, por exemplo, trabalharam com dados referentes a 3 mil veteranos militares dos Estados Unidos, obtidos através de uma pesquisa do Bureau of the Census em 1964.<sup>9</sup> A medida de habilidade usada nessa análise foi o resultado de testes de qualificação aplicados pelas forças armadas (Armed Forces Qualification Test — AFQT), e os resultados empíricos indicam que ao se introduzir esta variável na função salário o coeficiente da variável escolaridade se reduzia de 7 a 10%. Estes resultados, no entanto, estão sujeitos a erro, pois medidas de habilidade são afetadas pela época em que a medida é tomada, ou seja, pela escolaridade e pela idade do indivíduo.

Uma investigação detalhada de *biases* devido à omissão de diferentes medidas de habilidade foi realizada recentemente por Taubman e Wales.<sup>10</sup> Estes autores trabalharam com uma amostra de voluntários da U.S. Army Air Corps durante a II Guerra Mundial, que responderam naquela época a um conjunto de 17 tipos diferentes de testes de habilidade, e que foram entrevistados novamente, mais tarde, em 1955 e em 1969.

Os resultados empíricos indicam que os *biases* no coeficiente da variável escolaridade situam-se na faixa de 1 a 35%, dependendo da medida de habilidade empregada e das variáveis que são mantidas constantes.<sup>11</sup> Isto parece indicar, então, que a omissão de uma medida de habilidade na função salário provoca um *bias* para cima no coeficiente da variável escolaridade.

<sup>9</sup> Griliches, Z. & Mason, W. Education, income and ability. *Journal of Political Economy*, v. 80, n. 3, parte 2, May/June 1972.

<sup>10</sup> Taubman, Paul & Wales, Terence. *Higher education and earnings*. The Carnegie Commission on Higher Education, 1974.

<sup>11</sup> Taubman & Wales. op. cit. tabelas 5-5 e 5-9, p. 90 e 103, respectivamente.

A inclusão de uma medida de habilidade na função salário envolve, no entanto, a nosso ver, um problema sério, que é justamente o de definir qual medida de habilidade reflete na realidade a habilidade do indivíduo para produzir e auferir renda no mercado de trabalho, que é o conceito de habilidade relevante no caso. De fato, mesmo testes de QI são medidas inadequadas para o nosso propósito, uma vez que são testes de inteligência e não necessariamente de habilidade, conforme definida aqui. Em nossa análise, devido à falta de dados adequados, não levaremos em consideração diferenças de habilidade natural entre indivíduos.

Outra implicação da hipótese de que a taxa de retorno à educação não varia de pessoa para pessoa é que a qualidade da educação deve ser a mesma em toda parte. Isto, na realidade, é uma grande simplificação, pois é de se esperar que a qualidade das instituições educacionais varie consideravelmente tanto de escola para escola como de cidade para cidade. Se este é de fato o caso, as pessoas que freqüentaram as melhores escolas deveriam atingir maiores níveis de produtividade e, conseqüentemente, deveriam auferir maiores salários do que as pessoas que freqüentaram escolas de qualidade inferior.

Este aspecto qualitativo dos efeitos da escolaridade nos salários tem recebido uma menor atenção por parte dos economistas do que os aspectos quantitativos, possivelmente por causa das dificuldades de se medir a qualidade da escolaridade.

Algumas tentativas têm sido feitas, no entanto, no sentido de incorporar uma *proxy* para qualidade de escolaridade na função salário, e os resultados obtidos parecem indicar que a qualidade da escolaridade tem realmente um efeito positivo sobre os salários.

Dois exemplos de estudos recentes para os Estados Unidos são os de Link-Ratledge<sup>12</sup> e Johnson-Stafford.<sup>13</sup>

Link e Ratledge usam dados da National Longitudinal Survey, para 1968, ao passo que Johnson e Stafford utilizam dados da Michigan Survey para 1968. Embora a *proxy* para qualidade da escolaridade usada pelos primeiros pareça mais adequada do que a *proxy* usada por Johnson-Stafford, os resultados empíricos dos dois estudos são bastante semelhantes;<sup>14</sup>

<sup>12</sup> Link, Charles R. & Ratledge, Edward C. Social returns to quantity and quality of education: a further statement. *Journal of Human Resources*, v. 10, n. 1, 1975.

<sup>13</sup> Johnson, George E. & Stafford, Frank P. Social returns to quantity and quality of schooling. *Journal of Human Resources*, v. 8, n. 2, 1973.

<sup>14</sup> A *proxy* de Link-Ratledge é a despesa média anual por distrito por estudante, enquanto que Johnson e Stafford trabalham com despesa média anual por estado por estudante. Esta última, provavelmente, esconde variações nas despesas por estudante dentro dos estados e, neste sentido, pode-se dizer que a medida de Link-Ratledge é mais apropriada.

em ambos os casos observa-se que o coeficiente da variável escolaridade se modifica muito pouco (menos de 2%) quando a variável qualidade da escolaridade é incluída na função salário. Além disto, e talvez mais importante, ambos os estudos encontraram coeficientes altamente significativos (nível de significância de 1%) para a variável qualidade.

Conforme mencionamos anteriormente, a magnitude do coeficiente é praticamente a mesma nos dois estudos: Link-Ratlidge encontraram um coeficiente igual a 0,1762, enquanto que Johnson-Stafford encontraram valores na faixa 0,15-0,19. Este coeficiente pode ser interpretado como a elasticidade dos salários com respeito às despesas por estudante, uma vez que ambas as variáveis são medidas em logaritmo.

No nosso caso não podemos obter medidas aproximadas de qualidade de escolaridade, porque não sabemos onde os trabalhadores incluídos na nossa amostra freqüentaram as escolas. Desta maneira, na análise empírica não tentaremos investigar os efeitos dessa variável, e possíveis diferenças de qualidade estarão incorporadas no resíduo estatístico.

### 1.3 Investimentos após a escola e a função salário

A equação (2) discutida, que representa o modelo da escolaridade, é a forma mais simples da função salário. Conforme assinalado anteriormente, ela se baseia em duas hipóteses bastante irrealistas. A primeira é a de que o fluxo de salários dos indivíduos, após o término da educação formal, é constante. A segunda é a de que após a escola os indivíduos não mais investem em capital humano.

A falta de realismo destas hipóteses deriva do fato de que a maior parte dos indivíduos continua a desenvolver suas habilidades e a capacidade de auferir renda após o período escolar, e que existe evidência de que, até certo ponto, os salários tendem a aumentar com a experiência acumulada no trabalho. Conseqüentemente, precisamos incorporar ao modelo os investimentos em capital humano após a escola.

A expressão "investimentos após a escola" possui aqui um significado bastante amplo. Ela engloba treinamento formal e treinamento informal no mercado, bem como aquilo que usualmente se chama de *learning by doing*.

*Learning by doing* é talvez uma forma de investimento menos óbvia do que, digamos, um programa formal de treinamento de mão-de-obra. É importante notar, entretanto, que oportunidades para aprender impli-

cam custos. De fato, conforme assinala Gary Becker, "presumivelmente, produtividade pode ser aumentada apenas a um custo, pois de outra forma haveria uma demanda ilimitada por treinamento".<sup>15</sup>

Em outras palavras, um indivíduo incorre em custos quando ele aceita um emprego onde o salário inicial é mais baixo do que o salário que poderia ser obtido em outro emprego porque ele sabe (ou espera) que se beneficiará mais com a experiência a ser adquirida no emprego escolhido.

O principal problema com os investimentos após a escola é exatamente a quase universal falta de informações a respeito dos seus custos. Em casos de programas formais de treinamento de mão-de-obra, identificam-se usualmente dois tipos de custo. Primeiro, o custo para os indivíduos que recebem treinamento, que em geral têm de sacrificar parte de suas rendas para freqüentar estes programas. Segundo, os custos para as firmas que fornecem o treinamento, sob a forma de pagamento a instrutores, depreciação de equipamentos, e muitas vezes financiamento de parte dos custos indiretos (renda sacrificada) dos indivíduos que recebem treinamento. Como dissemos, dados sobre estes dois tipos de custo são em geral raros.

Nos casos de treinamento informal da mão-de-obra, onde o trabalhador dedica parte do seu tempo para aperfeiçoar seus conhecimentos, e nos casos em que o trabalhador prefere um emprego mais promissor mas cujo salário inicial é inferior ao vigente em outros empregos, o custo de treinamento é principalmente o custo indireto, representado pela renda sacrificada. Conforme Mincer salientou, estes custos poderiam, em princípio, ser computados, caso fosse possível obter dados sobre os salários dos indivíduos durante o período do treinamento, e os salários de um grupo de trabalhadores semelhantes (em termos de atendimento escolar, habilidade etc.) aos trabalhadores que recebem treinamento mas que não estão engajados em nenhuma forma de treinamento.<sup>16</sup> Presumivelmente, os perfis de salário do último grupo seriam menos inclinados (ao longo do tempo) do que os perfis de salário do primeiro grupo. Em outras palavras, os trabalhadores que recebessem treinamento ganhariam menos, inicialmente, do que os trabalhadores que não recebessem treinamento, sendo que as diferenças representariam os custos do treinamento. Estes custos teriam, supostamente, um retorno positivo no futuro, repre-

<sup>15</sup> Becker, Gary. *Human capital*. cit. p. 9.

<sup>16</sup> Veja Mincer, Jacob. On the job training: costs, returns and some implications. *Journal of Political Economy*, v. 70, n. 5, parte 2, suplemento, Oct. 1962.

sentado pelas diferenças entre os perfis de salário dos “treinados” (agora mais elevados) e dos “não-treinados”. Infelizmente, em geral é praticamente impossível classificar os trabalhadores de forma que estas comparações possam ser feitas.

Devido a estas dificuldades, admite-se em geral que os custos dos investimentos após a escola sejam fundamentalmente custos de renda sacrificada, no sentido de que, num dado momento, os trabalhadores que recebem algum tipo de treinamento recebem menos do que a plena utilização da capacidade de auferir renda permitiria.<sup>17</sup> Uma vez que o caso brasileiro não constitui, de forma alguma, uma exceção com respeito à falta de informações sobre custos dos investimentos após a escola, fazemos aqui a mesma hipótese.

Mais precisamente, admitimos que, por exemplo, no arro  $j$  após a entrada do indivíduo no mercado de trabalho, o custo do treinamento corresponda à diferença entre o salário potencial e o salário líquido efetivamente percebido naquele período. Desta forma, podemos escrever:

$$C_j = E_j - Y_j \quad (3)$$

onde  $C_j$  é o custo de oportunidade de um indivíduo com  $j$  anos de experiência no trabalho,  $E_j$  é o seu salário potencial, que poderia ser auferido caso o indivíduo não continuasse a investir em si mesmo, e  $Y_j$  é o seu salário líquido observado.

O custo  $C_j$  da equação (3) deve ser interpretado como a parcela dos custos totais do treinamento que é financiada pelo próprio indivíduo. Como, na realidade, pode-se supor que a maior parte dos treinamentos no mercado de trabalho contém componentes de caráter geral e de caráter específico (com relação à firma onde se realiza o treinamento) aquela parcela será tanto maior quanto maior for a componente geral do treinamento.

Evidentemente, diferentes indivíduos podem investir de maneira diferente, por várias razões. Primeiro, porque eles podem receber diferentes tipos de treinamento, uns mais gerais, outros mais específicos do que os outros. Segundo, porque diferentes indivíduos podem ter diferentes atitudes com relação ao risco dos investimentos. Terceiro, por causa da existência de diferenças nas oportunidades de investimento. Assim, de-

<sup>17</sup> Veja, por exemplo, Mincer, Jacob. The distribution of labor incomes: a survey. *Journal of Economic Literature*, v. 3, n. 1, Mar. 1970. Haley, William J. Human capital: the choice between investment and income. *American Economic Review*, v. 63, n. 5, Dec. 1973.

vido à falta de informações precisas quanto aos investimentos após a escola, não é possível levar em consideração, explicitamente, essas diferenças.

Seguindo Mincer, se admitirmos que um indivíduo típico invista  $C_0$  durante seu primeiro ano de experiência no mercado de trabalho,  $j = 0$ , seu salário durante aquele ano será:

$$Y_0 = Y_s - C_0$$

onde  $Y_s$  ( $= E_s$ ) é o salário potencial inicial após o término de  $S$  anos de educação formal.<sup>18</sup>

O investimento  $C_0$  tem um retorno, que podemos chamar de  $r_0$ . Assim, caso não ocorram investimentos adicionais, o salário do indivíduo no ano seguinte será igual ao salário inicial mais o retorno ao investimento realizado no período anterior ( $r_0 \cdot C_0$ ), ou seja,

$$Y_1 = Y_s + r_0 \cdot C_0$$

Todavia, caso haja um investimento  $C_1$  no ano 1, o salário naquele ano será:

$$Y_1 = Y_s + r_0 C_0 - C_1 = E_1 - C_1$$

onde  $E_1$  representa o salário potencial de um indivíduo com um ano de experiência no trabalho.

Em termos mais gerais temos:

$$Y_j = Y_s + \sum_{t=0}^{j-1} r_t C_t - C_j = E_j - C_j \quad (4)$$

onde  $Y_j$  representa o salário líquido  $j$  anos após a entrada do indivíduo na força de trabalho.

Agora, se definirmos  $k_j$  como sendo a fração do salário potencial que é dedicada a investimentos após a escola,

$$k_j = \frac{C_j}{E_j} \quad (5)$$

e, substituindo  $C_j$  na equação (4) temos:

$$\ln Y_j = \ln Y_0 + r_s S + \left[ r_j \cdot \sum_{t=0}^{j-1} k_t \right] + \ln (1 - k_j) \quad (6)$$

<sup>18</sup> Mincer. *Schooling, experience and earnings*. cit. p. 12.

onde  $Y_j$  é o salário líquido de um indivíduo com  $j$  anos de experiência no trabalho,  $Y_0$  é o salário original,  $r_s$  é a taxa de retorno à educação formal,  $S$  representa anos de escolaridade,  $r_j$  é a taxa de retorno (suposta constante) a investimentos após a escola e, finalmente,  $k$  é a fração do salário potencial dedicada a investimentos nos anos indicados pelos respectivos índices.<sup>19</sup>

É importante notar que as frações  $k_t$  não são observáveis. Todavia, os efeitos dos investimentos representados por estas frações nos salários individuais podem ser estimados se expressarmos  $k_t$  como uma função decrescente de  $t$ . Esta queda das frações de investimento ao longo do tempo é sugerida por modelos de otimização de investimentos em capital humano, que nos permitem distinguir duas razões teóricas fundamentais para esperar uma queda de  $k_t$  ao longo do tempo.<sup>20</sup> Primeiro, à medida que a idade do indivíduo aumenta, o período de tempo que resta de sua vida útil para recuperar os custos de investimentos adicionais diminui, fazendo com que estes investimentos se tornem cada vez menos atraentes. Segundo, com o passar da idade e com a acumulação de experiência a produtividade marginal e o salário do indivíduo aumentam, o que torna maior o seu custo de oportunidade e menor a tendência para investir.

O que a teoria não nos diz, entretanto, é como a fração de investimento cai ao longo do tempo. Admitindo-se que  $k_t$  decline linearmente com  $t$  podemos derivar uma função salário mais completa do que a sugerida pelo modelo da escolaridade.<sup>21</sup>

A hipótese de que  $k_t$  declina linearmente com  $t$  pode ser expressa da seguinte maneira:

$$k_t = k_0 - \frac{k_0}{T} t \quad (7)$$

onde  $k_0$  é a fração de investimento no primeiro ano de experiência no mercado de trabalho e  $T$  é o período de investimento líquido positivo.<sup>22</sup>

Fazendo-se a substituição para  $k_t$  na equação (6) temos:

$$\ln Y_j = \ln Y_0 + r_s S + r_j \cdot k_0 \cdot J - \frac{r_j k_0}{2T} J^2 + \ln (1 - k_j) \quad (8)$$

<sup>19</sup> Para detalhes matemáticos sobre a derivação da equação (6), ver apêndice matemático em Senna, José Júlio. *Schooling, ob experience and earnings in Brazil*. Unpublished PhD thesis. The Johns Hopkins University, 1975.

<sup>20</sup> Veja, por exemplo, Ben-Porath, Yoram. The production of human capital and the life-cycle of earnings. *Journal of Political Economy*, v. 75, n. 4, parte 1, Aug. 1967.

<sup>21</sup> Evidentemente esta é uma hipótese arbitrária. De maneira alternativa pode-se admitir que  $k_t$  decline exponencialmente com  $t$ , o que leva a uma especificação diferente da função salário.

<sup>22</sup> Observe-se que quando  $t = T$  a fração de investimento é zero, isto é, o indivíduo pára de investir.

Esta equação necessita de uma adaptação adicional. Expandindo-se o termo  $\ln (1 - k_j)$  de acordo com uma série de Taylor, obtemos a seguinte função:

$$\ln Y_j = a_0 + b_1 S + b_2 J + b_3 J^2 + T \quad (9)$$

onde  $Y_j$  é o salário observado de um indivíduo com  $j$  anos de experiência no mercado de trabalho,  $S$  representa anos de escolaridade,  $J$  significa anos de experiência no mercado de trabalho, e os coeficientes são:

$$a_0 = \ln Y_0 - k_0 \left( 1 + \frac{k_0}{2} \right)$$

$$b_1 = r_s$$

$$b_2 = r_j \cdot k_0 + \frac{k_0}{T} (1 + k_0)$$

$$b_3 = - \left[ \frac{r_j \cdot k_0}{2T} + \frac{k_0^2}{2T^2} \right]$$

Note-se que diferenças individuais não observáveis nas taxas de retorno e nas frações de investimento são deixadas no resíduo. Observe-se também que dadas as hipóteses do modelo os sinais dos coeficientes são previsíveis, ou seja,  $b_1 > 0$ ,  $b_2 > 0$ , e  $b_3 < 0$ , e a forma da função salário é parabólica. Em outras palavras, anos adicionais de estudo e de experiência no trabalho acarretam salários mais elevados, embora os ganhos derivados da acumulação de experiência estejam sujeitos a retornos decrescentes.

É importante observar que o coeficiente da variável escolaridade é a taxa média de retorno à educação formal.<sup>23</sup> Os outros parâmetros do modelo não são diretamente determinados pela estimação da equação (9). Todavia, estes coeficientes podem ser calculados, de maneira indireta, uma vez tenhamos estimado os coeficientes  $b_2$  e  $b_3$  e imputado um valor para  $T$ , que é o período de investimentos líquidos positivos. Poderíamos então estimar a taxa de retorno a investimentos após a escola ( $r_j$ ) e a fração do salário potencial que é investida durante o primeiro ano de experiência no trabalho ( $k_0$ ).

<sup>23</sup> Note-se que isto nos dará uma estimativa do retorno à educação formal apenas, ao passo que os cálculos convencionais de taxas de retorno à educação (baseados nos perfis de salário ou renda por idade e por nível de instrução) são na realidade um misto de retorno à educação formal e de retorno a investimentos realizados após a escola.



## 1.4 Qualificações adicionais

Antes de passarmos para o teste empírico deste modelo de capital humano para o caso brasileiro, convém chamar a atenção para algumas questões relativas à aplicabilidade do modelo a uma economia em desenvolvimento como a do Brasil.

O ponto mais importante a ser enfatizado é que o modelo básico discutido neste item é essencialmente um modelo de equilíbrio de longo prazo. Conforme observado anteriormente, o modelo supõe que as taxas de retorno (à educação formal e a investimentos após a escola) não diferem de indivíduo para indivíduo. Duas implicações desta hipótese, que não existem diferenças de habilidade natural entre indivíduos e que a qualidade da educação é a mesma em todo lugar, já foram discutidas. Existe, no entanto, uma terceira implicação, que é exatamente a de que o mercado de trabalho é perfeito. Em outras palavras, a hipótese supõe informação completa, mobilidade perfeita e ausência de poderes monopolistas e monopsonistas, de forma que dados os níveis de educação formal e de experiência no trabalho existe apenas um nível de salário real.

No caso brasileiro, embora possamos admitir que inexistem poderes monopolistas e monopsonistas, uma vez que existem limitações às reivindicações salariais dos sindicatos e porque poder monopsonista provavelmente só ocorre em cidades pequenas, onde opera uma única firma empregadora, as hipóteses de informação completa e perfeita mobilidade certamente não correspondem à realidade.

Além disto, é importante notar que a economia brasileira passou recentemente por uma fase de crescimento bastante acelerado do produto real. Como se sabe, crescimento econômico é essencialmente um processo de desequilíbrio, caracterizado por diferentes setores da economia crescendo a taxas diferentes.

É provável então que disparidades intersetoriais no mercado do produto venham a produzir desequilíbrios no mercado de trabalho, uma vez que a demanda pelos vários tipos de mão-de-obra se expandirá a taxas diferentes nos diferentes setores. Assim, num contexto de crescimento, torna-se difícil a obtenção de uma equalização nas taxas de retorno a investimentos em capital humano entre setores e subsetores da economia.

Recentemente, a desagregação da análise de capital humano foi sugerida por Richard Eckaus, devido a problemas como situações de desequilíbrio, imperfeições de mercado, heterogeneidade da mão-de-obra etc.<sup>24</sup>

<sup>24</sup> Veja Eckaus, Richard S. *Estimating the returns to education: a disaggregated approach*. The Carnegie Commission on Higher Education, 1973.

Enquanto que o interesse de Eckaus se relacionava basicamente à desagregação ocupacional dos retornos à educação, o *rationale* para desagregar por ocupação é essencialmente o mesmo *rationale* para desagregar por atividade econômica.

Desta maneira, a fim de tornar a aplicação do modelo de capital humano ao caso brasileiro mais relevante, iremos desagregar a análise por atividade econômica. Esta desagregação nos permitirá observar como os coeficientes e as taxas de retorno estimadas diferem de uma atividade para outra.

Diferenças significativas, se encontradas, poderiam constituir uma indicação de que o mercado de trabalho não atingiu o equilíbrio. Isto poderia então ser explicado por desequilíbrio no mercado de produto, imperfeições no mercado de trabalho, tais como falta de informação ou outra barreira qualquer à entrada de trabalhadores em certas atividades, ou poderia ainda refletir o fato de que existem custos significativos para mudar de um mercado para outro, especialmente entre diferentes regiões.

## 2. Análise empírica

### 2.1 Os dados

Na análise empírica do caso brasileiro utilizamos os dados da Lei dos 2/3 do Ministério do Trabalho.<sup>25</sup> O subconjunto de dados refere-se ao ano de 1970 e nossa análise é uma análise *cross-section* para aquele ano.

As informações contidas na pesquisa da Lei dos 2/3 são informações individuais, obtidas através de questionários, que todas as firmas no Brasil são obrigadas a responder. O Ministério do Trabalho seleciona uma amostra desses dados, a qual, para o ano de 1970, contém informações sobre 333 146 indivíduos, dos quais 265 800 são do sexo masculino.

As principais variáveis para as quais se obtêm informações são: salário mensal total, nível de escolaridade, ano de nascimento, ano de admissão na firma presente, sexo e horas trabalhadas por semana. Dados referentes a horas trabalhadas por semana permitem uma medida padronizada de salário, ou seja, permitem o cálculo de salários horários. Com respeito a educação os dados distinguem nove diferentes níveis de escolaridade.

<sup>25</sup> A chamada Lei dos 2/3, cujo propósito básico é regular o emprego de estrangeiros no Brasil, foi introduzida em dezembro de 1930 e foi posteriormente incorporada à Consolidação das Leis do Trabalho (Lei n.º 5 452 de 5 de janeiro de 1943). De acordo com esta lei, 2/3 dos empregados em cada firma têm de ser brasileiros.

A pesquisa abrange apenas os trabalhadores registrados no setor urbano da economia, o qual é dividido em 52 atividades. O setor industrial abrange 23 atividades, enquanto que os setores de comércio e de serviços compreendem, respectivamente, 3 e 26 atividades.

Uma vez que investimentos em capital humano têm seu principal impacto sobre a renda salarial, os dados da Lei dos 2/3 são de especial importância para a nossa análise. Em outras palavras, nossos dados referem-se exatamente ao conceito de renda (renda do trabalho) que é relevante para uma investigação da influência das variáveis de capital humano.<sup>26</sup>

Os dados da Lei dos 2/3 não fornecem, todavia, informações precisas quanto à experiência dos indivíduos no mercado de trabalho. No entanto, os dados permitem que se construa uma *proxy* para experiência no trabalho, uma vez que existe informação com respeito ao ano de nascimento do indivíduo e seu nível de educação formal. Nossa medida de experiência no trabalho será portanto a idade do indivíduo menos uma estimativa da idade com a qual o indivíduo deixa a escola (dado seu nível de escolaridade) e ingressa no mercado de trabalho.

## 2.2 Análise de regressão

### 2.2.1 Escolaridade e salário

No item anterior vimos que a contrapartida empírica do modelo da escolaridade é a estimação de uma equação de regressão simples.

A especificação da equação da escolaridade, a forma mais simples do modelo de capital humano, era a seguinte:

$$\ln Y_i = \ln Y_0 + r_s S_i + u_i \quad (2)$$

onde  $Y_i$  é o salário do indivíduo  $i$ ,  $Y_0$  é o seu nível original de salário,  $S$  representa anos de educação formal, e  $r_s$  é a taxa de retorno à educação formal.

<sup>26</sup> Evidentemente, uma análise baseada em dados para renda total, incluindo tanto renda do trabalho como renda do capital, também seria relevante. De fato, à medida que o indivíduo acumula capital humano ele geralmente adquire outras formas de ativo, cujos retornos deveriam ser adicionados à renda do trabalho. O problema é que, em geral, nos conjuntos de dados que contêm informações sobre renda total, é difícil separar a renda de capital que resulta de investimentos (anteriores) em capital humano, da renda do capital que é proveniente de transferências ou de heranças.

A equação do modelo da escolaridade estimado para o Brasil, usando os dados individuais da Lei dos 2/3 para pessoas do sexo masculino apenas, é a seguinte:

$$\ln Y = -0,3142 + 0,1251 S \quad R^2 = 0,3395$$

(369,19)

onde o valor entre parênteses é a relação "t", e  $R^2$  é o coeficiente de determinação.<sup>27</sup>

Os resultados mostram que o coeficiente da variável escolaridade é altamente significativo e apresenta o sinal esperado. Além disto, nota-se que a variável educação formal é capaz de explicar aproximadamente 34% da desigualdade observada na distribuição de salários de pessoas do sexo masculino no setor urbano brasileiro.

Parece-nos interessante uma comparação dos nossos resultados com os obtidos por Mincer e Kuratani para os Estados Unidos e o Japão, respectivamente.<sup>28</sup>

Conforme indica a tabela 1, a taxa de retorno à educação formal, i.e., o coeficiente da variável escolaridade, é substancialmente mais elevada

Tabela 1

O modelo da escolaridade estimado para vários países

País	Ano	Equações	$R^2$
Estados Unidos (Mincer)	1959	$\ln Y = 7,58 + 0,070 S$ (43,8)	0,067
Japão (Kuratani)	1967	$\ln Y = \alpha + 0,059 S$ (3,2)	0,030
Brasil (Senna)	1970	$\ln Y = -0,314 + 0,125 S$ (369,19)	0,339

Nota: Os valores entre parênteses referem-se ao teste "t";  $R^2$  = coeficiente de determinação; todas as estimativas são para amostras contendo apenas pessoas do sexo masculino.

<sup>27</sup> O número de observações é de 265 169. A variável dependente é salário por hora, em cruzeiros, e a variável escolaridade é medida em anos.

<sup>28</sup> Ver Mincer, *Schooling, experience and earnings*, cit. p. 92 e Kuratani, Masatoshi, *Human capital and earnings distribution in Japan*. Workshop in Application of Economics, University of Chicago, Nov. 1971.

no Brasil do que nas outras duas nações. Este resultado revela a maior escassez de recursos humanos qualificados no Brasil e provavelmente se deve às rápidas taxas de crescimento do produto real brasileiro observadas em anos recentes e ao fato de que o estoque de capital humano é relativamente menor no Brasil do que naqueles dois países desenvolvidos.<sup>29</sup> Além disto, observa-se, também, que a variável escolaridade explica uma fração relativamente maior da desigualdade da renda salarial no Brasil do que nos outros dois casos.

Na tabela 2 apresentamos os resultados do modelo da escolaridade estimado para o Brasil dentro de vários grupos de anos de experiência. Observa-se que o coeficiente da variável educação formal é altamente significativo em todos os grupos de experiência. Os efeitos da escolaridade nos salários, medidos pelo coeficiente daquela variável, não diminuem de forma apreciável à medida que aumenta o número de anos de experiência no trabalho. Este resultado parece revelar a ausência de efeitos significativos de obsolescência de estoque de capital humano. Em outras palavras, os retornos monetários aos conhecimentos adquiridos na escola por diferentes indivíduos em diferentes pontos no tempo não parecem diferir sistematicamente.<sup>30</sup>

É importante notar, no entanto, que o valor do coeficiente de determinação cai de forma significativa com o número de anos de experiência no trabalho. Isto revela a crescente importância da experiência acumulada no trabalho na explicação de diferenças salariais entre indivíduos.

<sup>29</sup> Convém notar que a provável causa da taxa de retorno à educação ser mais elevada no caso do Brasil é o rápido crescimento econômico *combinado* a um estoque inicial mais baixo de capital humano. De fato, o Japão também experimentou rápido crescimento econômico nos anos que precederam 1967. O estoque inicial de capital humano no Japão era, no entanto, relativamente grande. Note-se, também, que a taxa de retorno observada no Japão foi ainda inferior à taxa observada para os Estados Unidos. O nível médio de escolaridade no Brasil calculado pela nossa amostra foi de 5,33 anos, enquanto que no Japão foi de 10,8 anos (Kurataní. op. cit. p. 8) e nos Estados Unidos 10,9 anos (Mincer. op. cit. p. 60).

<sup>30</sup> Embora isto seja verdade no agregado, é possível que o fenômeno de obsolescência afete de maneira significativa os salários de pessoas com elevados níveis de educação. Esta, na realidade, é uma das interpretações para a queda acentuada que se verifica nos salários horários dos indivíduos com curso secundário e universitário a partir da faixa 26-30 e 21-25 anos de experiência, respectivamente (Veja Senna. *Schooling, job experience and earnings in Brazil*. cit. p. 98). A baixa proporção de pessoas com curso secundário e universitário na nossa amostra é a provável razão pela qual este efeito praticamente desaparece no agregado.

Tabela 2

Modelo da escolaridade estimado em diferentes grupos de experiência

Anos de experiência	$\bar{S}$	Equações	$R^2$
1 — 2	8,14	$\ln Y = -1,33 + 0,1565 S$ (53,08)	0,5799
3 — 4	7,82	$\ln Y = -1,02 + 0,1464 S$ (66,62)	0,5501
5 — 6	6,71	$\ln Y = -0,67 + 0,1263 S$ (69,13)	0,4857
7 — 8	5,95	$\ln Y = -0,56 + 0,1276 S$ (71,31)	0,4603
9 — 10	5,85	$\ln Y = -0,52 + 0,1356 S$ (68,47)	0,4613
11 — 12	5,64	$\ln Y = -0,48 + 0,1415 S$ (65,01)	0,4603
13 — 14	5,36	$\ln Y = -0,41 + 0,1421 S$ (56,84)	0,4102
15 — 16	5,21	$\ln Y = -0,36 + 0,1428 S$ (52,30)	0,4099
17 — 18	5,00	$\ln Y = -0,31 + 0,1407 S$ (51,58)	0,4048
19 — 20	4,84	$\ln Y = -0,27 + 0,1403 S$ (46,09)	0,3846
21 — 22	4,63	$\ln Y = -0,25 + 0,1433 S$ (43,63)	0,3781
23 — 24	4,46	$\ln Y = -0,20 + 0,1377 S$ (38,97)	0,3560
25 — 26	4,41	$\ln Y = -0,13 + 0,1271 S$ (33,02)	0,2843
27 — 28	4,38	$\ln Y = -0,12 + 0,1397 S$ (31,00)	0,2968
29 — 30	4,20	$\ln Y = -0,12 + 0,1302 S$ (27,76)	0,2855
31 — 32	4,18	$\ln Y = -0,11 + 0,1335 S$ (28,44)	0,3139
33 — 34	4,04	$\ln Y = -0,12 + 0,1317 S$ (25,28)	0,3019
35 — 36	3,99	$\ln Y = -0,06 + 0,1138 S$ (20,13)	0,2554
37 — 38	3,82	$\ln Y = -0,05 + 0,1184 S$ (18,30)	0,2483
39 — 40	3,79	$\ln Y = -0,03 + 0,1144 S$ (15,63)	0,2249

Nota: Valores entre parênteses referem-se ao teste "t";  $R^2$  = coeficiente de determinação.

Fonte: Baseada nos dados da Lei dos 2/3.

### 2.2.2 Escolaridade, experiência e salários

Conforme vimos no item anterior, a expansão do modelo, de forma a incluir investimentos após a escola, dá origem a uma função salário da seguinte forma:

$$\ln Y_j = a_0 + b_1 S + b_2 J + b_3 J^2 + V \quad (9)$$

onde  $Y_j$  é o salário observado de um indivíduo com  $j$  anos de experiência,  $S$  representa anos de educação formal, e  $J$  significa anos de experiência no mercado de trabalho. De acordo com o modelo,  $b_1 > 0$ ,  $b_2 > 0$ ,  $b_3 > 0$ .

Os resultados da estimação desta especificação da função salário para o Brasil, onde a variável dependente é salário-horário individual, são as seguintes:

$$\ln Y = -1,0559 + 0,1426 S + 0,0600 J - 0,0009 J^2 \quad R^2 = 0,4373$$

(440,78)      (186,41)    (-144,45)

onde os valores entre parênteses correspondem ao teste "t".

O coeficiente de determinação indica que a introdução da variável experiência no trabalho elevou o poder de explicação da equação de regressão de 33 para 44%. Além disto, é importante observar que todos os coeficientes estimados são altamente significativos e apresentam os sinais esperados. A magnitude dos coeficientes sugere que um aumento de um ano na escolaridade tem um impacto substancialmente maior no salário do que o aumento de um ano na experiência. Note-se ainda que a idéia de retornos decrescentes aos ganhos derivados de uma maior experiência se confirma pelo sinal negativo da variável  $J^2$ . A mesma equação foi também estimada por Mincer e Kuratani, respectivamente, para os Estados Unidos e o Japão.<sup>31</sup> A fim de facilitar a comparação dos três estudos, na tabela 3 reproduzimos nossos resultados juntamente com os dos outros autores.

A julgar pelos coeficientes de determinação obtidos, o poder de explicação da teoria do capital humano é maior nos casos da distribuição de salários no Brasil e no Japão do que no caso americano.

Comparando-se os coeficientes das variáveis explicativas nos três estudos, verifica-se que o coeficiente da variável escolaridade é relativamente maior e o coeficiente da variável experiência é relativamente menor no

<sup>31</sup> Mincer. op. cit. p. 92 e Kuratani. op. cit. p. 13.

Tabela 3

## O modelo de capital humano estimado para vários países

Pais	Anos	Equações	R <sup>2</sup>
Estados Unidos (Mincer)	1959	$\ln Y = 6,20 + 0,107 S + 0,081 J - 0,0012 J^2$ (7 2,3) (75,5) (- 55,8)	0,285
Japão (Kuratani)	1967	$\ln Y = \alpha + 0,098 S + 0,095 J - 0,0016 J^2$ (6,9) (9,4) (- 5,8)	0,4563
Brasil (Senna)	1970	$\ln Y = -1,05 + 0,1426 S + 0,0600 J - 0,0009 J^2$ (440,78) (186,41) (-144,45)	0,4373

Notas: Os valores entre parênteses correspondem ao teste "t"; R<sup>2</sup> = coeficiente de determinação; todos os casos referem-se a amostras incluindo apenas pessoas do sexo masculino.

caso do Brasil do que nos outros dois casos. Conforme sugerido anteriormente, isto indica uma escassez de *skills* relativamente maior no Brasil do que nos outros dois países.

É interessante observar que, para os três países, a estimativa da taxa de retorno à educação formal (coeficiente de *S*) é maior no caso da função salário mais completa do que no caso da equação do modelo mais simples, onde se considera apenas educação formal.

Isto parece indicar que estimativas de taxas de retorno através do modelo da escolaridade contêm um *bias* para baixo, devido à exclusão da variável experiência.<sup>32</sup>

Os resultados para o Brasil sugerem então uma taxa média de retorno à educação formal em torno de 14%. Quanto à taxa de retorno a investimentos após a escola, ela pode ser obtida da maneira indireta, resolvendo-se o seguinte sistema de duas equações:

$$b_2 = r_j \cdot k_0 + \frac{k_0}{T} (1 + k_0)$$

$$b_3 = - \left( r_j \cdot \frac{k_0}{2T} + \frac{k_0^2}{2T^2} \right)$$

<sup>32</sup> No caso do Brasil esta exclusão leva a um *bias* para baixo por causa da correlação negativa que existe entre escolaridade e experiência (o coeficiente de correlação simples encontrado entre estas duas variáveis foi da ordem de -0,22). Esta correlação negativa aparece porque, à medida que o nível de educação médio cresce com o tempo, as pessoas mais jovens tendem a ser as que têm maior nível educacional mas são também as que têm menos experiência. Os resultados citados sugerem que provavelmente o mesmo fenômeno ocorre nos outros dois países.



onde  $r_j$  é a taxa de retorno,  $k_0$  é a fração inicial de investimento,  $T$  é o período de investimento líquido positivo e  $b_2$  e  $b_3$  são, respectivamente, os coeficientes de  $J$  e  $J^2$ . Conforme indicado, as estimativas destes parâmetros são 0,06 e  $-0,0009$ .

A fim de resolver o sistema temos de imputar um valor para  $T$ . Na tabela 4 mostramos como os valores de  $r_j$  e  $k_0$  mudam em função dos valores atribuídos a  $T$ . Observe-se que, dadas as estimativas dos parâmetros, quanto maior o valor de  $T$  menor o valor de  $k_0$  e maior a taxa de retorno  $r_j$ . Em outras palavras, os indivíduos investem em si mesmo tanto mais quanto maior for a taxa de retorno.

Tabela 4

Estimativas da taxa de retorno a investimentos após a escola  
e da fração inicial de investimento

Valores de $T$	$k_0$	$r_j$
15	0,49	0,022
20	0,48	0,052
25	0,37	0,105
30	0,18	0,296

Fonte: Cálculos com base nos parâmetros estimados indicados na tabela 3, para o caso do Brasil.

### 2.3 Análise desagregada

O modelo básico de capital humano é essencialmente um modelo de equilíbrio de longo prazo. Contudo, conforme discutimos anteriormente, há várias razões para se acreditar que o mercado de trabalho no Brasil se caracteriza pelo desequilíbrio. A desagregação da análise nos possibilitará testar esta hipótese.

Na tabela 5 apresentamos os resultados estimados dentro de cada uma das 23 atividades econômicas em que se divide o setor industrial na amostra da Lei dos 2/3.<sup>33</sup>

Conforme indica a tabela 5, todos os coeficientes estimados são significativos e apresentam o sinal correto em todos os casos. Observa-se também que o poder explicativo do modelo da escolaridade varia de 3,75%

<sup>33</sup> Para uma análise mais completa, abrangendo 52 atividades, veja Senna. op. cit. seção 4.1.

**Tabela 5**  
**Modelos estimados dentro de 23 atividades industriais**

Atividades	Equações	R <sup>2</sup>
Brasil (total)	$\ln Y = -0,3245 + 0,1270 S$ (118,02)	0,3439
	$\ln Y = -1,0676 + 0,1437 S + 0,0608 J - 0,0009 J^2$ (140,59) (60,55) (-47,41)	0,4431
<i>I. Indústrias</i>		
Extrativa vegetal	$\ln Y = -0,3904 + 0,0795 S$ (9,30)	0,2306
	$\ln Y = -0,7837 + 0,0903 S + 0,0265 J - 0,0003 J^2$ (10,67) (3,72) (- 2,51)	0,2965
Extrativa mineral	$\ln Y = -0,2861 + 0,1696 S$ (15,33)	0,3180
	$\ln Y = -0,9949 + 0,1753 S + 0,0561 J - 0,0008 J^2$ (16,40) (5,87) (- 4,73)	0,3745
Produtos Alimentícios	$\ln Y = -0,3393 + 0,0977 S$ (18,72)	0,2291
	$\ln Y = -0,9099 + 0,1135 S + 0,0447 J - 0,0007 J^2$ (22,34) (11,58) (- 9,51)	0,3218
Bebidas	$\ln Y = -0,3458 + 0,1060 S$ (11,12)	0,2585
	$\ln Y = -0,9389 + 0,1203 S + 0,0433 J - 0,0006 J^2$ (12,91) (5,50) (- 4,18)	0,3387
Fumo	$\ln Y = -0,4435 + 0,1598 S$ (6,50)	0,3935
	$\ln Y = -1,3753 + 0,1877 S + 0,0805 J - 0,0014 J^2$ (7,48) (4,13) (- 3,81)	0,5236
Têxtil	$\ln Y = -0,2547 + 0,1123 S$ (13,34)	0,1768
	$\ln Y = -1,0692 + 0,1252 S + 0,0721 J - 0,0011 J^2$ (17,39) (14,63) (-10,82)	0,4053
Calçados e vestuário	$\ln Y = -0,4518 + 0,0804 S$ (8,24)	0,1214
	$\ln Y = -0,7681 + 0,0850 S + 0,0244 J - 0,0003 J^2$ (9,02) (4,08) (- 2,33)	0,1892

*Continua*

Atividades	Equações	R <sup>2</sup>
Madeira e cortiça	$\ln Y = -0,3813 + 0,0734 S$ (9,86)	0,1432
	$\ln Y = -0,7763 + 0,0831 S + 0,0303 J - 0,0004 J^2$ (11,50) (6,41) (- 4,81)	0,2209
Mobiliário	$\ln Y = -0,2328 + 0,0525 S$ (5,57)	0,0581
	$\ln Y = -0,7726 + 0,0666 S + 0,0436 J - 0,0006 J^2$ (7,50) (7,76) (- 5,71)	0,1944
Papel e papelão	$\ln Y = -0,3365 + 0,1164 S$ (10,94)	0,2542
	$\ln Y = -1,1226 + 0,1363 S + 0,0680 J - 0,0011 J^2$ (14,04) (8,68) (- 6,89)	0,4117
Gráfica e editorial	$\ln Y = -0,0460 + 0,0549 S$ (4,05)	0,0375
	$\ln Y = -0,8722 + 0,0709 S + 0,0781 J - 0,0012 J^2$ (5,91) (9,64) (- 7,39)	0,2590
Couros e peles	$\ln Y = -0,3793 + 0,0851 S$ (10,48)	0,2734
	$\ln Y = -0,7379 + 0,0984 S + 0,0247 J - 0,0004 J^2$ (11,36) (3,45) (- 2,82)	0,3094
Artefatos de borracha	$\ln Y = -0,3146 + 0,1026 S$ (9,94)	0,2226
	$\ln Y = -0,9070 + 0,1182 S + 0,0494 J - 0,0008 J^2$ (11,79) (6,10) (- 4,86)	0,3141
Química e farmacêutica	$\ln Y = -0,2990 + 0,1543 S$ (20,09)	0,4791
	$\ln Y = -1,1079 + 0,1668 S + 0,0735 J - 0,0013 J^2$ (23,33) (9,41) (- 8,40)	0,5700
Derivados de petróleo e hulha	$\ln Y = -0,4726 + 0,1266 S$ (7,99)	0,3029
	$\ln Y = -1,1834 + 0,1818 S + 0,0968 J - 0,0012 J^2$ (16,64) (5,30) (- 3,46)	0,4896
Artefatos de plástico	$\ln Y = -0,1362 + 0,0596 S$ (4,15)	0,0655

Continua

Atividades	Equações	R <sup>2</sup>
	$\ln Y = -0,8520 + 0,0701 S + 0,0637 J - 0,0008 J^2$ (5,72) (6,62) (- 3,93)	0,3290
Materiais não-metálicos	$\ln Y = -0,3777 + 0,1167 S$ (17,18)	0,2872
	$\ln Y = -0,9785 + 0,1294 S + 0,0497 J - 0,0007 J^2$ (20,53) (9,69) (- 7,03)	0,4061
Metalmúrgica	$\ln Y = -0,0926 + 0,0838 S$ (11,23)	0,1737
	$\ln Y = -0,7334 + 0,1078 S + 0,0612 J - 0,0009 J^2$ (15,53) x (9,97) (- 7,13)	0,3433
Mecânica, material elétrico e eletrônico	$\ln Y = -0,1975 + 0,1201 S$ (25,42)	0,2158
	$\ln Y = -1,1239 + 0,1429 S + 0,0785 J - 0,0012 J^2$ (33,89) (22,43) (-16,31)	0,4017
Construção e reparação de veículos	$\ln Y = -0,0756 + 0,1236 S$ (12,74)	0,1718
	$\ln Y = -0,9586 + 0,1361 S + 0,0758 J - 0,0012 J^2$ (15,14) (10,84) (- 8,62)	0,3018
Construção civil	$\ln Y = -0,1911 + 0,1055 S$ (29,70)	0,2476
	$\ln Y = -0,6522 + 0,1136 S + 0,0371 J - 0,0005 J^2$ (33,05) (12,48) (- 9,21)	0,3122
Produção de energia elétrica	$\ln Y = 0,0586 + 0,1158 S$ (12,32)	0,3333
	$\ln Y = -0,9738 + 0,1522 S + 0,0619 J - 0,0007 J^2$ (16,44) (5,93) (- 3,74)	0,4765
Outras	$\ln Y = -0,4687 + 0,1254 S$ (18,40)	0,3674
	$\ln Y = -0,9560 + 0,1375 S + 0,0398 J - 0,0006 J^2$ (20,42) (7,46) (- 6,37)	0,4278

Fonte: Baseada nos dados da Lei dos 2/3.

no setor gráfico a 47,9% no setor químico, ao passo que o poder de explicação do modelo mais completo varia de 18,9% no setor de calçados e tecidos a 57% no setor químico.

Além disto, nota-se que em todos os casos (à exceção do setor gráfico) o impacto da variável educação formal (medido pelo seu coeficiente) no salário dos indivíduos é maior do que o impacto da variável experiência no trabalho.

Finalmente, a fim de testar a hipótese de que os coeficientes diferem significativamente de uma atividade para outra, fizemos um teste de estabilidade estrutural. O teste escolhido foi o teste de Chow.<sup>34</sup> Neste teste a hipótese nula é a de que os parâmetros não se modificam entre atividades, isto é, o vetor de coeficientes é o mesmo para todas as atividades. O resultado do teste para o setor industrial indica um valor  $F$  estimado da ordem de 3557, que cai na região de rejeição, uma vez que  $F_{0,99} (1, \infty) \cong 6,63$ . Isto significa que a hipótese nula é rejeitada, ou seja, que os coeficientes diferem significativamente de atividade para atividade.

### 3. Resumo e conclusões

A aplicação empírica do modelo de capital humano ao caso brasileiro mostra que escolaridade é uma variável explicativa bastante importante da distribuição da renda salarial. A equação do modelo da escolaridade, na qual o logaritmo do salário é uma função do número de anos de estudo, indica que escolaridade explica cerca de 34% do total da variância dos logaritmos dos salários individuais. A equação foi estimada com base em 265 169 observações correspondentes a trabalhadores do setor urbano brasileiro em 1970.

A taxa média de retorno à educação formal estimada pelo modelo da escolaridade é de cerca de 12,5%. Esta estimativa possui um *bias* para baixo devido à omissão da variável experiência naquele modelo.

Uma comparação dos resultados obtidos para o Brasil com os resultados obtidos para o Japão e os Estados Unidos revela que o retorno à educação e o poder explicativo do modelo são maiores no caso do Brasil. A teoria de capital humano explica uma fração relativamente maior da

<sup>34</sup> Veja Chow, Gregory. Test of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, v. 28, n. 3, July 1960.

variância das rendas do trabalho no Brasil provavelmente porque entre nós a distribuição dos investimentos em capital humano é mais desigual. Quanto ao retorno à educação formal os resultados revelam a maior escassez de recursos humanos qualificados no Brasil e a taxa de retorno mais elevada no caso brasileiro deve-se provavelmente a uma combinação de altas taxas de crescimento econômico observadas em anos recentes com um baixo estoque de capital humano.

A análise com base em uma função salário mais completa, na qual os salários individuais são uma função da escolaridade e da experiência no trabalho, mostra que estas duas variáveis explicam cerca de 44% da desigualdade observada na distribuição de salários no Brasil. Os coeficientes estimados indicam que um ano adicional de educação formal tem um impacto sensivelmente maior nos salários dos indivíduos do que um ano adicional de experiência no trabalho. A taxa de retorno à educação formal estimada pela equação de regressão múltipla é de cerca de 14%, ao passo que a taxa de retorno a treinamento no trabalho varia de 10 a 30%, dependendo da hipótese que se faça com respeito ao período de investimento líquido positivo.

Finalmente, a análise desagregada mostra que os coeficientes estimados diferem significativamente de indústria para indústria. Isto significa que os retornos à educação formal e a investimentos após a escola diferem dentro da indústria, caracterizando uma situação de desequilíbrio. De certa forma, este é um resultado esperado, tendo em vista que o mercado de trabalho no Brasil está longe de ser perfeito e porque, num contexto de crescimento, quando a produção e a demanda pelos vários tipos de mão-de-obra crescem a taxas diferentes nos diferentes setores, torna-se difícil a equalização dos retornos a investimentos em capital humano entre setores e subsetores da economia.

## Bibliografia

- Becker, G. *Human capital*. New York, Columbia University Press, 1964.
- Becker, G. & Chiswick, B. Education and the distribution of earnings. *American Economic Review*, v. 51, n. 2, May 1966.
- Ben-Porath, Y. The production of human capital and the life-cycle of earnings. *Journal of Political Economy*, v. 75, n. 4, parte 1, Aug. 1967.

Chiswick, B. & Mincer, J. Time series changes in personal income inequality in the United States. *Journal of Political Economy*, v. 80, n. 3, parte 2, May 1972.

Eckaus, R. *Estimating the returns to education: a disaggregated approach*. The Carnegie Commission on Higher Education, 1973.

Griliches, Z. & Mason, W. Education, income and ability. *Journal of Political Economy*, v. 80, n. 3, parte 2, May/June 1972.

Johnson, G. E. & Stafford, F. P. Social returns to quantity and quality of schooling. *Journal of Human Resources*, v. 8, n. 2, 1973.

Kogut, E. & Langoni, C. G. Population growth, income distribution, and economic development. *International Labour Review*, v. 3, n. 4, Apr. 1975.

Kuratani, M. Human capital and earnings distribution in Japan. Workshop in application of economics. University of Chicago, Nov. 1971.

Langoni, C. G. *Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil*. Rio de Janeiro, Editora Expressão e Cultura, 1973.

———. *As causas do crescimento econômico do Brasil*. Rio de Janeiro, APEC, 1974.

Link, C. R. & Ratledge, E. C. Social returns to quantity and quality of education: a further statement. *Journal of Human Resources*, v. 10, n. 1, 1975.

Manso de Almeida, W. *Serviços e desenvolvimento econômico no Brasil*. Rio de Janeiro, IPEA, 1974. (Relatório de pesquisa n. 23.)

Mincer, J. Investments in human capital and personal income distribution. *Journal of Political Economy*, v. 66, n. 4, Aug. 1958.

———. The distribution of labor incomes: a survey. *Journal of Economic Literature*, v. 8, n. 1, Mar. 1970.

———. *Schooling, experience and earnings*. New York, Columbia University Press, 1974.

Senna, J. J. *Schooling, job experience and earnings in Brazil*. Unpublished PhD Thesis. The Johns Hopkins University, 1975.

Taubman, P. J. & Wales, T. J. *Higher education and earnings*. The Carnegie Commission on Higher Education, 1974.