

Crescimento acelerado e o mercado de trabalho: a experiência brasileira *

Roberto Castello Branco **

1. Introdução; 2. O impacto do crescimento econômico sobre o mercado de trabalho; 3. Investimentos em capital humano e salários; 4. Os diferenciais de salários — evidência empírica; 5. Desigualdade e oportunidades de mobilidade social; 6. Resumo e conclusões.

Resumo

Este artigo analisa o comportamento do mercado de trabalho urbano durante um período (1969/73) de crescimento econômico substancial no Brasil. Exploramos a relação teórica entre crescimento econômico e desequilíbrios do mercado de trabalho. A evidência empírica apóia esta hipótese. A função salário, baseada na teoria do capital humano, explica uma parcela considerável da variância dos rendimentos da mão-de-obra. Seu poder de explicação é mais elevado e o efeito da educação sobre os salários é mais forte exatamente nos setores mais dinâmicos da economia brasileira. Por outro lado, os resultados empíricos sugerem que o crescimento econômico no Brasil contribuiu para ampliar as oportunidades de mobilidade social.

1. Introdução

Este estudo procura analisar o comportamento do mercado de trabalho urbano do Brasil durante a fase de aceleração de crescimento econômico entre fins da década de 60 e início da atual. O interesse por essa análise é derivado de dois pontos principais: a) da existência de uma relação

* Este artigo baseia-se na tese do autor, *Crescimento Acelerado e o Mercado de Trabalho: a experiência brasileira*, apresentada em junho de 1977 à Escola de Pós-Graduação em Economia — EPGE-FGV.

O autor deseja expressar sua gratidão a Carlos Langoni, presidente de seu comitê de tese, pela eficiente orientação e estímulo amigo que dele recebeu. Ao mesmo tempo, estende seus agradecimentos a Arnold Harberger, José Júlio Senna, José Luiz Carvalho, Jessé Montello e Antonio Carlos Lemgruber pelas críticas e sugestões apresentadas. Agradece também ao Serviço Nacional de Aprendizagem Comercial — SENAC, pelo apoio financeiro concedido. Evidentemente, os eventuais erros remanescentes são de inteira responsabilidade do autor.

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

sistemática entre crescimento econômico e distribuição de renda; b) por ser justamente o setor urbano da economia brasileira onde têm se manifestado aumentos mais significativos de desigualdades de rendas relativas.¹

Num contexto de rápido crescimento econômico, à medida em que ocorrem transformações quantitativas e qualitativas na estrutura produtiva, aumentando a participação no produto de setores tecnologicamente mais avançados, a consequência lógica deve ser a expansão mais acentuada da demanda pelos serviços de trabalhadores mais bem qualificados. Diante da pobreza do estoque de recursos humanos existente no Brasil, nossa hipótese é de que essa situação contribuiu para elevar desproporcionalmente os rendimentos daqueles indivíduos mais bem capacitados a realizarem com eficiência as tarefas mais complexas exigidas pela modernização da economia.

Desse modo, a ênfase de nosso trabalho é nos desajustes associados ao funcionamento das forças impessoais de mercado, embora não deixemos de reconhecer que intervenções do Estado na atividade econômica contribuíram para acentuá-los. Ao mesmo tempo, destacamos o caráter transitório desses desequilíbrios, procurando indicar os fatores que operam no sentido de corrigi-los.

Existem algumas sugestões na literatura econômica de que os desequilíbrios do mercado de trabalho resultariam de um processo institucional dirigido no sentido de proteger o próprio sistema capitalista pela criação e conservação de uma estrutura ocupacional guiada por padrões hierárquicos bastante rígidos. As previsões fundamentadas nessas suposições são bastante sombrias, incluindo tendências à estagnação econômica e à segmentação permanente do mercado de trabalho, com ausência quase completa de oportunidades de mobilidade social.²

Na parte final, após a análise concernente à desigualdade de salários da força de trabalho, nos preocuparemos então em examinar se durante o período considerado (1969/73) ampliaram-se tais oportunidades. Em contraste às hipóteses de segmentação, a moderna teoria do crescimento econômico nos permite antecipar que a maior diversificação e complexidade adquirida pela estrutura ocupacional e organizacional contribuiu para tornar mais intenso o processo de mobilidade social.

¹ Veja, a respeito, Langoni (1973).

² Para uma análise das teorias de segmentação do mercado de trabalho, veja Cain (1976).

O artigo encontra-se estruturado da forma descrita a seguir:

No item 2, relacionamos os principais argumentos a respeito do impacto do crescimento econômico sobre o comportamento do mercado de trabalho.

O item 3 contém uma discussão referente aos efeitos dos investimentos em capital humano sobre as remunerações dos indivíduos. São consideradas duas formas básicas desses investimentos: a) educação formal; b) treinamento no trabalho. Derivamos a função salário, empregada para estimar retornos a esses investimentos e explicar diferenças individuais de salários. Além disso, resumimos as controvérsias acerca das limitações desse modelo e descrevemos os dados utilizados na parte empírica.

No item 4, a função salário é estimada para o setor urbano e desagregadamente para os 28 subsetores em que o dividimos. Em seguida, voltamos a desagregar o setor urbano em três grandes subsetores com o objetivo de identificar com maior clareza a natureza e a intensidade dos desequilíbrios existentes.

O item 5 procura investigar, dentro dos limites impostos pela utilização de dados do tipo *cross-section*, a contribuição do crescimento econômico para o bem-estar social. Com essa intenção analisamos a situação dos novos participantes da força de trabalho e o comportamento dos salários reais ao longo do tempo.

Finalmente, o item 6 resume os principais resultados obtidos e suas implicações mais relevantes.

2. O impacto do crescimento econômico sobre o mercado de trabalho

Sem dúvida, o crescimento econômico não representa um estado de equilíbrio. Pelo contrário, possui como característica essencial a estreita associação a freqüentes desequilíbrios.

A manutenção de um processo de crescimento auto-sustentável tem como base o contínuo surgimento de novas oportunidades de investimentos altamente rentáveis. Estas, por sua vez, são produzidas por uma combinação de fatores, entre os quais destacam-se a incorporação de recursos naturais e a introdução de inovações tecnológicas.³

³ Em estágios mais avançados do processo de crescimento, o progresso tecnológico tende a adquirir maiores graus de importância como fonte geradora de oportunidades de investimentos, passando inclusive a viabilizar a descoberta e o aproveitamento econômico de recursos naturais.

As oportunidades para investir não se distribuem uniformemente e, do mesmo modo, a identificação e a reação ao seu aparecimento também se realizam de formas distintas. Portanto, a própria dinâmica do crescimento econômico tende a gerar disparidades de renda, as quais vão se manifestar nos planos setorial, regional e pessoal. É necessário chamar a atenção para o fato de que isto ocorre independentemente da base institucional em que opera o sistema econômico e, algumas vezes, como veremos, a ação do Estado pode concorrer até mesmo para criar ou acentuar desequilíbrios existentes.

Em particular, diferenças na capacidade de gerar e absorver inovações tecnológicas e de elasticidades-renda da demanda contribuem significativamente para a evolução diferenciada dos setores econômicos. Isto, como se sabe, é confirmado por extensa evidência empírica que registra, paralelamente ao crescimento da renda real dos países, consideráveis transformações em sua estrutura econômica.⁴

Uma das tendências mais nítidas é a queda da participação relativa da agricultura no produto total da economia, compensada, basicamente, pelo aumento da parcela referente à indústria, reflexo de diferenças nas elasticidades-renda da demanda de seus produtos. No caso brasileiro, dada a importância do aspecto locacional para a absorção de inovações tecnológicas pela agricultura, a estratégia de importação pura e simples de tecnologia contribuiu para que isto se processasse de forma mais rápida.

Os desequilíbrios associados ao crescimento ocorrem também dentro dos grandes setores da atividade econômica. No Brasil, tendo em vista o baixo nível tecnológico da agricultura, seu desempenho é caracterizado por considerável variância das taxas de crescimento, determinada por flutuações nas condições climáticas.⁵ Assim, os desequilíbrios dentro desse setor são em grande parte de natureza aleatória, sendo mais difícil identificar tendências de longo prazo da estrutura de produção.

Entretanto, na indústria existem mudanças bem nítidas no longo prazo. A evidência existente indica que as indústrias química, de material de transporte, de material elétrico, mecânica e metalúrgica aumentaram consideravelmente sua participação na composição do produto industrial brasileiro nas últimas décadas.⁶ Em contrapartida, reduziu-se significa-

⁴ Veja, a respeito, Kuznets (1966).

⁵ No período 1948-1977, o coeficiente de variação (desvio-padrão/média) da taxa de expansão anual do setor agrícola foi de 84% em contraste com 51% para a indústria de transformação.

⁶ Veja, a respeito, Langoni (1975). cap. 4.

tivamente a importância relativa das chamadas indústrias “tradicionais” (têxtil, alimentos, vestuário etc.).⁷ Tais modificações na estrutura produtiva eram previstas, pois se processaram ganhos nas posições relativas daqueles ramos industriais de maior conteúdo tecnológico e cujos produtos, coincidentemente, possuem elasticidades-renda da demanda mais elevadas.

No setor terciário, as mudanças não são tão claras, mas assim mesmo é possível destacar a expansão relativamente mais rápida em períodos recentes de alguns subsetores, como as instituições financeiras e os serviços de energia elétrica, que passaram por consideráveis transformações tecnológicas, inclusive de caráter organizacional.

Uma das implicações do crescimento desequilibrado da economia é que o aumento da demanda derivada por mão-de-obra não se dá de maneira uniforme. Tendo em vista a complementaridade entre capital físico moderno e capital humano, a demanda pelos serviços de trabalhadores de melhor qualificação profissional se expande desproporcionalmente.⁸

Por outro lado, temos que considerar o comportamento da oferta efetiva de mão-de-obra, função de dois componentes interdependentes, quantidade e qualidade. No Brasil, elevadas taxas de natalidade em décadas passadas acabaram por produzir rápido crescimento populacional.⁹ Como é fácil perceber, para dado nível de renda familiar, um maior número de filhos vai implicar menores despesas *per capita* com saúde, nutrição e educação, fatores extremamente relevantes na formação da capacidade produtiva dos indivíduos. Além disso, taxas de natalidade mais altas tendem a ocorrer exatamente nas camadas mais pobres da população. Desse modo, a intensa expansão demográfica resultou numa oferta excessiva de indivíduos de baixa qualificação, o que contribui para dificultar o ajustamento do mercado de trabalho, especialmente quando a economia passa por fases de profundas transformações.

Ainda com respeito à oferta de mão-de-obra, existe um aspecto fundamental, que é o relacionado à diferença de elasticidades. Com efeito, dado o tempo mínimo requerido para o treinamento adequado da mão-

⁷ De acordo com Schultz (1964) estamos definindo indústria tradicional como aquela em que a produtividade é baixa ou cresce mais lentamente.

⁸ Para evidência empírica sobre complementaridade entre capital físico e capital humano, veja Fallon e Layard (1975).

⁹ Para dados relativos à expansão demográfica no Brasil, veja Kogut (1976). tabela 22, p. 39.

de-obra, a elasticidade da oferta de trabalhadores qualificados é relativamente mais baixa, o que também opera no sentido de aumentar as desigualdades de salários ao longo do processo de crescimento econômico.

É possível também antecipar a ampliação dos diferenciais de salários entre os diversos subsetores econômicos para indivíduos com níveis de qualificação aproximadamente iguais. Com a aceleração do crescimento e das conseqüentes disparidades de taxas de expansão, a demanda por dada categoria de mão-de-obra tende evidentemente a evoluir de forma diferenciada entre subsetores. Dada a existência de custos significativos de mobilidade e de imperfeições no acesso a informações, a conseqüência lógica é o aumento desses diferenciais de rendimentos.

A respeito dessa questão, torna-se relevante salientar as maiores oportunidades de que dispõem as pessoas mais educadas de se beneficiarem desses desequilíbrios. A educação, além de possibilitar diretamente a obtenção de acréscimos de produtividade no mercado, desenvolve nos indivíduos a capacidade de perceber e se adaptar melhor e mais rapidamente às mudanças econômicas, o que é confirmado pela evidência empírica fornecida por uma série de estudos realizados para vários países.¹⁰ Essa habilidade assume importância crucial numa economia em desenvolvimento, onde são mais freqüentes essas mudanças, pois permite aos que possuem níveis mais elevados de educação formal e exploração adequada dos desequilíbrios salariais através de mudanças de emprego.

Paralelamente à evolução desequilibrada da economia, reflexo da operação das forças de mercado, no caso do Brasil intervenções institucionais parecem ter contribuído para reforçar os desajustes do mercado de trabalho. A política de desenvolvimento industrial posta em prática após a II Guerra Mundial tinha como fundamento implícito a noção de que a acumulação de capital físico era a única fonte relevante para a promoção do desenvolvimento econômico.¹¹ Em conseqüência, foi generosa na concessão de subsídios à utilização desse fator. Desse modo, distorções nos preços relativos dos fatores de produção tornaram rentável do ponto de vista privado a importação de tecnologia sem que fosse necessária a

¹⁰ Veja, a esse respeito, Schultz (1975).

¹¹ Ainda em 1964, o PAEG baseava suas projeções num modelo tipo Harrod-Domar: "... No caso brasileiro, onde a população está crescendo atualmente de 3,5% por ano, sendo a relação incremental capital/produto estimada em 2,0 e atingindo as depreciações, anualmente, cerca de 5% do produto bruto, seria necessária uma taxa bruta de investimentos de 12% ao ano para fazer com que o produto bruto real crescesse pelo menos à mesma taxa de expansão demográfica"... Veja, a respeito, Programa de Ação Econômica do Governo 1964-66, Ministério do Planejamento e Coordenação Econômica, maio 1965. cap. II, seção 2.3.

realização de adaptações significativas às condições prevalentes no País.¹² A adoção dessas inovações, concebidas de acordo com a escassez relativa de fatores de países desenvolvidos e, portanto, relativamente intensivas no uso de capital físico moderno e mão-de-obra qualificada, concorreu certamente para aumentar as pressões sobre o mercado de trabalho.

Em resumo, é possível antecipar que a ação conjunta das forças mencionadas tenha influenciado a elevação transitória dos diferenciais relativos de remuneração a favor dos indivíduos mais bem qualificados profissionalmente.

3. Investimentos em capital humano e salários

3.1 Derivação da função salário

Tendo em vista as hipóteses levantadas sobre a relação entre o crescimento econômico e o mercado de trabalho os investimentos em capital humano devem desempenhar papel importante na explicação das diferenças de salários individuais. Passaremos então à derivação da função salário, desenvolvida por Mincer (1970, 1974) e Becker (1975).

Consideremos as seguintes variáveis:

C_t = custo dos investimentos em capital humano, basicamente educação formal e treinamento no trabalho, em cruzeiros, em dado período t ;¹³

E_t = salário potencial no período t , ou seja, o salário que o indivíduo receberia se dedicasse seu tempo ao trabalho sem sacrificar parte dele para investir em capital humano;

$W_t = E_t - C_t$ = salário líquido recebido no período t , o qual se aproxima do salário observado à medida que são menores os custos diretos dos investimentos em capital humano;

¹² Isso não significa que a indústria nacional utilize a mesma relação entre os fatores que a indústria de onde foi importada a tecnologia. Na realidade, como os salários reais no Brasil são certamente inferiores aos vigentes nos países desenvolvidos, as firmas no nosso país devem promover alguma adaptação através do emprego mais intenso de mão-de-obra em operações auxiliares tais como armazenagem, limpeza, administração etc.

¹³ A expressão "treinamento no trabalho" possui aqui significado bastante amplo, englobando treinamento realizado através de programas formais e treinamento informal, que envolve a aquisição de conhecimentos através da execução de tarefas no local de trabalho. O importante é sua característica essencial representada por custos incorridos pelo empregado e/ou empregador na expectativa de obtenção de ganhos futuros de produtividade.

$K_t = \frac{C_t}{E_t}$ = razão entre custos de investimento e salário potencial, que é interpretada como a fração de tempo que o trabalhador dedica ao aumento do seu estoque de capital humano no período t .

Considerando que o salário potencial em determinado período é formado pelo salário potencial do período anterior acrescido dos retornos decorrentes dos investimentos em capital humano nele realizados, podemos escrever:

$$E_t = E_{t-1} + r^* C_{t-1} = E_{t-1} (1 + r^* k_{t-1}) \quad (1)$$

onde:

r^* = taxa interna de retorno aos investimentos em capital humano, suposta a mesma para qualquer período de tempo.¹⁴

Por indução matemática, a equação (1) pode ser reescrita como:

$$E_t = E_o (1 + r^* k_1) \dots (1 + r^* k_t) = E_o \prod_{j=1}^t (1 + r^* k_j) \quad (2)$$

Sabendo-se que o termo $r^* k_j$ é pequeno, quando aplicamos logaritmos a (2) podemos aplicar a equivalência entre $\log (1 + a)$ e a quando a for um número de magnitude reduzida e obter:

$$\log E_t = \log E_o + \sum_{j=1}^t r^* k_j \quad (3)$$

Fazendo agora a distinção entre investimentos em educação formal e investimentos em treinamento no trabalho reescrevemos a equação (3) como:

$$\log E_t = \log E_o + r_s \sum_{j=1}^s k_j + r \sum_{j=s+1}^t k_j \quad (4)$$

¹⁴ Mincer (1974), cap. 1, p. 9-11, prova que essa é uma taxa interna de retorno, ou seja, é a taxa de desconto que equaliza o valor presente dos custos e benefícios derivados dos investimentos em capital humano.

onde:

r_s = taxa privada de retorno aos investimentos em educação

r = taxa privada de retorno aos investimentos em treinamento.¹⁵

Uma das principais implicações da análise da alocação ótima dos investimentos em capital humano ao longo da vida é de que deve se esperar que estes sejam decrescentes com a idade.¹⁶ Duas razões fundamentais, apresentadas a seguir, são responsáveis por essa previsão.

Em primeiro lugar, como a vida é finita, o adiamento de investimentos em capital humano reduz o valor presente de seus benefícios marginais. Além disso, sendo o tempo um importante insumo na formação de um estoque de conhecimentos pelos indivíduos, os custos marginais desses investimentos devem aumentar com a idade. Isso só não se verificará se os investimentos em capital humano aumentarem a produtividade em absorver novos conhecimentos relativamente mais do que a produtividade para executar tarefas no mercado de trabalho.¹⁷

Portanto, os deslocamentos ao longo do tempo das curvas de custos e benefícios marginais explicam a concentração dos investimentos em capital humano no início da vida. Por outro lado, a existência de um fator fixo na produção de capital humano, a capacidade de absorção de conhecimentos, determinando uma inclinação positiva para as curvas de custo marginal, dentro de cada período, explica por que esses investimentos tendem a ser distribuídos através da vida.

Entretanto, o decréscimo dos investimentos não é necessariamente monotônico. É possível que nos estágios iniciais do processo de acumulação, dada a reduzida magnitude do estoque de capital humano, todo o tempo disponível seja dedicado à formação de capital humano adicional. Essa qualificação do modelo de Ben-Porath leva à adoção da hipótese de que durante a fase escolar a proporção dos salários potenciais investida é igual a 100%. Em outras palavras, na equação (4) $k_j = 1$, para

¹⁵ Existem razões para supor *a priori* diferenças entre as magnitudes dessas taxas. Retornos não-pecuniários decorrentes da educação formal, maior volume de subsídios públicos à educação e menor grau de incerteza associado aos investimentos em treinamento, devido ao melhor conhecimento pelo indivíduo de sua capacidade e motivação, são algumas das razões relacionadas por Mincer (1962).

¹⁶ Veja, a respeito, Ben-Porath (1967).

¹⁷ Testes realizados por Ben-Porath (1970) e Lazear (1976) amparam a hipótese contrária, isto é, de que os investimentos em capital humano a partir de certo estágio contribuem para aumentar relativamente mais a produtividade no mercado do que para a absorção adicional de conhecimentos.

$0 < j \leq s$, o que equivale a supor que os eventuais salários recebidos durante o período escolar compensem exatamente os custos diretos incorridos pelo indivíduo com os investimentos em educação.¹⁸

Em decorrência da incorporação dessa hipótese ao modelo, podemos escrever:

$$\log E_t = \log E_o + r_s s + r \sum_{j=s+1}^t k_j \quad (5)$$

Apesar dessa suposição facilitar a análise empírica, ela pode produzir vieses no cômputo da taxa de retorno à educação (r_s), como demonstra Leibowitz (1976).¹⁹

A teoria econômica não nos indica nenhuma forma geral para a especificação do declínio dos investimentos em treinamento no decorrer da vida. Mincer (1974) trabalha com duas especificações alternativas: uma linear e outra exponencial. Trabalharemos apenas com a linear em razão da maior simplicidade matemática que seu uso acarreta.²⁰

Portanto, adotaremos a hipótese de que:

$$k_j = k_o - \left(\frac{k_o}{T} \right) t \quad (6)$$

k_o = fração dos salários potenciais investida no período inicial de participação no mercado de trabalho;

T = período total de investimento líquido em capital humano;

t = número de períodos de experiência no mercado de trabalho.

¹⁸ Uma exceção à essa generalização é encontrada em Haley (1973), que admite explicitamente que o período escolar ultrapasse a fase de especialização do indivíduo em investir em capital humano.

¹⁹ Leibowitz (1976) demonstra que, mesmo admitindo que entre indivíduos e entre os anos de escolaridade o valor médio de k fosse igual a um, r_s pode se constituir numa estimativa tendenciosa da taxa de retorno em educação. Além disso, se o valor médio de k durante a escola for maior (menor) do que um, o coeficiente estimado r_s superestima (subestima) a taxa de retorno em educação.

²⁰ Por outro lado, resultados obtidos para o Brasil, Senna (1975), e EUA, Mincer (1974), revelam que não há diferenças significativas entre as parcelas da variância dos salários explicadas pela função salário de forma logística, derivada da hipótese de declínio exponencial dos investimentos, e pela função salário de forma parabólica, implicada pela suposição de declínio linear dos investimentos.

Substituindo-se (6) em (5) e reescrevendo esta última equação em termos contínuos, temos:

$$\log E_t = \log E_o + r_s S + r \int_0^t \left[k_o - \left(\frac{k_o}{T} \right) e \right] de \quad (7)$$

$$\log E_t = \log E_o + r_s S + r k_o t - \frac{r k_o}{2T} t^2 \quad (8)$$

Como $W_t = E_t - C_t$ podemos obter uma função para os salários líquidos:

$$\log W_t = \log E_o + r_s S + (r k_o) t - \left(\frac{r k_o}{2T} \right) t^2 + \log (1 - k_i) \quad (9)$$

Expandindo-se o termo $\log (1 - k_i)$ de acordo com uma série de Taylor, obtém-se finalmente:

$$\begin{aligned} \log W_t = \log E_o - k_o \left(1 + \frac{k_o}{2} \right) + r_s S + \\ + \left[r k_o + \frac{k_o}{T} (1 + k_o) \right] t - \left[\frac{r k_o}{2T} + \frac{k_o^2}{2T^2} \right] t^2 \quad (10) \end{aligned}$$

Uma das restrições apresentadas pelo modelo da equação (10) é o pressuposto de que os indivíduos estejam continuamente empregados após o término de seus estudos formais. Os problemas notórios da aplicação desse modelo à análise dos rendimentos femininos ilustram bem as dificuldades resultantes: a participação intermitente de mulheres casadas no mercado de trabalho implica a formação de trajetórias descontínuas de investimentos, o que torna inviável a aplicação da equação (10) para estimação de seus salários, requerendo-se conseqüentemente o uso de funções salário "segmentadas".²¹

A utilização de amostras englobando apenas homens e a adoção da hipótese, razoavelmente realista, de participação ininterrupta dos traba-

²¹ Veja Mincer e Polachek (1974) a respeito do uso de funções segmentadas para explicar diferenças salariais entre mulheres.

lhadores masculinos no mercado de trabalho ajuda a contornar esse problema. Todavia, novas complicações surgem à medida que mudanças de emprego resultam em descontinuidades no perfil de investimentos. A hipótese é que empregos diferentes exigem dos indivíduos não só quantidades mas *qualidades* distintas de investimentos em capital humano.

A incorporação dessa restrição ao modelo nos leva a optar pelo emprego de uma função segmentada. Diante dos dados disponíveis, usaremos uma formulação que distingue explicitamente dois períodos de investimento após a fase escolar: o período decorrido entre o ano de conclusão dos estudos e o início do atual emprego e outro correspondente ao tempo de experiência nesse último, que deverá estar captando maior parcela de investimentos específicos à firma, dada a necessidade de adequação do nível de qualificação às novas características ocupacionais ou até mesmo funcionais.

De maneira consistente com a alocação ótima dos investimentos em capital humano ao longo do ciclo vital, é introduzida a hipótese de que os investimentos iniciais (k_0) no emprego atual sejam negativamente correlacionados à extensão da experiência anterior.

Dessa forma, a equação (7) é transformada em

$$\log E_t = \log E_o + r_s S + r_1 \int_0^{t_1} [k_{o_1} - \beta_1 e_1] de_1 + \\ + r_2 \int_0^{t_2} [k_{o_2} - \beta_2 e_2] de_2 \quad (11)$$

tendo em vista que os investimentos realizados nos empregos anteriores são expressos através de:

$$k_{t_2} = k_{o_2} - \beta_2 t_2 \quad (12)$$

e os efetuados no emprego atual são dados por:

$$k_{t_1} = k_{o_1} - \beta_1 t_1 \quad (13)$$

onde, por sua vez, o investimento inicial (k_{o_1}) é representado pela função:

$$k_{o_1} = \alpha - \gamma t_2 \quad (14)$$

t_1 é o tempo de experiência no emprego corrente e t_2 o tempo de experiência em empregos anteriores.

Realizando-se as devidas operações matemáticas, obtemos, então, a função salário “segmentada”:

$$\log W_t = (\log E_0 - \alpha) + r_s S + (r_1 K_{01} + \gamma) t_1 - \left(\frac{r_1 \beta_1}{2} \right) t_1^2 + \\ + (r_2 \alpha + \beta_2) t_2 - (r_2 \gamma) t_1 t_2 - \left(\frac{r_2 \beta_2}{2} \right) t_2^2 \quad (15)$$

É interessante notar nessa equação a presença de um termo de interação entre t_1 e t_2 , o qual reflete o fato de que a influência da experiência no emprego atual sobre os salários está negativamente correlacionada à extensão da experiência anterior, coerente com as previsões da teoria econômica.

3.2 Discussão das críticas ao modelo de capital humano

Analizando as críticas levantadas contra a validade do modelo apresentado no item anterior, julgamos conveniente classificá-las em dois grupos:

a) críticas que indicam a possibilidade de superestimação das taxas de retorno aos investimentos em capital humano, face à omissão na função salário de medidas representativas de diferenças de habilidade natural e de *background* familiar;²²

b) críticas que são baseadas na argumentação de que, embora as desigualdades de rendimentos estejam associadas às diferenças de níveis educacionais, tal evidência não reflete diferenciais de capacidade produtiva gerados por investimentos. Segundo seus autores a relação entre educação e salários decorre fundamentalmente do uso do nível de educação dos indivíduos como mecanismo de sinalização de diferenças preexistentes em talentos, conhecida como a hipótese do “filtro”.

A primeira controvérsia é relativamente mais antiga e podemos encontrar na literatura econômica considerável número de trabalhos cuja preocupação principal é a estimação de vieses nas taxas de retorno em

²² Estamos usando o termo habilidade natural ou congênita como sinônimo de inteligência.

educação.²³ Em geral, as estimativas variam consideravelmente com as medidas de inteligência e *background* familiar utilizadas e as outras variáveis que são mantidas constantes nas regressões. Entretanto, os resultados dos estudos mencionados apontam o efeito líquido da educação sobre a renda como substancialmente maior do que os dessas duas variáveis, sustentando a validade da noção fundamental da teoria do capital humano concernente à uma relação causal da educação para a renda através de aumentos de produtividade.

A relação de interdependência entre educação, inteligência, *background* familiar e salários é extremamente complexa. Na discussão acerca do papel dessas variáveis é comum confundir-se contribuições *líquidas* da habilidade e *background* familiar e suas contribuições *totais*, nesta última computados também seus efeitos sobre os salários através dos investimentos em capital humano.

A investigação dessas relações revela que em economias desenvolvidas a habilidade natural e o *background* familiar influenciam significativamente a acumulação do estoque de capital humano dos indivíduos. Entretanto, confirmando resultados anteriores, seus efeitos líquidos sobre a renda se mostraram relativamente pequenos em comparação aos exercidos pela educação formal e pela experiência no trabalho.²⁴

No caso brasileiro, a combinação de um reduzido estoque de capital humano e elevados fluxos de investimentos sugere o enfraquecimento ao longo do tempo dos elos entre riqueza familiar e nível de escolaridade. A tabela 1 relaciona as variações do número de matrículas, corrigidas pelo crescimento da população em idade escolar, por nível de educação durante o período 1962/70. Os dados apresentados demonstram a extraordinária reação do sistema educacional às exigências do crescimento econômico, especialmente no nível superior.

Ao mesmo tempo, é importante mencionar que ao longo da década passada o Governo alterou a forma de subsidiar a educação, pelo menos no que concerne a subsídios diretos. Conforme mostram os dados da tabela 2, sua participação nas matrículas entre 1962 e 1972 decresce no ensino superior aumentando nos demais níveis. A maior alocação de

²³ O viés do coeficiente estimado da variável escolaridade (S) devido à omissão na função salário de uma variável que tenha efeito líquido sobre os salários é dado por $\gamma_1 b_{xx'y}$, onde γ_1 é o verdadeiro coeficiente da variável omitida (x), ao passo que $b_{xx'y}$ é o coeficiente da variável x na regressão auxiliar entre x e s mantidas as demais variáveis (y) constantes. Sobre a estimação desses vieses veja, entre outros, Jencks (1972), Bowles (1972), Hause (1972), Griliches & Mason (1972), Taubman & Wales (1975) e Griliches (1976).

²⁴ Veja, por exemplo, Leibowitz (1974, 1976), Griliches (1976) e Klevmarken & Quigley (1976).

Tabela 1

Aumento de matrículas por nível de educação — 1962/70 *

Nível	%
Primário	51,0
Ginasial	161,0
Colegial	197,4
Superior	284,9

* A variação do número de matrículas foi corrigida pelo crescimento da população em idade escolar correspondente à cada nível educacional. Foram consideradas as seguintes faixas etárias por nível de educação: 5/9 anos — primário; 10/14 anos — ginasial; 15/19 anos — colegial; 20/24 anos — superior.

Fonte: Baseado no *Anuário Estatístico do Brasil e Censos Demográficos*, FIBGE.

recursos públicos aos degraus iniciais do sistema educacional beneficia os estudantes oriundos de famílias mais pobres, facilitando-lhes inclusive o acesso à universidade, cujos custos podem ser financiados trabalhando em regime de tempo parcial ou através de empréstimos junto ao programa de crédito educativo.²⁵

Tabela 2

Distribuição de matrículas entre escolas públicas e privadas, por nível educacional

Ano	Primário		Ginásio		Colegial		Superior	
	Públ.	Priv.	Públ.	Priv.	Públ.	Priv.	Públ.	Priv.
1962	88,0	12,0	36,9	63,1	34,9	65,1	59,7	40,3
1972	92,1	7,9	69,7	30,3	57,3	42,7	40,4	59,6

Fonte: Baseado no *Anuário Estatístico do Brasil*, FIBGE.

Neste artigo não tentaremos estimar os efeitos líquidos da inteligência e do *background* familiar sobre os salários. A razão mais forte é sem dúvida a ausência de informações que nos possibilitem captar os possíveis efeitos dessas variáveis.

²⁵ Essa reorientação da participação governamental é recomendada também do ponto de vista de eficiência econômica, tendo em vista que a rentabilidade social dos investimentos em educação no Brasil é mais alta nos níveis mais baixos de educação. Veja a respeito Langoni (1974).

O segundo conjunto de críticas volta-se mais diretamente aos fundamentos lógicos da teoria do capital humano ao questionar o papel produtivo atribuído à educação. O ponto de partida dos modelos de “sinalização” ou “filtro” é a existência de custos de informação associados à identificação da produtividade dos empregados, especialmente para empregos de remuneração mais elevada, como de administração e gerência. Assim, a hipótese é de que o nível da educação formal dos candidatos a esses empregos seria utilizado para minimizar os custos envolvidos, dado que refletiria algumas das características, como inteligência e perseverança, consideradas essenciais para o desempenho eficiente das funções a lhes serem confiadas.²⁶

Os testes realizados, embora concedam apoio aos pressupostos básicos da teoria do capital humano, não podem rejeitar a hipótese de que uma parcela dos retornos devidos à educação formal deva ser atribuída ao seu uso como filtro.²⁷

Outra crítica reside na interpretação do formato dos perfis de salários ao longo da vida como reflexo do desenvolvimento biopsicológico dos indivíduos. O amadurecimento físico e mental durante os anos iniciais de participação na força de trabalho e o declínio em idades mais avançadas, fenômenos independentes da ação dos indivíduos, seriam os determinantes da concavidade típica dos perfis de salários. A evidência empírica embora constate o efeito desses fatores sobre o comportamento dos salários, sugere que o mesmo é relativamente reduzido.²⁸

A explicação dos retornos aos anos de experiência no mercado de trabalho como resultado de acordos institucionais que estabelecem a fixação de critérios de antigüidade no emprego para obtenção de promoções é outra questão levantada. A simples existência de regras desse tipo não invalida a suposição de que investimentos geradores de aumentos de produtividade sejam responsáveis por diferenciais de salários, a menos que as promoções sejam concedidas sem quaisquer considerações sobre a eficiência dos empregados. Contudo, esta possibilidade tende a diminuir com o maior dinamismo da atividade econômica, pois as tarefas a serem executadas se tornam cada vez mais diferenciadas e complexas.

²⁶ Veja, por exemplo, Arrow (1973) e Spence (1973).

²⁷ Veja, a esse respeito, Layard e Psacharopoulos (1974) e Taubman & Wales (1975).

²⁸ Testes dessa hipótese são encontrados, por exemplo, em Taubman (1975), Klevmarken & Quigley (1976) e Lazear (1976).

Finalmente, é necessário reconhecer que diferenças de preferências pelo risco e retornos não pecuniários influenciam a escolha de empregos e eventualmente diferenciais de salários.²⁹ Como as amostras que utilizamos são compostas exclusivamente por assalariados, é provável que os diferenciais de remuneração associados a diferenças de risco de variação sejam relativamente reduzidos face aos que existiriam se trabalhássemos também com remunerações derivadas do capital físico.

3.3 Os dados

Os dados utilizados foram resultantes da pesquisa da Lei dos 2/3, realizada em abril de cada ano pelo Ministério do Trabalho. As informações obtidas abrangem apenas empregados do setor urbano cujos contratos de trabalho obedecem ao regime da Consolidação das Leis do Trabalho — CLT. Desse modo, além dos trabalhadores rurais, estão excluídos os empregados domésticos, funcionários públicos e de autarquias paraestatais e, logicamente os trabalhadores autônomos.

Trabalhamos com duas amostras referentes aos anos de 1969 e 1973, contendo informações relativas a, respectivamente, 71.521 e 67.433 indivíduos do sexo masculino.

Como todo conjunto de dados, a Lei dos 2/3 possui suas imperfeições: não existem indicações precisas sobre o tempo de experiência efetiva dos indivíduos no mercado de trabalho. Conseqüentemente, usamos uma *proxy*, definida como a idade do indivíduo menos uma estimativa da idade em que teria ingressado no mercado de trabalho (dado o nível de escolaridade). Todavia, a informação relativa ao ano de admissão na empresa em que o trabalhador estava empregado quando respondeu ao questionário, permitiu obter o tempo exato de experiência na firma. Assim, foi possível separar a variável experiência em duas componentes: a experiência *efetiva* no emprego atual, que deve conter parcela relativamente maior de investimentos em treinamento específico à firma, e a potencialmente adquirida em empregos anteriores, com maior conteúdo de investimentos em treinamento geral.

²⁹ Veja, a esse respeito, Rosen & Thaler (1975) e Taubman (1975).

4. Os diferenciais de salários — evidência empírica

A função salário segmentada foi estimada através da seguinte regressão:

$$\log W_i = b_0 + b_1 S_i + b_2 t_{1i} + b_3 t_{1i}^2 + b_4 t_{2i} + b_5 t_{2i}^2 + b_6 (t_{1i} t_{2i}) + u_i$$

onde: W_i = salário horário do i-ésimo indivíduo;

S_i = anos de escolaridade do i-ésimo indivíduo;

t_{1i} = anos de experiência no emprego atual do i-ésimo indivíduo;

t_{2i} = anos de experiência em empregos anteriores do i-ésimo indivíduo.

e os sinais previstos para os coeficientes são:

$$b_1 > 0, b_2 > 0, b_3 < 0, b_4 > 0, b_5 < 0 \text{ e } b_6 < 0.$$

Os resultados da estimação dessa função para o setor urbano para os anos de 1969 e 1973 encontram-se na tabela 3. Todos os coeficientes estimados mostram-se estatisticamente significantes ao nível de 5% e possuem o sinal esperado. A proporção da variância observada dos salários individuais explicada pelo modelo é de 43% para 1969 e 45% para 1973. A parcela explicada pelas diferenças de investimentos em capital humano pode ser considerada como razoavelmente elevada, haja vista as deficiências de medida das variáveis. Este é o caso, por exemplo, da educação formal, cuja medida empírica, anos de escolaridade, esconde significativas diferenças de qualidade nos investimentos realizados.

Tabela 3
Estimação da função salário segmentada
para o setor urbano *

ANO	REGRESSÕES						
1969	$\log W = -0,9622 + 0,1286 S + 0,0731 t_1 - 0,0012 t_1^2 + 0,0325 t_2 - 0,0006 t_2^2 - 0,0012 t_1 t_2$ $\bar{R}^2 = 0,428$	(200,85)	(64,08)	(-39,67)	(43,35)	(-28,00)	(-29,73)
1973	$\log W = -0,0359 + 0,1396 S + 0,0760 t_1 - 0,0013 t_1^2 + 0,0254 t_2 - 0,0005 t_2^2 - 0,0014 t_1 t_2$ $\bar{R}^2 = 0,448$	(198,10)	(54,57)	(-28,45)	(29,34)	(-24,78)	(-24,41)

*As estatísticas t estão entre parênteses.

O impacto de anos adicionais de educação sobre os salários horários é maior do que o da experiência corrente (t_1) na firma e o da experiência anterior (t_2) no mercado de trabalho. Esse resultado era previsto, tendo em vista a aceleração da demanda por mão-de-obra diante de um estoque de capital humano ainda relativamente pequeno. Por um lado, esse processo influencia a obtenção de “quase-rendas” pelos investidores em educação. Por outro, com a modernização da economia, a intensificação dos investimentos em treinamento e a obsolescência mais rápida de conhecimentos tendem a beneficiar as pessoas mais jovens dentro dos níveis de educação mais elevados. Esse fenômeno, ao usarmos *cross-sections*, contribui para amortecer o efeito da experiência sobre os salários.

Comparando os resultados para 1969 com os referentes a 1973, observamos que a taxa de retorno aos investimentos em educação aumentou, passando de 12,9 para 14,0%. Isso sugere que, apesar da resposta do sistema educacional às pressões de demanda por mão-de-obra qualificada, os desequilíbrios existentes no mercado de trabalho não apresentaram sintomas de correção.

Os dados da tabela 4 mostram que entre 1969 e 1973 houve ligeira melhoria na composição educacional da força de trabalho, com a participação dos empregados com nível de instrução inferior ao ginásial caindo de 74,3 para 72%. Contudo, qualquer que seja a definição de salários usada, sua taxa de crescimento é crescente com o grau de educação. Assim, por exemplo, enquanto os indivíduos com curso superior obtinham entre 1969 e 1973 aumento de salário mensal, em termos reais, de 56,2%, aqueles com apenas o primário incompleto ou analfabetos tinham seus rendimentos elevados em 23,9%.

A função salário segmentada foi estimada desagregadamente para cada um dos 28 subsetores em que dividimos o setor urbano. Os resultados dessas regressões estão apresentados nas tabelas A1 e A2 no apêndice.

A proporção da variância explicada dos salários horários individuais variou razoavelmente entre os subsetores. Para 1969 o poder de explicação do modelo foi superior a 40% em oito deles — papel e papelão (41,3%); mineração (41,8%); fumo (47,8%); química (49,4%); instituições financeiras (50,6%); educação e saúde (52,1%); energia elétrica (60,0%) e petróleo (61,6%) — e inferior a 20% em apenas três — gráfica (15,3%); mobiliária (17,7%) e vestuário e calçados (18,0%). Para 1973, como vimos anteriormente em termos agregados, aumentou a parcela explicada da variância dos salários, a qual ultrapassou 40% em nove subsetores — couros (41,3%); papel e papelão (41,6%); bebidas (43,2%);

Tabela 4
Salários por nível de educação
(em Cr\$ de 1973) *

Nível educacional	% da força de trabalho		Salário médio horário			Salário médio mensal		
	1969	1973	1969	1973	1969/73 em %	1969	1973	1969/73 em %
Analf./Prim.								
Incomp.	35,3	32,4	1,77	2,39	35,1	359,93	446,02	23,9
Prim. Completo	39,0	39,6	2,69	3,42	27,2	492,22	629,43	27,9
Ginasial	13,5	13,8	4,71	6,29	33,6	801,50	1084,64	35,3
Colegial	7,9	8,5	6,96	10,12	45,4	1114,46	1639,66	47,1
Superior	4,3	5,7	12,33	19,47	57,9	1885,85	2945,21	56,2

* Deflator utilizado: índice do custo de vida do Rio de Janeiro, base 1965/67 = 100.

mineração (44,0%); instituições financeiras (44,8%); educação e saúde (47,3%); fumo (47,8%); química (51,7%); petróleo (56,5%) e energia elétrica (59,4%) — e foi menor do que 20% em dois — gráfica (14,8%) e mobiliário (18,0%).

Os coeficientes estimados das variáveis independentes, com algumas poucas exceções, são estatisticamente significantes e possuem o sinal previsto. Os resultados sugerem a existência de significativas diferenças no impacto dos investimentos em capital humano sobre os salários entre os subsetores, o que seria reflexo dos desequilíbrios associados ao processo de crescimento. De fato, o teste de estabilidade de estrutura de Chow, aplicado a cada um dos dois conjuntos de regressões, deixa de aceitar, em ambos os casos, a hipótese nula de que os vetores dos coeficientes, estimados dentro de cada subsetor, são iguais.³⁰

Com o objetivo de investigar mais a fundo os desequilíbrios do mercado de trabalho urbano, agregamos os vinte e oito subsetores da amostra em três setores, cuja composição é a seguinte:

- a) setor 1: química, petróleo, veículos, mecânica, mineração, fumo, energia elétrica e instituições financeiras;
- b) setor 2: metalurgia, plásticos, papel e papelão, borracha, materiais não-metálicos, bebidas, comércio, comunicação, educação e saúde e diversos;
- c) setor 3: extração vegetal, alimentos, têxtil, calçados e vestuário, madeira, mobiliário, couros e construção civil.

³⁰ Os valores de F estimados foram, para 1969, $F(189, 71.325) = 96,11$ e, para 1973, $F(189, 67.327) = 124,88$. Ambos caem na região de rejeição dado que $F_{\alpha\alpha}(189, \infty) \cong 1,35$.

O critério adotado para essa divisão procurou basear-se no grau de dinamismo exibido pelos subsetores, medido especificamente pelo crescimento do produto e nível de modernização tecnológica. Para a indústria de transformação foi possível obter informações uniformizadas sobre o comportamento dessas variáveis, ainda que tivéssemos que construir uma *proxy* para a absorção de inovações tecnológicas, as quais são apresentadas na tabela A3 no apêndice. Para os demais subsetores, a solução encontrada foi localizá-los no setor 2. As exceções foram o subsetor construção civil, classificado no setor 3, e energia elétrica e instituições financeiras, incluídos no setor 1, o mais dinâmico, pelas significativas diferenças na intensidade relativa de utilização de serviços de mão-de-obra qualificada.³¹

Evidentemente, existe considerável grau de arbitrariedade envolvido nessa divisão, o que persistiria mesmo se dispuséssemos de informações mais precisas. Entretanto, o importante é deixar claro as disparidades intersetoriais, objetivo a que a classificação adotada satisfaz, como veremos agora.

Os dados da tabela 5 deixam nítidas as diferenças entre os três setores selecionados no tocante ao nível médio de escolaridade e ao comportamento dos salários reais. O trabalhador típico do setor mais dinâmico possuía em 1973 o curso ginasial incompleto ao passo que o empregado no setor mais tradicional apenas o primário incompleto. Os salários mensais nos subsetores dinâmicos expandiram-se em 50%, em termos reais, entre 1969 e 1973, em contraste com a variação de 38,8% nos subsetores tradicionais.

Os resultados da estimação da função salário segmentada para os três setores estão resumidos na tabela 6 e a tabela 7 apresenta as contribuições marginais de cada uma das variáveis independentes em cada regressão.³²

³¹ Em 1973 o número médio de anos de escolaridade da força de trabalho empregada nos subsetores construção civil, energia elétrica e instituições financeiras era de, respectivamente, 3,5, 7,0 e 10,4. Para o setor urbano como um todo a escolaridade média era de 5,5 anos.

³² A contribuição marginal de uma variável h é dada por $R^2 - R_h^2$, onde R^2 é o coeficiente de determinação da regressão quando todas as variáveis explicadas estão na equação, e R_h^2 é o coeficiente de determinação da regressão quando a variável h é excluída da equação. Por sua vez, a expressão

$$R^2 - \sum_h (R^2 - R_h^2)$$

fornece o grau de multicolinearidade entre as variáveis independentes consideradas na equação. O valor da contribuição marginal estima a importância isolada de uma variável independente para a explicação da variância observada da variável dependente. Veja Theil (1971). p. 167-71.

Em todas as regressões o nível de escolaridade é a variável explicativa mais importante, tendo em vista as magnitudes das estimativas de seu coeficiente e dos valores de sua contribuição marginal. Refletindo a evolução da demanda por mão-de-obra, as taxas médias de retorno (implícitas) aos investimentos em educação formal variam entre os três setores. Para 1973, por exemplo, um ano adicional de educação aumenta em

Tabela 5

Escolaridade e salários da força de trabalho

Setores	Anos de escolaridade		Salário médio horário*			Salário médio mensal*		
	1969	1973	1969	1973	1969/73 em %	1969	1973	1969/73 em %
Setor 1	6,6	7,0	5,49	8,17	48,8	867,77	1301,06	49,9
Setor 2	5,4	5,7	3,46	4,86	40,4	599,46	841,40	40,4
Setor 3	3,6	3,8	2,14	2,98	39,3	403,31	599,65	38,8

* Em cruzeiros de 1973. Deflator utilizado: Índice do custo de vida do Rio de Janeiro, base 1965-67 = 100.

15,5% o salário-hora dos empregados nos subsetores relacionados no setor 1 mas apenas 11,7% para os do setor 3.⁸³ Da mesma forma, o impacto do tempo de experiência no emprego atual é relativamente mais importante no setor 1. Isso pode estar sugerindo a existência de maiores retornos aos investimentos em treinamento específico nos subsetores dinâmicos em decorrência da maior absorção de inovações tecnológicas.

Nos dois anos considerados, 1969 e 1973, a proporção da variância observada dos salários explicada pelas variáveis independentes é também mais elevada nos subsetores modernos. Em 1973, a parcela explicada no setor 1 foi de 55,7% contra 36,7 no setor 2 e apenas 26,1% no setor 3.

Portanto, os resultados obtidos por essa análise sustentam a hipótese de que num ambiente econômico mais dinâmico e complexo, os investimentos em capital humano, e em particular em educação formal, se tornam essenciais para a determinação da produtividade dos indivíduos e, conseqüentemente, de suas remunerações no mercado.

⁸³ O teste de Chow rejeitou a hipótese de igualdade do setor de coeficientes.

Tabela 6
Função salário segmentada
Regressões dentro dos setores
(1) 1969

Variável dependente: log W

Setores	Variáveis independentes							
	S	t_1	t_1^2	t_2	t_2^2	$t_1 t_2$	cte	\bar{R}^2
Setor 1	0,1437 (93,29)	0,1025 (38,98)	-0,0015 (-21,50)	0,0477 (23,75)	-0,0009 (-22,25)	-0,0015 (-15,90)	-1,039	0,5553
Setor 2	0,1150 (122,34)	0,0663 (40,16)	-0,0010 (-19,80)	0,0345 (31,94)	-0,0006 (-29,50)	-0,0011 (-18,17)	-0,9102	0,3524
Setor 3	0,1005 (67,89)	0,0286 (12,64)	-0,0005 (- 6,71)	0,0242 (18,50)	-0,0004 (-12,38)	-0,0008 (-11,00)	-0,7814	0,2315

(2) 1973

Setores	Variáveis independentes							
	S	t_1	t_1^2	t_2	t_2^2	$t_1 t_2$	cte	\bar{R}^2
Setor 1	0,1553 (89,63)	0,0979 (30,81)	-0,0016 (-15,83)	0,0411 (17,85)	-0,0009 (-15,60)	-0,0015 (-11,30)	-0,1017	0,5569
Setor 2	0,1264 (118,17)	0,0714 (34,15)	-0,0012 (-17,45)	0,0268 (20,87)	-0,0005 (-18,39)	-0,0011 (-13,04)	0,0287	0,3666
Setor 3	0,1170 (72,79)	0,0275 (9,75)	-0,0005 (- 5,39)	0,0166 (10,42)	-0,0003 (- 8,16)	-0,0008 (- 7,60)	0,1660	0,2612

Tabela 7

Contribuição marginal de cada variável dentro dos setores
(1) 1969

Variáveis	Setor 1	Setor 2	Setor 3
S	0,3320	0,2830	0,2199
t_1	0,0590	0,0305	0,0078
t_1^2	0,0183	0,0077	0,0026
t_2	0,0229	0,0218	0,0164
t_2^2	0,0168	0,0135	0,0102
$t_1 t_2$	0,0107	0,0071	0,0060
$\Sigma (R^2 - R_A^2)$	0,4607	0,3636	0,2629
R^2	0,555	0,352	0,231
$R^2 - \Sigma (R^2 - R_A^2)$	0,0963	-0,0111	0,0309

(2) 1973

Variáveis	Setor 1	Setor 2	Setor 3
S	0,3271	0,2860	0,2490
t_1	0,0387	0,0238	0,0045
t_1^2	0,0102	0,0062	0,0014
t_2	0,0130	0,0089	0,0051
t_2^2	0,0099	0,0069	0,0031
$t_1 t_2$	0,0052	0,0035	0,0027
$\Sigma (R^2 - R_A^2)$	0,4041	0,3353	0,2658
R^2	0,557	0,366	0,261
$R^2 - \Sigma (R^2 - R_A^2)$	0,1531	0,0314	-0,0044

5. Desigualdade e oportunidades de mobilidade social

A aceleração do crescimento econômico ao beneficiar os indivíduos mais bem qualificados tende a ampliar a desigualdade da distribuição de salários. Com efeito, isso se verificou no período analisado, com a variância logarítmica dos salários-hora se elevando em cerca de 27%. Por várias razões, do ponto de vista normativo, para dado nível de renda, é indiscutível que mais igualdade é preferível a menos igualdade. Todavia, as implicações negativas em termos de bem-estar social de um aumento de desigualdade de rendas relativas num contexto de crescimento econômico são bastante duvidosas.

A variância logarítmica, assim como as demais medidas convencionais de desigualdade, são inadequadas para servirem como base a inferências a respeito de variações no nível de bem-estar da sociedade numa economia em crescimento. A razão fundamental é que, sendo estáticas, elas não são capazes de detectar a mobilidade dos indivíduos ao longo do espectro de renda, um dos principais efeitos do processo de desenvolvimento econômico. Desse modo, o uso dessas medidas não nos permite responder à uma questão essencial acerca dos problemas de desigualdade e pobreza, a qual diz respeito à evolução da renda ou riqueza das pessoas ao longo da vida.

Diante da não disponibilidade de amostra longitudinal, resta-nos examinar de que forma se processou o aumento de disparidade de salários da força de trabalho urbana entre 1969 e 1973.

Inicialmente, vamos analisar o comportamento dos salários reais ao longo desse período. Como já tivemos oportunidade de verificar (tabela 4), os rendimentos dos empregados no setor urbano, desagregados por faixas educacionais, se expandiram consideravelmente, embora a taxas crescentes com o nível de escolaridade. A tabela 8 mostra ainda que o grupo mais beneficiado pelos acréscimos de renda real, a dos que possuem curso superior, é exatamente aquele onde os salários são mais mal distribuídos. Tal evidência é relevante na medida em que coloca dúvidas à interpretação de aumentos de desigualdade de renda no setor urbano brasileiro como um fato negativo.

Tabela 8
Desigualdade dos salários-hora por nível de educação (1973)

Nível	Variância logarítmica*
Analf./prim. incomp.	0,293
Primário completo	0,386
Ginásial	0,671
Colegial	0,735
Superior	0,773

* A ênfase neste artigo à variância logarítmica não significa que a consideremos superior às outras medidas convencionais de desigualdade. Sua utilização prende-se ao fato de que pode ser relacionada teoricamente às distribuições de investimentos em capital humano. O modelo assim desenvolvido foi estimado para o setor urbano brasileiro, explicando parcela considerável das diferenças de desigualdade de salários entre seus subsectores. Veja Castello Branco (1977).

A tabela 9 apresenta os salários médios mensais, em cruzeiros de 1973, da força de trabalho urbana, desagregadamente para os vinte e oito subsetores originais da amostra. Além da extraordinária expansão dos salários entre 1969 e 1973, à taxa geométrica anual de 9,3%, há que se registrar que esta ocorreu em todos os subsetores considerados. A menor taxa de crescimento anual foi da ordem de 5,5%, o que é ainda bastante significativo.

— Uma das razões freqüentemente apontadas como explicação para o aumento da desigualdade de renda no Brasil é a política salarial colocada em prática após 1964. No entanto, os dados da tabela 10 sugerem a pouca relevância do salário mínimo como parâmetro de remuneração dos empregados sob o regime da CLT. Em 1969, 75,6% dos trabalhadores da nossa amostra recebia rendimentos superiores ao *maior* salário mínimo vigente no País, parcela essa que se elevou em 1973 para 83,6%. Isto torna-se mais significativo ainda se observarmos que durante o período a que se refere a comparação (abril/1969 — abril/1973) houve aumento, em termos reais, do maior salário mínimo fixado, da ordem de 4,3%. Ademais, em termos desagregados, é possível verificar através da tabela 10 que o acréscimo da proporção considerada ocorreu em todos os subsectores, mesmo naqueles em que os serviços de mão-de-obra pouco qualificada são empregados de forma mais intensiva, como é o caso das indústrias de madeira (de 48,1% para 56,5%) e couros (de 48% para 56,4%).

A análise da evolução dos salários reais por níveis de educação e ramos de atividade econômica sugere que sua expansão, não obstante tenha sido caracterizada por taxas diferenciadas, foi generalizada. Em conseqüência, o cenário que se apresenta é bastante distinto em termos de bem-estar de outro em que o aumento de desigualdade fosse acompanhado por perdas absolutas de renda real de determinados segmentos da força de trabalho.

Por outro lado, a queda da importância relativa do salário mínimo como indicador de remuneração no mercado de trabalho urbano combinada à constatação de retornos à experiência sugere que o crescimento econômico criou condições para a ascensão mais rápida ao longo perfil de renda. Assim, mesmo indivíduos que por sua baixa qualificação ingressam na força de trabalho recebendo níveis salariais reduzidos, podem, através de investimentos em capital humano, ultrapassar rapidamente o limite representado pelo salário mínimo.

Tabela 9

Salários médios mensais da força de trabalho urbana
(em Cr\$ de 1973) *

Subsetores	1969	1973	Taxa (geométrica) de crescimento anual
Extração vegetal	372,40	504,90	7,9
Mineração	521,90	646,70	5,5
Alimentos	403,30	565,70	8,8
Bebidas	444,80	703,70	12,1
Fumo	777,60	1.173,90	10,8
Têxtil	527,00	785,50	10,4
Calçados e vestuário	373,20	598,30	12,5
Madeira	329,20	408,40	5,5
Mobiliário	380,90	499,20	7,0
Papel	482,90	763,50	12,1
Gráfica	555,30	876,90	12,1
Couros	334,60	454,10	7,9
Borracha	487,70	747,00	11,3
Química	819,20	1.260,50	11,4
Petróleo	1.515,60	2.053,90	7,9
Plásticos	509,70	866,20	14,2
Materiais não-metálicos	415,00	611,60	10,2
Metalurgia	618,30	946,20	11,2
Mecânica	675,00	965,90	9,4
Veículos	704,10	1.180,20	13,8
Construção civil	441,70	608,20	8,3
Energia elétrica	735,20	1.133,40	11,4
Comércio	597,90	763,10	6,3
Inst. financeiras	1.139,10	1.777,80	11,8
Transporte	544,90	704,90	6,7
Comunicação	731,80	1.012,80	8,5
Educação e saúde	712,60	1.049,80	10,2
Setor urbano	597,10	851,20	9,3

* O deflator utilizado foi o Índice de custo de vida do Rio de Janeiro, base 1965-1967 = 100.

Tabela 10

Proporção da força de trabalho urbana que recebia salários superiores ao maior salário mínimo vigente no país *
(em %)

Subsetores	1969	1973
Extração vegetal	55,9	62,6
Mineração	64,8	68,4
Alimentos	67,2	79,0
Bebidas	64,9	72,0
Fumo	76,8	90,7
Têxtil	80,0	89,1
Calçados e vestuário	54,7	74,8
Madeira	48,1	56,5
Mobiliário	60,0	69,7
Papel	65,8	75,6
Gráfica	77,6	86,7
Couros	48,0	56,4
Borracha	65,4	77,3
Química	83,6	89,4
Petróleo	96,5	97,6
Plásticos	82,3	84,6
Materiais não-metálicos	57,8	72,8
Metalurgia	88,7	93,6
Mecânica	85,2	93,4
Veículos	82,4	90,2
Construção civil	76,1	87,8
Energia elétrica	91,0	95,2
Comércio	78,2	82,0
Inst. financeiras	97,7	98,8
Transportes	81,9	87,7
Comunicação	74,2	82,9
Educação e saúde	89,6	96,6
Setor Urbano	75,6	83,6

*Os valores do maior salário mínimo vigente no País em abril de 1969 e 1973, quando foi realizada a pesquisa da Lei dos 2/3 que gerou os dados deste estudo, eram, respectivamente, Cr\$ 257,80 e Cr\$ 268,80, em cruzeiros de abril de 1973. O deflator utilizado foi o índice de custo de vida do Rio de Janeiro, base 1965-1967 = 100.

Finalmente, o exame das características dos indivíduos que ingressaram no mercado de trabalho durante a fase de *boom* econômico permite obter poderosa evidência adicional sobre a ocorrência simultânea de aumento de desigualdade e de mobilidade social.

Numa economia que cresce lentamente, os empregos assumidos pelos novos trabalhadores tendem naturalmente a refletir a estrutura já existente. Em contraste, numa economia consideravelmente dinâmica, como reflexo das transformações da estrutura organizacional e ocupacional, os

novos empregos criados exigem dos indivíduos maiores volumes de investimentos em capital humano e, em contrapartida, oferecem prêmios mais significativos à qualificação.

De fato, aqueles que começaram no setor urbano a partir de 1969 possuíam níveis de escolaridade mais elevados do que os demais empregados, o que sugere que estavam mais bem preparados para enfrentar a maior complexidade de uma economia moderna.³⁴ Os novos trabalhadores, que representam cerca de 13% da amostra para 1973, recebiam nesse ano salários mensais superiores aos dos que já estavam vinculados ao mercado de trabalho formal antes de 1969 (Cr\$ 926,15 contra Cr\$ 840,00, a preços de 1973).

Outro aspecto que merece destaque é o referente à distribuição dos rendimentos desses novos integrantes da força de trabalho. Seus salários relativos apresentam desigualdade mais elevada, em aproximadamente 17%, do que a registrada para os outros trabalhadores da amostra. É certo, portanto, que isso contribuiu para piorar a distribuição de renda em 1973, contudo é evidente que não se pode atribuir a esse fato nenhuma conotação negativa.

Como decorrência dos benefícios oferecidos pelo maior dinamismo do mercado de trabalho, a taxa média de retorno aos investimentos em educação, estimada para esse grupo através da equação (10), é de 19,6%, superior ao valor obtido para o total da força de trabalho (15,1%) para 1973.³⁵

$$\log W = - 1,5908 + 0,1960 S + 0,0932 t + - 0,0010 t^2$$

$$(40,05) \quad (2,48) \quad (- 0,73)$$

$$R^2 = 0,348$$

6. Resumo e conclusões

A hipótese central apresentada neste artigo foi de que o aumento da desigualdade de salários está estreitamente vinculado aos desequilíbrios associados ao processo de desenvolvimento econômico. Os resultados da análise do comportamento do mercado de trabalho urbano brasileiro durante a fase de aceleração de crescimento econômico compreendida entre 1969 e 1973 concederam amplo suporte à sua validade.

³⁴ 7,5 anos de escolaridade contra 5,2 anos para os antigos trabalhadores.

³⁵ Estimada por uma função salário semelhante. Veja, a respeito, Castello Branco (1977).

As variáveis associadas a investimentos em capital humano explicam consideráveis parcelas da variância observada dos rendimentos individuais dos empregados sob o regime da CLT. A importância dessas variáveis foi maior ainda nos setores mais dinâmicos da atividade econômica, onde a complexidade das tarefas a serem executadas exige graus crescentes de qualificação profissional.

Os salários reais aumentaram extraordinariamente durante esse período de quatro anos. Como era esperado, indivíduos mais bem qualificados se beneficiaram desproporcionalmente desses ganhos de renda real. Contudo, a evidência empírica obtida sugere que a expansão de salários se difundiu amplamente entre os membros da força de trabalho.

Os resultados encontrados através da análise dos rendimentos dos indivíduos que ingressaram no mercado de trabalho formal do setor urbano durante o período considerado indicam que o crescimento da economia contribuiu para criar uma extensa gama de oportunidades de mobilidade social.

Ao mesmo tempo, diante da evidência empírica oferecida pela investigação realizada não se pode aceitar a interpretação de que o aumento da desigualdade de salários dos trabalhadores urbanos, verificada no período 1969/1973, possua implicações negativas para o bem-estar da sociedade.

Por outro lado, tendo em vista que esse fenômeno decorreu do descompasso entre a rápida expansão da demanda por mão-de-obra qualificada e a lenta reação da oferta, ficou identificado seu caráter transitório.

Todavia, nada se pode antecipar quanto ao período de tempo necessário ao ajustamento do mercado de trabalho e, por conseguinte, para que comecem a se manifestar melhorias significativas na distribuição de salários.

A própria elevação da rentabilidade esperada dos investimentos em capital humano, ao produzir estímulos a considerável aumento de seus fluxos, contribuiu para a correção ao longo do tempo dos desequilíbrios existentes. Em contrapartida, torna-se necessário reconhecer que, em contraste à magnitude desses fluxos, é ainda reduzida a dimensão do estoque de capital humano existente no Brasil relativamente às exigências da tecnologia moderna e de suas contínuas mudanças.

Ademais, outros fatores como a expansão demográfica ainda relativamente elevada, as disparidades inter-regionais e de difusão tecnológica entre setores econômicos reforçam a previsão de que acréscimos de desi-

gualdade de renda poderão continuar a acompanhar o processo de crescimento econômico durante razoável extensão de tempo.

Nesse contexto, os aspectos concernentes à intervenção do Estado na atividade econômica se revestem de grande relevância. Torna-se imperativo que esta se restrinja apenas aos casos onde for estritamente necessária. Em outras palavras, trata-se de eliminar gradualmente as distorções nos preços relativos dos fatores de produção e de contribuir efetivamente para ampliar as oportunidades de acesso à escola e a outros investimentos em capital humano para os segmentos mais pobres da sociedade.

Abstract

This paper analyzes the behavior of the urban labor market during a period (1969/73) of substantial economic growth in Brazil. We explore the proposed theoretical relationship between economic growth and labor market disequilibria. The empirical evidence supports this hypothesis. A human capital earnings function explains a large proportion of labor earnings variance. Its explanatory power is higher and the effect of education on earnings is stronger just for the most dynamic sectors of the Brazilian economy. On the other hand, the empirical results suggest that economic growth in Brazil contributed to widen the opportunities for social mobility.

Tabela A1

Função salário segmentada
Regressões dentro dos subsetores (1969) ^a

Variável dependente: $\ln W$

Subsetores	Variáveis independentes							
	S	t_1	t_1^2	t_2	t_2^2	$t_1 t_2$	cte	\bar{R}^2
Extração vegetal	0,1089 (17,35)	0,0533 (5,16)	-0,0009 (- 3,00)	0,0168 (2,89)	-0,0002 (- 1,50)*	-0,0009 (-2,87)	-0,9159	0,314
Mineração	0,1402 (25,53)	0,1104 (13,39)	-0,0027 (-10,50)	0,0162 (3,00)	-0,0003 (- 2,70)	-0,0014 (-5,11)	-0,8737	0,418
Alimentos	0,1082 (35,35)	0,0391 (9,49)	-0,0007 (- 6,27)	0,0196 (6,77)	-0,0003 (- 5,00)	-0,0008 (-6,25)	-0,8364	0,311
Bebidas	0,1075 (19,13)	0,0431 (4,79)	-0,0006 (- 2,46)	0,0248 (4,39)	-0,0005 (- 4,64)	0,0001 (-0,11)*	-0,8695	0,312
Fumo	0,1469 (12,17)	0,0795 (5,16)	-0,0010 (- 2,71)	0,0653 (4,11)	-0,0016 (- 4,46)	-0,0018 (-2,83)	-1,1373	0,478
Têxtil	0,1241 (24,33)	0,0465 (8,54)	-0,0008 (- 5,27)	0,0256 (5,52)	-0,0004 (- 3,60)	-0,0009 (-4,35)	-0,8276	0,256
Calçados	0,0898 (16,57)	0,0302 (4,32)	-0,0005 (- 2,56)	0,0161 (3,33)	-0,0002 (- 2,20)	-0,0007 (-2,39)	-0,8473	0,180
Madeira	0,0873 (20,08)	0,0263 (3,88)	-0,0004 (- 2,10)	0,0116 (3,25)	-0,0002 (- 2,14)	-0,0003 (-1,65)*	-0,7814	0,204
Mobiliário	0,0869 (14,43)	0,0485 (5,74)	-0,0008 (- 2,89)	0,0302 (6,26)	-0,0004 (- 1,10)	-0,0011 (-4,50)	-0,9289	0,177

(continuação)

Subsetores	Variáveis independentes							
	S	t_1	t_1^2	t_2	t_2^2	$t_1 t_2$	cte	\bar{R}^2
Papel	0,1394 (23,86)	0,0699 (7,77)	-0,0013 (- 4,41)	0,0376 (6,24)	-0,0006 (- 4,69)	-0,0012 (-3,84)	-1,1571	0,413
Gráfica	0,0586 (8,56)	0,0596 (6,42)	-0,0008 (- 3,00)	0,0535 (6,72)	-0,0009 (- 7,00)	-0,0013 (-2,88)	-0,7667	0,153
Couros	0,0979 (19,24)	0,0136 (2,05)	-0,0001 (0,47)*	0,0181 (3,44)	-0,0003 (- 2,80)	-0,0003 (-1,62)*	-0,8822	0,307
Borracha	0,0999 (17,95)	0,0922 (8,31)	-0,0019 (- 5,51)	0,0246 (3,88)	-0,0004 (- 3,00)	-0,0013 (-3,69)	-0,8938	0,306
Química	0,1605 (34,37)	0,0764 (8,09)	-0,0013 (- 4,37)	0,0496 (8,09)	-0,0009 (- 7,38)	-0,0012 (-3,19)	-1,1292	0,494
Petróleo	0,1251 (16,92)	0,1282 (8,45)	-0,0031 (- 4,74)	0,0335 (-3,09)	-0,0008 (- 3,24)	-0,0002 (-0,30)*	-0,6358	0,616
Plásticos	0,1187 (16,60)	0,0965 (5,57)	-0,0025 (- 3,92)	0,0357 (4,49)	-0,0005 (- 2,63)	-0,0016 (-2,49)	-0,9655	0,353
Mater. não-metálicos	0,1267 (31,52)	0,0478 (7,06)	-0,0009 (- 4,33)	0,0213 (5,86)	-0,0004 (- 5,29)	-0,0009 (-4,50)	-0,8894	0,330
Metalúrgica	0,1041 (26,33)	0,0654 (10,99)	-0,0011 (- 6,17)	0,0233 (5,00)	-0,0002 (- 1,82)*	-0,0007 (3,65)	-0,6329	0,408
Mecânica	0,1363 (55,18)	0,0833 (19,24)	-0,0015 (-10,64)	0,0463 (18,10)	-0,0008 (-15,60)	-0,0016 (-9,87)	-0,9770	0,373

(conclusão)

Subsetores	Variáveis independentes							
	S	t_1	t_1^2	t_2	t_2^2	$t_1 t_2$	cte	\bar{R}^2
Veículos	0,1193 (24,14)	0,1023 (12,26)	—0,0023 (— 7,35)	0,0512 (10,12)	—0,0010 (— 9,00)	—0,0019 (—5,68)	—0,8487	0,245
Construção civil	0,1093 (49,89)	0,0832 (13,68)	—0,0020 (— 8,65)	0,2060 (13,63)	—0,0004 (—10,25)	—0,0013 (—7,33)	—0,7562	0,299
Energia elétrica	0,1311 (28,37)	0,0621 (— 8,85)	—0,0007 (— 3,40)	0,0329 (— 5,20)	—0,0007 (— 4,67)	—0,0007 (—2,34)	—0,8244	0,600
Comércio	0,1233 (55,26)	0,0653 (17,28)	—0,0008 (— 7,36)	0,0392 (17,19)	—0,0007 (—13,40)	—0,0012 (—9,67)	—1,0433	0,340
Instituições financeiras	0,0948 (36,17)	0,1116 (32,73)	—0,0017 (—17,30)	0,0497 (16,41)	—0,0008 (—11,71)	—0,0015 (—9,67)	—0,5469	0,506
Transportes	0,1011 (44,72)	0,0805 (25,80)	—0,0012 (—13,67)	0,0264 (11,77)	—0,0004 (— 9,50)	—0,0010 (—9,09)	—0,8393	0,396
Comunicação	0,1025 (28,09)	0,0680 (10,83)	—0,0006 (— 3,20)	0,0492 (11,18)	—0,0009 (— 9,44)	—0,0018 (—6,63)	—1,0322	0,276
Educação e saúde	0,1264 (42,13)	0,0296 (— 3,55)	—0,0005 (— 2,21)	0,0155 (— 3,32)	—0,0003 (— 2,50)	—0,0006 (—2,00)	—0,8058	0,521
Diversos	0,1361 (85,04)	0,0631 (20,28)	—0,0009 (— 0,78)	0,2849 (14,10)	(—0,0005 (—12,25)	—0,0008 (—8,20)	—1,0465	0,483

▪ Estatística t entre parênteses

• Não significativo ao nível de 5%.

Tabela A2
 Função salário segmentada
 Regressões dentro dos subsetores (1973) ^a

Variável dependente: = log W

Subsetores	Variáveis independentes							
	S	t_1	t_1^2	t_2	t_2^2	$t_1 t_2$	cte	\bar{R}^2
Extração vegetal	0,1252 (19,65)	0,0299 (2,79)	— 0,0002 (0,73)*	0,0286 (4,23)	— 0,0005 (— 3,36)	—0,0010 (—2,48)	—0,1400	0,3441
Mineração	0,1395 (24,96)	0,0782 (8,29)	— 0,0016 (— 5,26)	0,0046 (0,68)*	— 0,0002 (— 1,13)*	—0,0007 (—2,15)	0,0481	0,4401
Alimentos	0,1300 (38,11)	0,0540 (10,44)	— 0,0012 (— 7,63)	0,0183 (5,21)	— 0,0003 (— 3,25)	—0,0010 (—5,61)	—0,0362	0,3448
Bebidas	0,1478 (21,93)	0,0652 (5,59)	— 0,0012 (— 3,25)	0,0039 (0,54)*	— 0,0001 (— 0,60)*	—0,0006 (—1,24)*	—0,0378	0,4315
Fumo	0,1416 (10,41)	0,0817 (4,45)	— 0,0011 (— 2,15)	0,0152 (0,95)*	— 0,0004 (— 0,92)*	—0,0018 (—2,63)	0,1118	0,4784
Têxtil	0,1404 (27,86)	0,0629 (7,26)	— 0,0014 (— 6,81)	0,0257 (4,71)	— 0,0005 (— 3,54)	—0,0014 (—4,76)	0,0499	0,3453
Calçados	0,1051 (13,05)	0,0521 (4,23)	— 0,0010 (— 2,50)	0,0102 (2,06)	— 0,0001 (— 0,31)*	—0,0010 (—2,00)	0,0582	0,1804
Madeira	0,0958 (20,52)	0,0281 (3,20)	— 0,0002 (— 0,71)*	0,0093 (2,16)	— 0,0001 (— 1,34)*	—0,0007 (—2,23)	0,0524	0,2345
Mobiliário	0,1086 (16,12)	0,0267 (2,86)	— 0,0001 (— 0,45)*	0,0224 (3,85)	— 0,0004 (— 2,77)	—0,0005 (—1,69)*	—0,0044	0,1800
Papel	0,1570 (23,51)	0,0853 (6,58)	— 0,0020 (— 4,74)	0,0336 (3,89)	— 0,0006 (— 2,75)	—0,0017 (—3,28)	—0,2494	0,4163
Gráfica	0,0953 (11,57)	0,0551 (3,74)	— 0,0005 (— 1,02)*	0,0498 (5,95)	— 0,0009 (— 4,79)	—0,0014 (—2,53)	0,0877	0,1480
Couros	0,1337 (20,26)	0,0387 (3,92)	— 0,0009 (— 2,83)	0,0168 (2,28)	— 0,0002 (— 1,13)*	—0,0009 (—2,53)	—0,1927	0,4133
Borracha	0,1193 (16,48)	0,1299 (9,17)	— 0,0027 (— 5,51)	0,0327 (4,21)	— 0,0005 (— 3,38)	—0,0020 (—3,11)	—0,1822	0,3618

(conclusão)

Subsetores	Variáveis independentes							
	S	t_1	t_1^2	t_2	t_2^2	$t_1 t_2$	cte	\bar{R}^2
Química	0,1687 (35,15)	0,1049 (9,92)	— 0,0022 (— 5,53)	0,0371 (5,97)	— 0,0007 (— 4,79)	—0,0016 (—3,70)	— 0,2079	0,5174
Petróleo	0,1160 (14,58)	0,1024 (7,83)	— 0,0017 (— 3,37)	0,0007 (0,06)*	— 0,0001 (— 0,30)*	0,0002 (0,31)*	0,4860	0,5669
Plásticos	0,1529 (18,46)	0,0876 (4,56)	— 0,0009 (— 1,31)*	0,0414 (4,25)	— 0,0008 (— 3,57)	—0,0012 (—1,55)*	—0,2653	0,4053
Materiais não-metálicos	0,1476 (29,87)	0,0613 (6,88)	— 0,0013 (— 4,37)	0,0206 (3,94)	— 0,0004 (— 3,58)	—0,0007 (—2,00)	—0,0872	0,3920
Metalurgia	0,1120 (27,19)	0,0776 (10,76)	— 0,0017 (— 7,00)	0,0273 (5,46)	— 0,0034 (— 8,97)	—0,0010 (—3,23)	0,3052	0,3301
Mecânica	0,1380 (45,54)	0,0973 (17,62)	— 0,0022 (—10,75)	0,0343 (10,75)	— 0,0007 (—10,14)	—0,0014 (—5,63)	0,0695	0,3659
Veículos	0,1449 (28,09)	0,1414 (13,50)	— 0,0040 (— 9,78)	0,0534 (9,55)	— 0,0011 (— 9,50)	—0,0029 (—5,84)	0,0244	0,3130
Construção civil	0,1201 (53,59)	0,0652 (11,15)	— 0,0017 (— 7,39)	0,0129 (5,88)	— 0,0003 (— 5,00)	—0,0008 (—3,67)	0,2958	0,3102
Energia elétrica	0,1469 (29,39)	0,0875 (10,93)	— 0,0013 (— 5,04)	0,0206 (2,95)	— 0,0001 (— 0,90)*	—0,0008 (—2,26)	—0,0732	0,5941
Comércio	0,1376 (53,98)	0,0630 (13,67)	— 0,0008 (— 4,88)	0,0301 (11,30)	— 0,0006 (— 9,33)	—0,0012 (—6,16)	—0,1704	0,3563
Instituições financeiras	0,1134 (34,17)	0,0952 (21,39)	— 0,0013 (— 9,57)	0,0403 (11,25)	— 0,0008 (— 8,88)	—0,0008 (—3,95)	0,3706	0,4481
Transportes	0,1082 (42,43)	0,0732 (18,54)	— 0,0011 (— 8,15)	0,0205 (7,84)	— 0,0003 (— 5,17)	—0,0009 (—5,06)	0,1092	0,3673
Comunicação	0,1218 (28,66)	0,0497 (6,26)	— 0,0003 (— 1,04)*	0,0297 (6,21)	— 0,0006 (— 5,00)	—0,0016 (—5,06)	0,0063	0,2848
Educação e saúde	0,1323 (39,15)	0,0432 (4,88)	— 0,0007 (— 2,13)	0,0154 (3,04)	— 0,0003 (— 2,17)	—0,0007 (—2,00)	0,1177	0,4734
Diversos	0,1525 (92,44)	0,0663 (17,96)	— 0,0008 (— 6,83)	0,0209 (9,88)	— 0,0003 (— 6,40)	—0,0012 (—8,20)	—0,2011	0,5225

* Estatística t entre parênteses

* Não estatisticamente diferente de zero ao nível de 5% de significância.

Tabela A3

Indicadores de crescimento e progresso tecnológico *

	Taxa média de crescimento (1966/72) em %	Índice de tecnologia**
Setor 1	13,0	1078
Setor 2	11,3	874
Setor 3	8,8	598

*Estão incluídos apenas os subsetores urbanos componentes da indústria de transformação.

**Índice, com base em 1966, das compras de máquinas e equipamentos novos de origem estrangeira efetuados durante o período 1966/72. Para maiores detalhes veja Castello Branco (1977.)

Bibliografia

Arrow, K. Higher education as a filter. *Journal of Public Economics*, 2:193-216, July 1973.

Becker, G. *Human Capital*. 2 ed. New York, Columbia University Press, 1975.

Ben-Porath, Y. The production of human capital and the life cycle of earnings. *Journal of Political Economy*, 75:352-65, Part I, Aug. 1967.

———. The production of human capital over time. In: Hansen, W. L., ed. *Education, income and human capital*. New York, Columbia University Press, 1970. p. 129-47.

Bowles, S. Schooling and inequality from generation to generation. *Journal of Political Economy*, 80:S 219-51. May/June 1972.

Cain, G. The challenge of segmented labor market theories to orthodox theory: a survey. *Journal of Economic Literature*, 14:1.215-57. Dec. 1976.

Castello Branco, R. Crescimento acelerado e o mercado de trabalho: a experiência brasileira. Tese doutoral não-publicada apresentada à EPGE-FGV, 1977.

Chiswick, B. *Income inequality*. New York, Columbia University Press, 1974

Fallon, P. & Layard, P. Capital-skill complementarity, income distribution and output accounting. *Journal of Political Economy*, 83:279-301, June 1975.

Griliches, Z. Wages of very young men. *Journal of Political Economy*, 84:S 69-86, Aug. 1976.

_____. & Mason, W. Education, income and ability. *Journal of Political Economy*, 80:S 74-103, May/June 1972.

Haley, W. Human capital: the choice between investment and income. *American Economic Review*, 63:929-45, Dec. 1973.

Hause, J. Earnings profile: ability and schooling. *Journal of Political Economy*, 80:S 108-38, May/June 1972.

Huffman, W. Decision making: the role of education. *American Journal of Agricultural Economists*, 61:85-97, Feb. 1974.

Jencks, C. *Inequality: a reassessment of the effect of family and Schooling in america*. New York, Basic Books, 1972.

Klevmarken, A. & Quigley, J. Age, experience, earnings and investments in human capital. *Journal of Political Economy*, 84:47-72, Feb. 1976.

Kogut, E. *Análise econômica do fenômeno demográfico no Brasil*. Rio de Janeiro, Fundação Getulio Vargas, 1976.

Kuznets, S. *Modern Economic Growth*. New Hawen, Conn., Yale University Press, 1966.

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

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

_____. *A economia da transformação*. Rio de Janeiro, José Olympio, 1975.

Layard, R. & Psacharopoulos, G. The screening hypothesis and the returns to Education. *Journal of Political Economy*, 82:985-98, Oct. 1974.

Lazear, E. Age, experience and wage growth. *American Economic Review*, 66:548-58, Sept. 1976.

Leibowitz, A. Home investments in children. In: Schultz, T. W. ed. *Economic of the family*. Chicago, The University of Chicago Press. p. 432-52.

_____. Years and intensity of schooling investment. *American Economic Review*, 66:321-34, June 1976.

Mincer, J. On-the-job training: costs, returns and some implications. *Journal of Political Economy*, 70:50-79, Oct. 1962.

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

———. & Polachek, S. Family investments in human capital: earnings of women. *Journal of Political Economy*, 82:S 76-108, Mar./Apr. 1974.

Morley, S. & Williamson, J. Growth, wage policy and inequality: Brazil during the sixties. Madison, University of Wisconsin, July 1975 (SSRI Workshop Series).

Rosen, S. & Thaler, R. The value of saving a life: Evidence from the labor market. In: Terleckyj, N., ed. *Household production and consumption*, New York, Columbia University Press, 1975. p. 265-98.

Santos, F. Crescimento econômico e a demanda derivada por mão-de-obra no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 30:475-500, out./dez. 1976.

Schultz, T. W. *Transforming traditional agriculture*. New Haven, Conn., Yale University Press, 1964.

———. The value of ability to deal with disequilibria. *Journal of Economic Literature*, 13:827-46, Sept. 1975.

Senna, J. J. Schooling, job experience and earnings in Brazil. Tese doutoral não publicada apresentada a The Johns Hopkins University, 1975.

Spence, M. Job market signalling. *Quarterly Journal of Economics*, 87:355-74, Aug. 1973.

Taubman, P. *Sources of inequality in earnings*. Amsterdam, North-Holland, 1975.

———. & Wales, T. Education as an investment and a screening device. In: Juster, F., ed. *Education, income and human behavior*, New York, McGraw-Hill, 1975. p. 95-122.

Theil, H. *Principles of econometrics*. New York, John Wiley & Sons, 1971.

Tinbergen, J. *Income distribution*. Amsterdam, North-Holland, 1975.

Welch, F. Education in production. *Journal of Political Economy*, 78:35-59, Jan./Feb. 1970.