

Educação, desigualdade de renda e ciclo econômico no Brasil

LAURO RAMOS*

Este trabalho examina a evolução da distribuição de salários no Brasil entre 1976 e 1985, contemplando em particular a relação entre escolaridade e desigualdade salarial. Isto é feito através da inspeção dos diferenciais de salário entre mão-de-obra qualificada e não-qualificada ao longo deste período, caracterizado por uma fase de aquecimento e outra de retração da atividade econômica. A principal conclusão é que a contribuição de educação para o bem-estar individual é dupla: primeiro ao permitir o acesso a maiores salários em um determinado instante de tempo e, segundo, por reduzir a incerteza sobre o fluxo futuro dos rendimentos do trabalho. Uma distribuição mais igualitária da educação pode, portanto, contribuir para a redução da desigualdade de salários tanto estática quanto dinâmica.

1 - Introdução

Há uma ampla gama de estudos recentes sobre distribuição de renda no Brasil. A começar pela análise da evolução da desigualdade [Bonelli e Sedlacek (1989) e Ramos (1991)], pela revisão do debate sobre a questão distributiva na década de 60 [Ramos e Reis (1991)], e incluindo análises mais detalhadas a respeito da relação entre distribuição de educação e desigualdade de salários [Barros e Reis (1990), Lam e Levison (1989), Leal e Werlang (1991)], assim como dos seus efeitos deletérios sobre segmentos específicos da sociedade [Barros e Santos (1991), Barros e Mendonça (1990)], tem sido grande o esforço de entendimento da mecânica redistributiva no Brasil.

Este trabalho contempla a relação entre escolaridade e desigualdade de salários, através da inspeção do comportamento dos diferenciais de salário entre mão-de-obra qualificada e não-qualificada ao longo do ciclo econômico de curto prazo. São dois os seus objetivos maiores: *a)* verificar se parte da flutuação nesta desigualdade é de caráter efêmero e deve, portanto, ser desconsiderada em discussões sobre a natureza estrutural do problema; e *b)* identificar mecanismos distintos de contribuição da educação para o bem-estar individual.

Esta investigação será levada a cabo para o período entre 1976 e 1985, que é marcado por oscilações de monta na atividade econômica, e para o qual dispõe-se de uma excelente base de dados através da Pesquisa Nacional por Amostra de

* Do IPEA-Rio.

Domicílios (PNAD), conduzida anualmente exceto em 1980. O trabalho foi organizado em sete seções, além desta Introdução. A Seção 2 é reservada para o embasamento teórico da hipótese de *labor hoarding*, ponto central do trabalho e que estabelece um padrão anticíclico para a evolução dos diferenciais de salário entre mão-de-obra qualificada e não-qualificada. A Seção 3 é dedicada à análise da evolução dos principais parâmetros associados à distribuição de educação, enquanto a Seção 4 estabelece a relevância da escolaridade para a desigualdade de rendimentos do trabalho no Brasil. A Seção 5 é destinada à estimação dos diferenciais de salário através de equações de salário convencionais para o período entre 1976 e 1985. A partir destes resultados procedemos ao exame da relação entre a evolução destes diferenciais de salário com o hiato do produto nas Seções 6 e 7, primeiro em termos globais e depois a nível de setor de atividade e posição na ocupação. Finalmente, a Seção 8 resume os principais achados e conclusões do trabalho.

2 - A hipótese de labor hoarding

A teoria de *labor hoarding* [Oi (1962), Becker (1964), Schultz (1969) e Fay e Medoff (1985) são alguns exemplos de trabalhos nesta linha] preocupa-se com o comportamento da taxa de emprego e do diferencial de salários entre mão-de-obra qualificada e não-qualificada ao longo do ciclo econômico. Mais especificamente, a literatura a respeito propõe que são os trabalhadores não-qualificados aqueles a experimentar as maiores taxas de desemprego e maiores reduções de salário na parte contracionista do ciclo, o inverso ocorrendo na fase de expansão. Neste contexto torna-se lícito inferir que a evolução da distribuição de salários entre a população economicamente ativa apresenta um padrão pró-cíclico, melhorando em tempos de excesso de demanda e piorando durante fases de excesso de oferta de trabalho.

Oi (1962) desenvolveu um modelo elegante para justificar esta concepção. No cerne de sua argumentação está a idéia de que o trabalho não deve ser concebido como um insumo de produção perfeitamente variável, uma vez que a parte de seus custos totais decorrente de despesas de contratação e treinamento é melhor caracterizada como fixa. De acordo com ele, o trabalho deveria ser entendido como um fator de produção "quase-fixo", isto é, cujos custos totais são formados por uma parcela variável e outra fixa.¹ Estes custos fixos geram um hiato entre produtividade marginal e taxa de salário, o qual denominaremos "taxa periódica", tanto maior quanto mais "fixo" o tipo de trabalho.² Mais importante, as decisões envolvendo a quantidade de trabalho a ser empregada não mais são tomadas com base apenas em

1 De acordo com suas próprias palavras, "... a quasi-fixed factor is defined as one whose total employment cost is partially variable and partially fixed". No curto prazo, qualquer fator "... may possess a different degree of fixity along some continuum, rather than lie at one extreme or the other."

2 Se as firmas dituem uniformemente os custos fixos ao longo da duração esperada de emprego, e a parcela correspondente a cada período é referida como de taxa periódica, então o fator é tanto mais fixo quanto maior a razão entre esta taxa e o custo total de trabalho em cada período.

salários e produto marginal correntes, mas dependem também da trajetória esperada destas variáveis.

Se, por exemplo, no âmbito de mercados perfeitamente competitivos, uma firma está inicialmente no seu nível ótimo de emprego de fatores, ou seja, observa-se a seguinte relação de equilíbrio:

$$\text{Valor do Produto Marginal (MVP)} = \text{Salário (W)} + \text{Taxa Periódica (TP)} \quad (1)$$

então uma queda na demanda agregada implicaria redução no valor do produto marginal e, se trabalho é um fator perfeitamente variável (ou seja, $TP=0$), segue-se um ajuste imediato nos salários ou no emprego. Em outras palavras, oscilações na demanda pelo produto final são acompanhadas por uma combinação de ajustes de salário e emprego, de modo a manter, no curto prazo, a otimalidade refletida pela condição (1) acima.

Por outro lado, no caso em que trabalho é considerado um fator quase-fixo, isto é, $TP > 0$ em (1), há uma diferença entre as condições de otimalidade no curto e no longo prazos, na medida em que a parcela de amortização dos custos fixos é encarada como “custo afundado” no curto prazo. Nesta situação as firmas, na medida em que percebem a contração na demanda final como transitória, não reagem de imediato a quedas no valor do produto marginal, pelo menos enquanto ele permanecer acima do salário vigente. Apenas a partir do ponto onde $MVP < W$, ou quando a contração passa a ser encarada como permanente, é que os ajustes via demissão e/ou redução de salário são promovidos. Daí, quanto mais fixo for o tipo de trabalho, menos afetado pelas variações cíclicas na demanda agregada ele será (pelo menos enquanto elas forem percebidas como tal).³

A segunda hipótese fundamental na literatura de *labor hoarding* diz respeito à relação entre a parcela fixa de custos e o nível de qualificação da mão-de-obra em questão, admitindo-se que as despesas relativas com seleção e treinamento crescem com o nível de qualificação, dadas as necessidades cada vez mais específicas das firmas. Em consonância com esta visão, uma das principais implicações deste corpo teórico é que a distribuição de salários teria um comportamento pró-cíclico, tendendo os diferenciais entre os trabalhadores qualificados e os não-qualificados a aumentar em períodos de contração da atividade econômica, e a diminuir durante fases de expansão do produto.

3 Note-se que a introdução de incerteza na análise só faz reforçar o argumento. Se ajustes na utilização de um fator se fazem necessários em função de variações inesperadas na demanda do produto final, será sempre preferível iniciá-los pelos fatores menos fixos. Isto porque a possibilidade de dispensa prematura do fator implica o encurtamento do período esperado de utilização, o que se traduz em uma elevação da taxa periódica em (1) e/ou perda simples de investimento. Em ambos os casos o efeito no custo total será tanto maior quanto mais fixo for o fator.

Para testar a validade desta predição para o caso da experiência brasileira entre 1976 e 1985,⁴ utilizaremos, nas próximas seções, a escolaridade como *proxy* para a qualificação de mão-de-obra.

3 - A evolução da distribuição de educação

O sistema educacional brasileiro é considerado bastante ineficiente [Souza e Silva (1991), Castro e Gusso (1983), IPEA (1990), IBGE (1988)], haja vista que, além de o nível da escolaridade média ser modesto, a distribuição da educação é bem mais desigual que a de outros países em estágios similares de desenvolvimento.

Quanto à evolução no passado recente, diversos autores têm encontrado evidências de que houve sensíveis progressos em termos de níveis de escolaridade nas últimas décadas,⁵ mas não se tem evidência de que o mesmo tenha ocorrido no que tange a sua distribuição. Lam e Levison (1989), por exemplo, concluíram que a variância dos anos de escolaridade atinge um pico para as coortes nascidas em torno de 1950 e cai continuamente desde então; já Barros e Reis (1989) indicaram a existência de pequenas flutuações na desigualdade da escolaridade, sem uma tendência clara de redução no período a partir de 1976. O fato de que parte da discrepância nestas conclusões se deve, sem dúvida, a diferenças nos conceitos e medidas de dispersão utilizados, só faz reforçar a tese de que não existe um padrão claro para a evolução recente da distribuição de educação no Brasil.

Avaliaremos, agora, a evolução de algumas características da distribuição de educação no Brasil entre 1977 e 1985. Para tanto, decidimos nos concentrar no conjunto de homens entre 18 e 65 anos, ocupados na região urbana, com rendimentos do trabalho positivos e trabalhando 20 horas ou mais por semana. A evolução da amostra e respectivos filtros podem ser encontrados no Apêndice 1.

Como pode ser visto na Tabela 1, há indícios claros de uma melhoria na média de escolaridade da força de trabalho brasileira entre 1977 e 1985; enquanto a percentagem de trabalhadores sem instrução formal reduziu-se de 13,2 para 10,9%, a parcela de pessoas com nível universitário passou de 7,5 para 9,8%. Movimentos similares ocorreram para as outras categorias de educação: houve um crescimento na parcela de trabalhadores com 2º grau (nove a 11 anos completos de estudo), acompanhado de uma redução na fração de membros da força de trabalho com

4 Este período parece bastante adequado para esta averiguação na medida em que engloba uma fase expansionista (1977/81), seguida de uma fase de contração (1981/85) que, pelo menos durante algum tempo, foi encarada como transitória.

5 Behrman (1987), no entanto, mostrou que o Brasil é um dos países com mais fraco desempenho quando se comparam os progressos associados à educação com o crescimento da economia no período entre 1960 e 1981.

TABELA 1

Mudanças na distribuição de educação e na renda média dos grupos educacionais^a

Grupo	1977			1981			1985		
	α	β	T	α	β	T	α	β	T
Sem Instrução	0,41	0,13	0,35	0,43	0,12	0,30	0,39	0,11	0,30
Instrução primária	0,71	0,46	0,43	0,69	0,42	0,31	0,65	0,37	0,40
Instrução ginásial	0,91	0,23	0,44	0,86	0,23	0,36	0,80	0,26	0,43
Instrução secundária	1,48	0,11	0,48	1,33	0,14	0,39	1,27	0,16	0,42
Universitários	3,36	0,07	0,35	3,15	0,09	0,29	3,08	0,10	0,33

^a α : renda média do grupo sobre a renda média da força de trabalho;

β : participação do grupo na força de trabalho;

T : Índice T de Theil para o grupo.

instrução primária (um a quatro anos de estudo) e uma relativa estabilidade em termos de instrução ginásial (cinco a oito anos de estudo).

Embora transpareça da leitura da Tabela 1 que houve, de fato, uma melhora na escolaridade média, é bastante difícil desenvolver uma noção da amplitude desse progresso, na medida em que não se pode comparar mudanças ocorridas em diferentes grupos educacionais. Em outras palavras, não é simples estabelecer um paralelo entre um ano adicional de educação primária com um ano a mais de instrução secundária. Anos de educação não são diretamente comparáveis ao longo da estrutura educacional e, para emprestar algum sentido a aferições dessa natureza, faz-se necessária a consideração de algum sistema de ponderação que traduza anos de educação em, digamos, "conteúdo educacional".

Barros e Reis (1989) sugerem a adoção dos salários médios observados para cada grupo educacional, em um determinado ano-base, como uma possível solução para esta questão de ponderação. Isto é equivalente a admitir que o "conteúdo educacional" do i -ésimo ano adicional de instrução pode ser medido pelo incremento salarial oferecido no mercado aos trabalhadores com i anos de estudos *vis-à-vis* aqueles com $i - 1$ anos.⁶

Seguindo esta linha tem-se que, por exemplo, se as rendas relativas observadas em 1981, padronizadas de tal modo que a renda dos universitários seja igual a 1,

⁶ Note-se que estamos, deliberadamente, nos abstraindo da discussão sobre a causalidade nesta relação (ver a Seção 5, a seguir).

forem escolhidas como uma escala apropriada, então o nível educacional para o ano t , m^t , é dado por:

$$m^t = \sum_i \alpha_i^* \beta_i^t$$

onde β_i^t é a fração da força de trabalho no i -ésimo grupo educacional no ano t , α_i^* é a renda "padronizada" da categoria i ,⁷ e o somatório engloba todos os grupos de educação.

Os resultados reportados na Tabela 2 a seguir deixam claro que, de fato, houve uma grande melhora no que tange à média de escolaridade da força de trabalho brasileira em um passado recente: o índice m^t passou de 0,301 em 1977, para 0,317 em 1981, o que representa uma elevação da ordem de 5% em apenas quatro anos, seguidos de outros 5% no quadriênio seguinte, de modo a atingir a marca de 0,333 em 1985 (11% acima da de 1977).

Para medir a dispersão da distribuição de educação e avaliar o acompanhamento de sua evolução ao longo do tempo, pode-se medir o grau de desigualdade, conforme medido pelo índice T de Theil,⁸ que prevaleceria para a força de trabalho no caso em que não houvesse dispersão de renda no interior de cada grupo educacional e caso as rendas médias de cada grupo fossem proporcionais às observadas em 1981. Ou seja, um índice apropriado de desigualdade da distribuição de educação no ano t , i^t , pode ser definido por:

$$i^t = (1 / \sum_i \alpha_i^* \beta_i^t) \cdot \sum_i \alpha_i^* \beta_i^t \log(\alpha_i^*) - \log(\sum_i \alpha_i^* \beta_i^t)$$

Os resultados mostrados na Tabela 2 revelam que, medida desta maneira,⁹ a distribuição de educação, ao invés de tornar-se mais igualitária ao longo deste período, tornou-se, na verdade, mais concentrada, particularmente no primeiro subperíodo (o índice i^t passa de 0,180 em 1977 para 0,186 em 1981, permanecendo praticamente inalterado daí até 1985).¹⁰ Assim, o crescimento do nível médio de

7 A estrutura de ponderação abaixo pode ser obtida de imediato da Tabela 1:

$$\alpha_1^* = 0,137, \alpha_2^* = 0,217, \alpha_3^* = 0,273, \alpha_4^* = 0,423, \alpha_5^* = 1,0.$$

8 O índice T de Theil é definido por: $T = \sum \alpha_g \beta_g \log \alpha_g$. Para maiores detalhes a respeito de suas características e propriedades ver Barros e Ramos (1989).

9 Vale enfatizar que a estrutura de ponderação é relevante para este tipo de conclusão. Lam e Levison (1989), por exemplo, chegam a resultados diferentes ao calcular a variância simples de anos de estudo.

10 Entre 1977 e 1981 a redução no grupo dos não-instruídos e entre aqueles com educação primária foi praticamente toda transformada em expansão da fração com escolaridade superior ou secundária, com virtualmente nenhuma alteração no centro da distribuição (ver Tabela 1). Já entre 1981 e 1985 a cauda superior absorveu apenas uma pequena parcela da diminuição nos grupos de educação mais baixos, havendo em contrapartida um incremento na concentração de pessoas com instrução intermediária (isto é, nível ginásial). Esta diferença entre as realocações ocorridas nos dois subperíodos explica claramente a diferença no comportamento da desigualdade na escolaridade.

TABELA 2

Nível (m^t) e desigualdade (i^t) da distribuição de educação

Ano	1977	1981	1985
m^t	0,301	0,317	0,333
i^t	0,180	0,186	0,187

educação da força de trabalho entre 1977 e 1985 foi acompanhado de um aumento perturbador na desigualdade da distribuição de escolaridade durante o primeiro quadriênio do período de análise, seguido de uma certa estabilidade a partir de 1981.

Naturalmente a piora na distribuição de educação tem conseqüências potencialmente nefastas para a desigualdade de renda. Estas, porém, serão compensadas, validadas ou reforçadas em função do comportamento do perfil de renda associado aos grupos educacionais durante o mesmo intervalo de tempo: em um caso extremo, por exemplo, uma deterioração acentuada na distribuição de escolaridade pode ser completamente revertida por um achatamento dos diferenciais suficientemente forte. Desta maneira, faz-se mister analisar a evolução das rendas médias relativas das diversas categorias antes que seja possível a formação de uma noção mais concreta acerca de mudanças relacionadas à educação e seus reflexos potenciais em termos da desigualdade de renda.

A Tabela 3 mostra a evolução das rendas médias relativas entre os grupos de educação.¹¹ É patente que houve uma compressão nestas rendas entre 1977 e 1981. O grupo dos sem instrução, por exemplo, ganhou em torno de 10% em relação aos universitários, enquanto o conjunto de universitários e secundaristas experimentou uma perda de cerca de 7% em relação ao resto da força de trabalho como um bloco (de 3,1 para 2,9).¹² Deste modo, parece haver fortes indícios de que os menos educados foram beneficiados durante o período de expansão entre 1977 e 1981. O inverso ocorreu no período seguinte: entre 1981 e 1985 os universitários recuperaram as suas perdas anteriores em relação ao grupo dos sem instrução, em que pese os dois grupos mais instruídos, quando considerados em conjunto, terem mantido sua renda *vis-à-vis* o restante da força de trabalho em torno de 2,9.

11 Note-se que esta maneira de comparar as rendas de cada estrato de educação é mais adequada para o presente exercício que através da Tabela 1, uma vez que lá os α embutem as variações na renda média da força de trabalho, que é também afetada por mudanças na distribuição de educação.

12 A tentativa de replicar estes números a partir da Tabela 1 pode levar a pequenas diferenças devido a problemas com arredondamento.

TABELA 3

Renda média relativa dos grupos educacionais e o indicador de inclinação dos perfis de renda (s^t)

Grupo	1977	1981	1985
Sem instrução	1,00	1,00	1,00
Instrução primária	1,72	1,59	1,70
Instrução ginasial	2,19	2,00	2,06
Instrução secundária	3,57	3,10	3,30
Universitários	8,11	7,32	7,99
s^t	0,197	0,186	0,198

Uma maneira elegante de sumariar estas variações no perfil de renda associado à educação é através daquilo que Barros e Reis (1989) chamam de indicador de inclinação do perfil de renda, s^t , definido por:

$$s^t = \left(1 / \sum_i \alpha_i^t \beta_i^{81} \right) \sum_i \alpha_i^t \beta_i^{81} \log(\alpha_i^t) - \log(\sum_i \alpha_i^t \beta_i^{81})$$

onde a distribuição de educação em 1981 serve de base para a avaliação da variação destes perfis período a período.¹³

Os resultados da Tabela 3 para s^t só fazem confirmar a existência de uma substantiva diminuição na inclinação deste perfil de 1977 para 1981, quando ele cai de 0,197 para 0,186. Daí para 1985, quando ocorreu uma descompressão nos diferenciais de renda associados aos diversos grupos de escolaridade, este indicador voltou a crescer, retomando os níveis iniciais — 0,198, mais precisamente.

Finalmente, de acordo com a Tabela 1, a dispersão das rendas no interior de cada grupo, que é relacionada com a parte da desigualdade gerada por fatores outros que não educação, experimentou uma queda pronunciada no primeiro quadriênio, acompanhada de uma elevação não tão acentuada no segundo.

¹³ Este indicador corresponde à desigualdade entre grupos educacionais em cada ano, caso a alocação da força de trabalho permanecesse inalterada e igual à de 1981.

4 - A relevância de educação para a distribuição de renda

Shorrocks (1980) mostrou que, para a classe dos índices aditivamente decomponíveis, é possível decompor a variação da desigualdade entre dois instantes de tempo de acordo com o tipo de fenômeno por ela responsável. Assim, variações na distribuição, conforme indicadas por estes índices, podem ser atribuídas a modificações nas rendas médias relativas entre os grupos sócio-econômicos subjacentes, no tamanho relativo destes grupos ou nas suas respectivas dispersões internas.

Mais formalmente, os índices desta classe podem ser escritos como:

$$I = I(\alpha_g, \beta_g, I_g)$$

onde β_g corresponde à proporção da população no grupo g , α_g é a razão entre a renda média do g -ésimo grupo e a renda média da população como um todo, e I_g é a dispersão interna do grupo g (medida pelo mesmo índice I). Neste contexto, o “efeito composição” (ou “alocação”) é a variação que seria provocada no índice de desigualdade I apenas por mudanças na alocação da população entre os diversos grupos (isto é, alterações nos β), com as rendas relativas entre os grupos permanecendo inalteradas; o “efeito renda” é a variação em I provocada exclusivamente por mudanças nestas rendas relativas (ou seja, nos α), sem nenhuma realocação da população entre os diversos grupos; e o “efeito interno” diz respeito às alterações em I devidas apenas a variações nas dispersões internas (I_g), com os α e os β constantes.

Tal decomposição para o caso do índice T de Theil leva à seguinte expressão, conforme derivado em Ramos (1990):

$$\begin{aligned}dT &= \sum \alpha_g (\log \alpha_g + T_g - T - 1) d\beta_g + \quad (\text{efeito composição}) \\ &+ \sum \beta_g (\log \alpha_g + T_g - T) d\alpha_g + \quad (\text{efeito renda}) \\ &+ \sum \beta_g \alpha_g dT_g \quad (\text{efeito interno})\end{aligned}$$

onde T é o índice T de Theil para a população como um todo e T_g é o índice T de Theil para cada grupo.¹⁴

¹⁴ Decomposições similares, embora não tão completas, podem ser encontradas em Shorrocks (1980) e Shorrocks e Mookherjee (1982).

A aplicação desta técnica de decomposição para as variações observadas na distribuição de renda e aquelas associadas à distribuição de educação no Brasil no período entre 1977/81 e 1981/85 leva aos resultados mostrados na Tabela 4. Lá pode ser visto claramente que, embora diversos autores [Ramos (1990), Barros e Reis (1990), Lam e Levison (1989) e Langoni (1973)] a tenham identificado como sendo por larga margem a variável mais importante para a explicação da desigualdade de renda em um instante de tempo, a importância de educação decresce bastante quando o objeto de interesse é a variação nesta desigualdade: sua contribuição bruta para esta variação chega a ser tão baixa quanto 6,2% no período entre 1977 e 1981,¹⁵ enquanto sua contribuição marginal não chega a 20% em nenhum deles.

Vale notar também que, contrariamente ao reportado por Langoni para a década de 60, o efeito composição é de reduzida magnitude em ambos os períodos, e chega a ser negativo no primeiro deles. Ou seja, as mudanças na distribuição de escolaridade entre 1977 e 1981 atuaram no sentido de provocar um aumento na desigualdade de renda, contribuindo então para atenuar o impacto positivo de outras fontes. Também entre 1981 e 1985 a contribuição das mudanças da estrutura educacional da força de trabalho foi na direção de piorar a distribuição de renda.¹⁶ Mais importante, o efeito renda revelou-se muito mais relevante para a variação na desigualdade que alterações na alocação por grupos de escolaridade, revelando assim a importância dos movimentos nos diferenciais de renda associados à educação para a compreensão da mecânica distributiva da época.

Portanto, pode-se dizer que nível, distribuição e perfil de renda associados à educação mudaram, e que estas mudanças parecem relacionadas com o comportamento da desigualdade no período, notadamente aquelas relacionadas aos diferenciais de renda. O fato de que o perfil de renda, conforme retratado por s^t , tornou-se menos inclinado durante a fase expansionista do final dos anos 70 — e voltou a acentuar-se durante a contração do início da década de 80 — empresta, de antemão, algum suporte empírico para a hipótese de *labor hoarding*, que será enfocada a seguir.

5 - Equações de salários

Uma maneira concisa e simples de se estimarem diretamente os diferenciais de renda associados à educação é através de equações de salários convencionais, baseadas no paradigma do capital humano. *Grosso modo*, este corpo teórico

¹⁵ Isto significa que apenas as variações na renda relativa e frações populacionais dos grupos educacionais, sem nenhuma outra partição da população, explicam apenas 6,2% da variação observada na desigualdade de renda entre 1977 e 1981. Os restantes 93,8% devem-se a variações nas dispersões internas de cada grupo, e são, portanto, relacionados a elementos outros que não o nível de instrução.

¹⁶ Ambos os resultados poderiam, é claro, ter sido antecipados da Tabela 2, dado que o indicador de desigualdade da distribuição de educação — m^t — apontou uma deterioração sensível desta nos dois períodos.

TABELA 4

A relevância de educação para as variações na desigualdade^a

(% de *dT*)

Período	1977/81	1981/85
Efeito composição	-7,0	3,9
Efeito renda	13,2	16,6
Efeito interno	93,8	79,5
Contribuição bruta	6,2	20,5
Contribuição marginal	18,6	13,4

^aA contribuição bruta é igual à soma dos efeitos composição e renda que dizem respeito à consideração apenas da variável nível de escolaridade quando da repartição da população em grupos. A contribuição marginal corresponde à explicação adicional gerada pela repartição por nível de educação da população já particionada por idade, setor de atividade e posição na ocupação.

postula a existência de uma relação positiva entre produtividade e escolaridade, de tal sorte que ao tomar a decisão de investir mais tempo na aquisição de educação o indivíduo estaria aumentando sua produtividade e, em última análise, elevando seu salário potencial de mercado.

Esta linha de pensamento tem sido alvo de fortes críticas na literatura sobre distribuição de renda, seja por parte daqueles que discordam do vínculo entre educação formal e produtividade ao defender que escolaridade é apenas uma sinalização de outras características relevantes para a capacidade produtiva dos indivíduos (escola "credencialista"), seja por parte daqueles que apontam como maior falha a desconsideração de qualquer aspecto ligado à estrutura de demanda por trabalho e restrições à mobilidade deste fator na economia. Uma análise mais profunda a respeito foge ao escopo deste artigo,¹⁷ mas faz-se mister frisar um aspecto relevante aos seus propósitos: apesar de divergências acerca do grau de importância da escolaridade para a formação dos salários individuais, não há nenhuma vertente teórica que negue sua relevância. Isto é, seja por elevar a produtividade individual, seja por servir de indicador de outras características de valor para o processo produtivo, em maior ou menor grau dependendo da rigidez da demanda por trabalho, o fato é que educação é, inegavelmente, um atributo relevante para a explicação dos salários individuais, e estes crescem na medida em que cresce o nível de escolaridade do trabalhador.

Isto posto, parece lícito aceitar que $Y = f(S, Z)$ com $dY/dS > 0$, onde Y representa a renda do trabalho, S é o nível de instrução e Z um conjunto de outras variáveis

17 Para uma discussão mais pormenorizada, ver Ramos e Reis (1991).

relevantes. Três questões se fazem, então, importantes para que se possa estimar os diferenciais de salário associados a distintos graus de escolaridade.

Primeiro, há que se considerar a questão da causalidade. Basicamente o que se pretende medir é em quanto o salário de um indivíduo seria alterado se ele, e somente ele, elevasse sua escolaridade para o nível imediatamente acima (de, digamos, s para $s+1$). Isto é problemático na medida em que se trata de uma diferença que envolve uma variável observada (o salário que esta pessoa de fato recebe) e outra hipotética (o salário que obteria caso fosse mais educado). O que normalmente se faz para viabilizar a estimação deste diferencial é admitir que o salário conseguido no caso de um incremento na educação para $s+1$ seria igual ao salário médio observado para os trabalhadores que de fato têm grau de instrução $s+1$ e possuem outras características (conforme retratado por Z) similares às do indivíduo em questão. Neste caso os diferenciais observados corresponderiam àqueles de fato induzidos por mudanças marginais na escolaridade.

É claro que a hipótese acima é tão mais adequada quanto mais “homogêneos” forem os grupos formados pelo conjunto de variáveis Z (por isso também chamadas variáveis de controle). A segunda questão relevante diz respeito à escolha das variáveis a serem incluídas em Z . De acordo com a linha do capital humano, algumas das variáveis integrantes de Z deveriam ser experiência profissional, habilidade natural e meio sócio-familiar, entre outras. Infelizmente, tais variáveis não são facilmente observáveis, o que torna a contribuição de Z um processo algo arbitrário na literatura. No contexto deste estudo serão consideradas quatro variáveis de controle: idade, em uma tentativa de captar os efeitos de experiência; setor de atividade e posição na ocupação, para procurar detectar o efeito de segmentação e diferenças nos processos de formação de salários na economia; e região geográfica de residência, de modo a considerar a existência de padrões regionais em salários e custo de vida.

Finalmente, há também a questão da forma funcional mais adequada para $f(S,Z)$. Existe aqui uma vasta gama de possibilidades, a maioria de cunho estritamente *ad hoc*. Optamos aqui pela estimação da seguinte equação de salários:¹⁸

$$\log Y^t = a_t + b_{ijt} X_{jt} + u_t \quad t = 1976, \dots, 1985$$

onde:

- Y_t : vetor de salários individuais no ano t ;
- a_t : logaritmo do salário médio do grupo de referência no ano t ;
- b_{ijt} : diferencial de salário associado ao i -ésimo grupo da variável j no ano t ;

¹⁸ A categorização e principais estatísticas para as variáveis de controle podem ser encontradas no Apêndice 1.

X_t : matriz de variáveis explicativas (educação, idade, ...) para o ano t ;
 u_t : vetor de resíduos para o ano t , $E[u_t] = 0$ e $E[u_t u_t'] = \sigma^2 I$

De modo a evitar perfeita multicolinearidade é necessário deixar uma categoria de cada variável representada no grupo de referência. Para tal foram escolhidas as modas,¹⁹ de modo a maximizar o tamanho esperado daquele grupo. A exponencial do coeficiente associado à j -ésima categoria da i -ésima variável, $\exp(b_{ij})$, corresponde à estimativa de quantas vezes maior, em média, é a renda de um indivíduo naquela categoria *vis-à-vis* a de uma pessoa com as mesmas características na categoria de referência daquela variável.²⁰

A Tabela 5 mostra a estimativa dos diferenciais associados à educação²¹ entre 1976 e 1985. Para os sem instrução eles variam entre -0,331 e -0,377, o que significa dizer que suas rendas, em média, estavam de 28 a 31% abaixo da dos trabalhadores com instrução primária com os mesmos outros atributos.²² Outrossim, aqueles com instrução ginásial ganhavam em torno de 30% a mais que os da categoria de referência, enquanto a educação secundária eleva esta percentagem para 95%. Já a educação universitária possibilita salários cerca de quatro vezes maiores que os compatíveis com a instrução primária.²³ Com exceção do grupo dos sem instrução, cuja evolução no tempo é algo errática, todas as outras categorias apresentam diferenciais em declínio até 1981, e em ascensão daí para a frente.

6 - Retornos à educação e o ciclo econômico

A hipótese de *labor hoarding*, como visto na Seção 2, relaciona a evolução dos diferenciais de salários associados aos diversos grupos educacionais à componente cíclica da atividade econômica. Para permitir sua avaliação à luz dos resultados trazidos à tona na seção anterior, lançaremos mão do trabalho de Pereira (1986), o qual decompõe a série histórica do produto brasileiro em uma componente de tendência (produto potencial) e uma componente cíclica (hiato do produto),

19 Assim, o grupo de referência é formado por indivíduos com instrução primária, empregados, com entre 25 e 34 anos, trabalhando na indústria leve e vivendo na região Sudeste.

20 Se b_{ij} é próximo de zero, então $(100 \cdot b_{ij})$ pode ser interpretado como o incremento percentual no salário associado à passagem da categoria de referência da variável i para a respectiva j -ésima categoria, *ceteris paribus*.

21 Os resultados completos são apresentados no Apêndice 2.

22 Na realidade, a experiência profissional, do jeito que estamos tratando o problema de estimação, é diferente entre estes grupos: os menos educados, para uma mesma faixa etária, tendem a ser mais "experientes", haja vista que provavelmente ingressam no mercado de trabalho mais cedo. Isto estaria causando, então, uma ligeira subestimativa dos retornos à educação. Deve-se somar a isto também o fato de que, no Brasil, a correlação entre idade e educação é negativa, pois os mais jovens são, em termos médios, mais instruídos. Se, todavia, estes fatores são estáveis ao longo do período, não há razão para crer que a variação dos diferenciais estimados esteja comprometida [Griliches (1977)].

23 Note que estas razões diferem ligeiramente daquelas da Tabela 2. Isto se deve ao uso de controles na estimação das equações de salários.

TABELA 5

Evolução dos diferenciais^a de salário associados à educação^b

Ano	Universitária	Secundária	Ginasial	Sem instrução
1976	1,482	0,708	0,283	-0,340
1977	1,408	0,678	0,284	-0,331
1978	1,391	0,681	0,278	-0,341
1979	1,383	0,675	0,274	-0,357
1981	1,339	0,628	0,249	-0,340
1982	1,354	0,639	0,259	-0,346
1983	1,338	0,645	0,259	-0,377
1984	1,344	0,651	0,262	-0,357
1985	1,374	0,660	0,261	-0,365

^aRelativo àqueles com instrução primária.^bTodos os diferenciais são estatisticamente significativos a 1%.

através da técnica econométrica de componentes não-observáveis. Os resultados para o hiato do produto são mostrados na Tabela 6, a seguir. Pode-se constatar, então, que o período entre 1976 e 1981 marca o final de uma época de crescimento bastante acelerado da economia que havia se iniciado no começo dos anos 70, tendo o hiato do produto sido positivo durante todos aqueles cinco anos. O cenário modificou-se, porém, a partir de 1981, quando a atividade econômica retraiu-se e o hiato do produto passou a ser negativo de 1982 em diante, condição em que permaneceu até 1985. Fica, assim, caracterizado o ciclo econômico experimentado pelo Brasil no período sob análise, com o final da década de 70 correspondendo a uma fase de superaquecimento da atividade econômica, enquanto no início da de 80 a economia passa a operar abaixo de sua capacidade plena.

Para verificar a existência de respaldo estatístico para uma associação cíclica entre os diferenciais de salários relativos à educação e a componente cíclica do PIB, faremos uso do teste não-paramétrico do "sinal". A hipótese nula estabelece a independência entre variações naqueles diferenciais e o hiato do produto, contra a hipótese alternativa de que eles estão negativamente correlacionados. Este teste basicamente relaciona a direção das mudanças nos diferenciais ao sinal do hiato do produto, sem considerar as magnitudes de tais mudanças. Para implementá-lo admite-se inicialmente que as duas séries são independentes e calcula-se a probabilidade de que, sendo isto verdade, resultados tão ou mais singulares que os observados possam ser gerados [isto é, o *p-value* do teste].

Os resultados relevantes para implementação deste teste são sumariados na Tabela 6. Lá pode-se perceber que a margem média de salário dos universitários em relação aos trabalhadores com instrução primária diminui em todos os anos da parte superior do ciclo, e, com exceção do ano de 1983, alarga-se quando o

desempenho econômico se encontra aquém do potencial. Assim, o *p-value* associado à hipótese nula de independência entre estas variáveis é igual a 0,035, o que significa dizer que esta é facilmente rejeitada. Comportamento semelhante é observado para os retornos à educação secundária, sendo que o único ano a destoar do padrão anticíclico é 1978. A mesma conclusão, todavia, não é obtida para o caso dos trabalhadores com instrução ginásial e sem instrução. No primeiro caso há duas discordâncias (1977 e 1985), o que eleva o *p-value* para 0,145. É bem verdade que em ambos os anos a diferença entre os diferenciais estimados é mínima, podendo ser até mesmo desconsiderada. Isto não se aplica, porém, aos trabalhadores sem instrução, para quem o padrão é violado três vezes, implicando a aceitação sumária da hipótese nula.

No geral os resultados parecem prover respaldo estatístico à hipótese de *labor hoarding*. Os trabalhadores mais qualificados, universitários e secundaristas, testemunharam um encolhimento de seus salários relativos durante o período expansionista do final dos anos 70, seguidos de ganhos sistemáticos durante a fase de desaceleração econômica imediatamente posterior. Embora a hipótese encontre dificuldades de sustentação para o grupo com instrução ginásial e seja prontamente rejeitada para o caso dos sem instrução, cumpre lembrar que isto pode ser apenas um indício de que educação não é um indicador muito apropriado de qualificação dos trabalhadores, havendo considerável superposição entre grupos educacionais adjacentes em termos de níveis de qualificação e habilidade de seus respectivos membros.

7 - Retornos à educação por setor de atividade e posição na ocupação

Nesta seção procuraremos inspecionar em maiores detalhes os movimentos dos diferenciais de salários por grupos educacionais via análise de seu comportamento para diferentes subgrupos, segundo setor de atividade e posição na ocupação. No que diz respeito à posição na ocupação, conforme pode ser visto na Tabela 7, os empregados foram aqueles que experimentaram as maiores flutuações nas rendas relativas: a margem entre empregados com formação universitária e primária diminuiu em 6,3% no primeiro quadriênio, e aumentou 5,7% no segundo. Os empregadores, por outro lado, não revelam o mesmo padrão anticíclico, havendo uma contínua redução do diferencial ao longo do período. Tal resultado não chega a ser surpreendente, todavia, haja vista que todo o argumento teórico em favor do *labor hoarding* parece muito mais apropriado para a formação dos salários de empregados do que para empregadores. Por último, os autônomos também apresentam uma evolução anticíclica para os rendimentos relativos de trabalhadores qualificados e não-qualificados, embora de forma menos acentuada que os empregados na fase de contração: os diferenciais são reduzidos em 8,0% no final dos anos 70, e crescem apenas 2,1% no início dos 80.

TABELA 6

Ciclo econômico^a e variações nos diferenciais de salário

Ano	Y_c	Universitário	Secundário	Ginasial	Sem instrução ^b
1976	0,118 (+)	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
1977	0,106 (+)	(-)	(-)	(+)	(-)
1978	0,089 (+)	(-)	(+)	(-)	(+)
1979	0,091 (+)	(-)	(-)	(-)	(+)
1981	0,018 (+)	(-)	(-)	(-)	(-)
1982	-0,021 (-)	(+)	(+)	(+)	(+)
1983	-0,126 (-)	(-)	(+)	(+)	(+)
1984	-0,142 (-)	(+)	(+)	(+)	(-)
1985	-0,109 ⁺ (-)	(+)	(+)	(-)	(+)

^aA componente cíclica do produto, Y_c , foi obtida de Pereira (1986).

^bAs variações aqui referem-se ao módulo dos diferenciais de salário.

⁺Nossa estimativa.

n.d. Não disponível.

TABELA 7

Razão entre os rendimentos de trabalhadores com formação universitária e primária por setor de atividade^a e posição na ocupação

Ano	1977	1981	1985
Setor de atividade			
Indústria	4,90	4,59	4,85
Construção civil	7,12	6,34	8,07
Comércio	3,10	2,88	3,24
Serviços	4,39	4,89	4,84
Administração pública	5,59	4,91	5,53
Posição na ocupação			
Empregados	5,45	5,10	5,40
Autônomos	4,24	3,90	3,98
Empregadores	2,53	2,31	2,04

^aNão foram considerados os diferenciais para os setores de Crédito, Transportes e Agricultura (em áreas urbanas) por estes conterem um número demasiadamente pequeno de observações (menos de 0,025% da amostra) em um dos três anos.

As oscilações foram mais significativas no interior dos setores de atividade, especialmente nos casos de Construção Civil e Administração Pública. O primeiro apresentou uma contração de 11% para a razão entre os rendimentos médios dos trabalhadores com instrução universitária e primária no período de superaquecimento econômico, mais do que compensada por um crescimento de 27% na fase de desaquecimento. Os números para Administração Pública foram -12,2 e 12,6%, respectivamente. Os segmentos de Indústria e Comércio seguiram o mesmo padrão, embora de maneira menos marcante (notadamente na primeira fase).

O segmento de serviços constitui-se na grande exceção, revelando uma evolução dos diferenciais algo errática, mais próxima de ser caracterizada como pró-cíclica que o inverso: eles cresceram 11,4% entre 1977 e 1981 e permaneceram basicamente inalterados (queda de 1,0%) entre 1981 e 1985. É possível, com base na grande heterogeneidade e no alto grau de informalidade nas relações empregatícias deste setor, vislumbrar algumas possíveis explicações para este comportamento.

Em primeiro lugar, existe um subconjunto da literatura [ver Ben-Porath (1986) e Teilhet e Waldorf (1983)], que defende que a relação entre escolaridade e rendimentos para os trabalhadores autônomos difere da vigente para o restante da força de trabalho. Dada a super-representação dos autônomos no setor de Serviços,²⁴ o comportamento agregado dos diferenciais associados à escolaridade poderia ser, então, um mero reflexo destas diferenças. Esta hipótese, no entanto, não é corroborada pelos resultados da Tabela 7, pois a desagregação da força de trabalho por posição na ocupação revela que os autônomos tiveram um comportamento anticíclico no que tange aos salários de trabalhadores com formação universitária comparados aos daqueles com instrução primária.

Outra possível explicação tem a ver com a existência de auto-seletividade entre os empregados com baixos níveis de escolaridade no setor, de tal sorte que, quando há um aquecimento na atividade econômica, os mais qualificados dentre eles são atraídos por empregos mais seguros do setor formal, deixando para trás os não tão produtivos. Assim, como este fenômeno não seria importante para os membros mais educados do setor, haveria uma tendência clara de redução do salário dos trabalhadores menos qualificados na parte alta do ciclo, com uma conseqüente elevação da renda relativa entre detentores de instrução superior e instrução primária no setor. Este argumento é respaldado pelos dados da Tabela 8, que mostra que, para o conjunto de empregados em Serviços, ao contrário do que ocorre para empregados como um todo, esta variável comporta-se pró-cíclicamente: cresce de 5,17 em 1977 para 5,54 em 1981, caindo para 5,04 em 1985.

²⁴ Enquanto a fração de autônomos na força de trabalho está abaixo de 1/5, ela chega a 1/3 no setor de Serviços.

TABELA 8

Razão entre os rendimentos médios de trabalhadores com formação universitária e primária no setor de Serviços, por posição na ocupação

Ano	1977	1981	1985
Empregados	5,17	5,54	5,04
Autônomos	3,75	4,01	4,25
Empregadores	2,92	3,12	2,63

8 - Resumo e conclusões

As evidências levantadas neste trabalho tornam claro que houve sensíveis progressos no que tange à elevação do nível de escolaridade da força de trabalho brasileira entre 1976 e 1985. Ocorre uma diminuição na parcela de trabalhadores sem instrução e com instrução primária, juntamente com um aumento na fração dos com formação universitária ou secundária (ver Tabela 1). Paralelamente a estes progressos, ocorreu uma deterioração na distribuição de escolaridade. Conforme pode ser visto na Tabela 2, enquanto a média de instrução subiu 11% naquele período, a desigualdade associada à sua distribuição aumentou em 4%.

Este comportamento da distribuição de educação revelou-se pouco relacionado com as variações observadas na desigualdade de salário. Ainda que variações associadas à partição da força de trabalho, de acordo com o grau de educação formal dos seus membros, possam explicar uma parte considerável das oscilações desta desigualdade, tal se deve basicamente ao comportamento dos diferenciais de salário entre os diversos grupos educacionais (ver Tabela 4): o perfil de salário, conforme medido pelo indicador s^l introduzido na Seção 3, tornou-se significativamente menos inclinado entre 1977 e 1981, voltando aos patamares iniciais entre 1981 e 1985 (Tabela 3).

A economia brasileira passou por fases distintas neste período, englobando o final de uma fase de expansão da atividade econômica (1977/81), seguida de uma fase de contração (1981/85) que, pelo menos durante algum tempo, foi encarada como transitória. Uma hipótese pertinente para o entendimento do comportamento dos diferenciais de salário nestas circunstâncias diz respeito ao efeito de oscilações de curto prazo da atividade econômica nos mercados de trabalho. A literatura sobre *labor hoarding* sustenta que os diferenciais entre mão-de-obra qualificada e não-qualificada tendem a crescer nos períodos em que o hiato do produto é positivo (isto é, o produto efetivo é menor que o potencial) e a diminuir na parte superior do ciclo econômico. Assim, o ajustamento cíclico de emprego e salários seria mais forte no contexto de trabalhadores menos qualificados (instruídos), implicando um padrão pró-cíclico para a evolução da desigualdade de salários.

Os diferenciais de salário estimados a partir de equações de salário convencionais, com controles para idade, setor de atividade, posição na ocupação e região de residência, são contrastados com o hiato do produto na Tabela 6. Os trabalhadores mais qualificados, universitários e secundaristas, tiveram seus diferenciais reduzidos durante o período expansionista do final dos anos 70, acompanhados de ganhos sistemáticos durante a fase de desaquecimento imediatamente posterior. O padrão é menos claro para o grupo com instrução ginásial, e não está presente para os sem instrução. A razão entre o salário médio de trabalhadores com formação universitária e trabalhadores com instrução primária segue o mesmo padrão cíclico a nível de posição de ocupação e setor de atividade, com exceção do grupo de empregadores e do setor de Serviços (ver Tabela 7).

Apesar de encontrar dificuldades de sustentação para o caso de trabalhadores com escolaridade a nível ginásial, e ser rejeitada para a categoria dos sem instrução,²⁵ a hipótese de *labor hoarding* parece sustentada pelos resultados obtidos no trabalho. Há respaldo estatístico em favor de uma resposta anticíclica dos salários relativos de trabalhadores qualificados e não-qualificados. Destarte, podemos concluir que educação não apenas oferece uma melhor inserção no mercado de trabalho, mas também proporciona alguma proteção contra oscilações de curto prazo no desempenho da economia.²⁶ Assim, sob a hipótese de aversão a risco, a contribuição de educação para o bem-estar individual é dupla: primeiro ao permitir o acesso a maiores salários em um determinado instante de tempo e, segundo, por reduzir o grau de incerteza sobre o fluxo futuro dos rendimentos do trabalho. Uma distribuição mais uniforme de escolaridade poderia, portanto, contribuir para redução da desigualdade tanto estática quanto dinâmica.

Apêndice 1 - Definição e evolução da amostra

Este trabalho faz uso da excelente base de dados gerada pela Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios (PNAD), que vem sendo conduzida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) desde meados dos anos 60. Ao longo deste período a PNAD passou por diversas mudanças, tanto em termos de cobertura geográfica quanto no que se refere à natureza da informação levantada, mas vem mantendo sua concepção e formas atuais razoavelmente inalteradas desde 1976. Não obstante um meticoloso trabalho de conformação dos dados seja imperioso para algumas informações específicas, pode-se afirmar com segurança que esta base

²⁵ É oportuno lembrar que a qualidade de escolaridade como *proxy* para o grau de qualificação dos trabalhadores tende a diminuir quando se consideram grupos educacionais adjacentes, em função da maior probabilidade de superposição de outras características individuais relevantes para a qualificação.

²⁶ Vale citar que Jatobá (1989) chega a conclusões similares ao analisar a relação entre o ciclo econômico e a taxa de participação na força de trabalho entre 1979 e 1986. Segundo ele, tanto homens como mulheres mais educados parecem ter sofrido menos com a redução da atividade econômica que aqueles com menor escolaridade.

de dados permite análises consistentes de vários aspectos do desenvolvimento sócio-econômico-demográfico do país daquele ano em diante.

Seleção da amostra

De modo a minimizar problemas decorrentes de heterogeneidade de cobertura da pesquisa no período, peculiaridade no processo de formação de salários e auto-seletividade, o universo de análise foi limitado a indivíduos:

- a) participantes da força de trabalho;
- b) homens;
- c) ocupados;
- d) entre 18 e 65 anos de idade;
- e) trabalhando mais de 20 horas por semana;
- f) em áreas urbanas;
- g) com renda do trabalho positiva;
- h) com todos os atributos de interesse claramente identificáveis.

A evolução da amostra filtro por filtro é descrita na Tabela A.1. Lá podemos perceber que o tamanho da amostra final varia entre um mínimo de 56.145 observações em 1976 e um máximo de 84.570 em 1985, situando-se acima da marca de 70 mil em praticamente todos os anos. Além disso, os percentuais de retenção a cada filtro são bastante estáveis ao longo do período, revelando a consistência temporal dos critérios de amostragem.

TABELA A.1

Evolução da amostra^a

Ano	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985
Homens ocupados	140751	179583	190932	158957	172901	181961	183702	186066	188926
Mais (\geq) de 18 anos	101450	129321	138440	116104	127588	135255	137167	139737	142714
Menos (\leq) de 65 anos	94573	120355	129017	108164	118840	126052	127629	129952	132780
Renda positiva	81987	103848	113268	89736	99449	106602	106202	108486	112972
Mais (\geq) de 20 horas/sem.	81393	102197	109653	64020	98481	105578	105162	107567	112108
Áreas urbanas	56145	70671	77687	64020	74622	80227	79806	80773	84570

^aNúmero de observações após a aplicação cumulativa dos filtros.

Apêndice 2 - Estatísticas gerais

As principais estatísticas para os grupos formados pelas variáveis utilizadas no trabalho são apresentadas na Tabela A.2. Os indivíduos da amostra foram categorizados, para cada uma dessas variáveis, da seguinte maneira:

- Educação (EDUC):

- (1) sem instrução: menos de um ano de escolaridade;
- (2) instrução primária: de um a quatro anos de escolaridade;
- (3) instrução ginasial: de cinco a oito anos de escolaridade;
- (4) instrução secundária: de nove a 11 anos de escolaridade;
- (5) instrução superior: 12 ou mais anos de escolaridade.

- Idade (IDAD):

- (1) de 18 a 24 anos de idade;
- (2) de 25 a 34 anos de idade;
- (3) de 35 a 44 anos de idade;
- (4) de 45 a 54 anos de idade;
- (5) de 55 a 65 anos de idade.

- Setor de Atividade (SET):

- (1) indústria pesada;
- (2) indústria leve;
- (3) construção civil;
- (4) comércio;
- (5) crédito;
- (6) transportes;
- (7) serviços;
- (8) administração pública;
- (9) agricultura.

- Posição na Ocupação (POS):

- (1) empregado;
- (2) autônomo;
- (3) empregador.

TABELA A.2

Estatísticas gerais

(por variável)

Var	Cat ^a	α	β	T	α	β	T	α	β	T
EDUC	1	0,414	0,132	0,35	0,431	0,120	0,30	0,386	0,109	0,30
	2	0,711	0,455	0,43	0,685	0,423	0,31	0,655	0,372	0,40
	3	0,908	0,229	0,44	0,860	0,232	0,36	0,795	0,258	0,43
	4	1,478	0,108	0,48	1,334	0,138	0,39	1,273	0,163	0,42
	5	3,356	0,076	0,35	3,153	0,087	0,29	3,084	0,098	0,33
IDAD	1	0,505	0,248	0,31	0,517	0,236	0,28	0,478	0,229	0,32
	2	1,062	0,307	0,52	1,054	0,318	0,40	1,013	0,327	0,45
	3	1,213	0,223	0,55	1,254	0,225	0,50	1,334	0,230	0,57
	4	1,304	0,153	0,69	1,248	0,149	0,58	1,245	0,143	0,64
	5	1,145	0,068	0,79	1,035	0,072	0,68	1,051	0,071	0,77
POS	1	0,864	0,754	0,53	0,938	0,737	0,49	0,896	0,743	0,54
	2	1,039	0,197	0,54	0,845	0,210	0,42	0,913	0,204	0,53
	3	2,958	0,048	0,55	2,454	0,054	0,41	2,778	0,053	0,45
SET	1	1,114	0,142	0,49	1,281	0,136	0,40	1,190	0,132	0,50
	2	0,809	0,093	0,56	0,828	0,093	0,46	0,785	0,092	0,51
	3	0,665	0,146	0,46	0,613	0,147	0,40	0,552	0,122	0,49
	4	1,045	0,137	0,56	0,905	0,141	0,45	0,971	0,168	0,60
	5	1,894	0,028	0,45	2,017	0,030	0,40	1,885	0,037	0,42
	6	0,957	0,079	0,47	0,984	0,080	0,38	1,021	0,075	0,39
	7	1,125	0,158	0,56	1,119	0,179	0,56	1,060	0,193	0,63
	8	1,275	0,110	0,59	1,176	0,110	0,48	1,247	0,116	0,55
	9	0,738	0,106	1,14	0,732	0,082	0,78	0,761	0,086	0,83

α : Renda média relativa; β : fração populacional; T : desigualdade interna.

^aEstas categorias são definidas na página anterior.

Apêndice 3 - Equações de salários

TABELA A.3

Resultados da estimação das equações de salários^a

Var	Cat	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985
EDUC	1	-0,340	-0,331	-0,341	-0,357	-0,340	-0,346	-0,377	-0,357	-0,365
	3	0,283	0,284	0,278	0,274	0,249	0,259	0,259	0,262	0,261
	4	0,708	0,678	0,681	0,675	0,628	0,639	0,645	0,651	0,660
	5	1,482	1,408	1,391	1,383	1,339	1,354	1,338	1,344	1,374
POS	2	0,288	0,275	0,204	0,231	0,117	0,097	0,171	0,156	0,187
	3	1,029	0,957	0,921	0,852	0,757	0,763	0,855	0,871	0,916
IDAD	1	-0,456	-0,471	-0,468	-0,467	-0,493	-0,512	-0,527	-0,515	-0,522
	3	0,160	0,150	0,163	0,186	0,190	0,202	0,221	0,245	0,225
	4	0,182	0,170	0,175	0,187	0,189	0,212	0,227	0,243	0,227
	5	0,068	0,044	0,061	0,031	0,039	0,072	0,107	0,115	0,082
SET	2	-0,245	-0,217	-0,246	-0,233	-0,294	-0,265	-0,267	-0,296	-0,285
	3	-0,273	-0,230	-0,256	-0,312	-0,405	-0,363	-0,483	-0,480	-0,459
	4	-0,228	-0,185	-0,222	-0,252	-0,350	-0,323	-0,337	-0,353	-0,339
	5	0,078	0,127	0,117	0,117	0,104	0,135	0,124	0,120	0,107
	6	-0,098	-0,049	-0,078	-0,053	-0,138	-0,095	-0,068	-0,099	-0,075
	7	-0,248	-0,211	-0,272	-0,281	-0,365	-0,343	-0,364	-0,393	-0,388
	8	-0,196	-0,173	-0,224	-0,280	-0,331	-0,286	-0,266	-0,321	-0,239
	9	-0,560	-0,515	-0,529	-0,504	-0,572	-0,542	-0,468	-0,491	-0,497
	REG	S	-0,124	-0,124	-0,168	-0,179	-0,066	-0,056	-0,045	-0,002
N		-0,331	-0,288	-0,249	-0,261	-0,089	-0,048	-0,023	0,061	0,044
NE		-0,441	-0,465	-0,440	-0,414	-0,330	-0,320	-0,304	-0,253	-0,281
CO		-0,094	-0,129	-0,122	-0,118	-0,084	-0,061	-0,037	-0,036	0,037
F		2322	2901	3372	2756	3007	3456	3476	3374	3471
R ²		0,477	0,475	0,489	0,487	0,470	0,487	0,489	0,479	0,475
N		56140	70670	77986	64019	74620	80226	79805	80772	84556

^aTodos os coeficientes são estatisticamente significativos ao nível de 1%.

Abstract

This study is concerned with the evolution of the earnings distribution in Brazil from 1976 to 1985. Emphasis is given to the relationship between schooling and inequality, mainly through the inspection of the earnings differentials between skilled and non-skilled labor during the business cycle. The major conclusion is that education affects individual welfare in two ways: it helps to increase it by providing access to significantly higher labor earnings and also by reducing the uncertainty about future streams of income. Thus, a more egalitarian distribution of education contributes to reduce both static and dynamic earnings inequality.

Bibliografia

- BARROS, R. P., MENDONÇA, R. S. Pinto de. *Infância e adolescência no Brasil: as conseqüências da pobreza diferenciadas por gênero, faixa etária e região de residência*. Rio de Janeiro: IPEA, 1990 (Textos para discussão, 202).
- BARROS, R. P., RAMOS, L. *Medidas de desigualdade*. Rio de Janeiro: IPEA, abr. 1991 (Relatório interno, 1).
- BARROS, R. P., REIS, J. G. A. Desigualdade salarial e distribuição de educação: a evolução das diferenças regionais no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 20, n. 3, p. 415-478, dez. 1990.
- BARROS, R. P., SANTOS, E. *A participação do menor no mercado de trabalho brasileiro*: Rio de Janeiro: IPEA, 1991, mimeo.
- BECKER, G. S. *Human capital*. New York: NBER, Columbia University Press, 1964.
- BEHRMAN, J. Schooling in developing countries: which countries are over- and underachievers and what is the schooling impact. *Economics of Education Review*, v. 6, n. 2, p. 111-127, 1987.
- BEN-PORATH, Y. Self employed and wage earners in Israel. In: SCHMEL, U. O. (ed.). *Studies in the Population of Israel*. Jerusalem: Hebrew University, Magres Press, 1986.
- BONELLI, R., SEDLACEK, G. Distribuição de renda: evolução no último quarto de século. In: BARROS, R. P., SEDLACEK, G. (eds.). *Mercado de trabalho e distribuição de renda: uma coletânea*. Rio de Janeiro: IPEA, 1989. (Monografia, 35).
- CASTRO, C. M., GUSSO, D. *O ensino básico: necessidades, prioridades e dúvidas*. Brasília: IPEA/CNRH, 1983. (Documento de trabalho, 6).
- FAY, J. A., MEDOFF, J. L. Labor and output over the business cycle some direct evidence. *American Economic Review*, v. 75, n. 4, p. 638-655, 1985.

- GRILICHES, Z. Estimating the returns to schooling: some econometric problems. *Econometrica*, v. 45, n. 1, p. 1-22, jan. 1977.
- IBGE. *Crianças & adolescentes: indicadores sociais*. Rio de Janeiro, v.2, 1988.
- IPEA. *A criança no Brasil: o que fazer?* Brasília, 1990.
- JATOBÁ, J. *Ciclo econômico e força de trabalho no Brasil urbano*. Recife: PIMES Universidade Federal de Pernambuco, 1989.
- LAM, D., LEVISON, D. *Declining inequality in schooling in Brazil and its effects on inequality in earnings*. s. l. Population Studies Center, University of Michigan, 1989 (Research report, 89-163).
- LANGONI, C. *Distribuição de renda e desenvolvimento econômico no Brasil*. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973.
- LEAL, C., WERLANG, S. Educação e distribuição de renda. In: CAMARGO, J. M., GIAMBIAGI, F. (eds.). *Distribuição de renda no Brasil*. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1991.
- OI, WALTER Y. Labor as a quasi-fixed factor. *Journal of Political Economy*, v. 70, p. 538-555, Dec. 1962.
- PEREIRA, P. V. Estimação do hiato do produto via componentes não-observados. *Revista de Econometria*, v. 6, p. 47-68, 1986.
- RAMOS, L. *The distribution of earnings in Brazil*. Berkeley: University of California Press, 1990.
- . *Desigualdade de renda e crescimento econômico no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 1991 (Texto para discussão, 213).
- RAMOS, L., REIS, J. G. A. Distribuição da renda: aspectos teóricos e o debate teórico no Brasil. In: CAMARGO, J. M., GIAMBIAGI, F. (eds.). *Distribuição de renda no Brasil*. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1991.
- SCHULTZ, T. P. Secular trends and cyclical behavior of income distribution in the United States. In: SOLTOW, L., (ed.). *Six papers on the size distribution of wealth and income*. New York: NBER, 1969.
- SHORROCKS, A. F. The class of additively decomposable inequality measures. *Econometrica*, v. 48, n. 3, p. 613-625, 1980.
- SHORROCKS, A. F., MOOKHERJEE, D. A decomposition analysis of the trend in UK income inequality. *The Economic Journal*, v. 92, n. 368, p. 886-902, 1982.

SOUZA, A. M., SILVA, N. V. *Family background, quality of education, and public and private schools in São Paulo: relationships and effects on school transitions*. Rio de Janeiro, 1991, mimeo.

TEILHET, S., WALDORF, W. H. Earnings of self-employed in the informal sector: a case study of Bangkok. *Economic Development and Cultural Change*, v. 31, n. 3, p. 587-607, 1983.

(Originais recebidos em junho de 1991. Revistos em novembro de 1991).