

Educação e desigualdade da renda urbana no Brasil: 1960/80 *

JACQUES R. VELLOSO **

I — Introdução

Este estudo analisa as relações entre educação e distribuição pessoal da renda do trabalho no Brasil urbano. Baseando-se em dados do Censo de 1970, o trabalho se inicia com o esquema conceitual que considera a educação e a experiência no trabalho como investimentos. Na primeira parte do estudo, empregam-se dados de corte transversal para estudar os efeitos da educação, experiência e emprego sobre a desigualdade da renda. Na segunda parte, analisam-se as mudanças ao longo do tempo. Utilizam-se as estimativas baseadas nos dados do corte transversal, bem como dados de outras fontes, para fazer simulações da distribuição da renda em 1960 e para efetuar projeções sobre sua desigualdade em 1980.

* O presente texto integrava originariamente trabalho que abordava a distribuição da renda numa perspectiva de capital humano e incluía uma análise preliminar dentro do enfoque de segmentação no mercado de trabalho: Jacques R. Velloso, "Training, Employment and Distribution of Earnings in Brazil", trabalho apresentado na Conferência sobre Emprego, Subemprego e Desemprego de Graduados (Paris: OECD, junho/julho de 1975), mimeo. Esse trabalho anterior baseava-se em relatório de pesquisa mais extenso sobre o tema: Jacques R. Velloso, "Human Capital and Market Segmentation and Analysis of the Distribution of Earnings in Brazil, 1970", tese de Ph.D. (Califórnia: Universidade de Stanford, 1975). Agradecemos o apoio financeiro da Fundação Ford para a realização desta pesquisa, assim como a cooperação do IPEA/CNRH e da Fundação IBGE. Os pontos de vista aqui expressos não correspondem necessariamente aos desses órgãos. Agradecemos ainda ao corpo editorial de *Pesquisa e Planejamento Econômico* por valiosas críticas e sugestões para a breve revisão do texto original. A responsabilidade pelas falhas que permaneçam é exclusivamente nossa.

** Da Universidade de Brasília.

Vários estudos sobre distribuição da renda foram realizados no Brasil, utilizando dados dos Censos de 1960 e 1970. Os trabalhos de Hoffmann e Duarte e de Langoni,¹ por exemplo, revelam um substancial aumento na concentração da renda nesta década. Outros pesquisadores, como Fishlow, Hoffmann e Wells,² verificaram que, no período compreendido pelos anos de 1964 e 1967 ou 1968, observou-se uma marcada concentração da renda, bem maior do que as mudanças ocorridas antes ou depois daquela época. Para esses autores, assim como para Hoffmann e Duarte,³ o programa de estabilização do Governo, envolvendo estritos controles de salários, foi o principal responsável pela deterioração da distribuição. Para alguns outros, como Langoni,⁴ o aumento da desigualdade foi uma consequência natural do crescimento econômico. O processo de crescimento teria resultado em: a) mudança na estrutura educacional da população economicamente ativa, com deslocamentos de trabalhadores dos setores de baixa concentração da renda para setores de alta concentração; e b) desequilíbrios no mercado de trabalho, tecnologicamente determinados, onde o trabalho qualificado teria desfrutado de quase-rendas. Esta questão será discutida adiante no estudo, porém desde já cabe anotar dois aspectos fundamentais do processo de desenvolvimento brasileiro no período: elevadas taxas de crescimento econômico, particularmente no final da década de 60, e altas taxas de aumento na oferta de educação, especialmente nos níveis mais elevados de escolaridade.

¹ R. Hoffmann e J. Duarte, "A Distribuição da Renda no Brasil", in *Revista Brasileira de Administração de Empresas*, n.º 12 (abril/junho de 1972), pp. 46-66; e C. Langoni, *Distribuição da Renda e Desenvolvimento Econômico do Brasil* (Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973), Caps. 3 e 4.

² A. Fishlow, "Brazilian Income Size Distribution: Another Look" (Berkeley, Califórnia: Universidade da Califórnia, 1973), mimeo, pp. 4-10; R. Hoffmann, "Considerações sobre a Evolução Recente da Distribuição da Renda no Brasil", *Série de Pesquisa* (São Paulo: Universidade de Piracicaba, 1973), n.º 19, mimeo, pp. 6-22; e J. Wells, "The Distribution of Earnings in Brazil, 1959-1970" (Centro de Estudos Latino-Americanos, Universidade de Cambridge, 1973), mimeo, pp. 1-28.

³ R. Hoffmann e J. Duarte, *op. cit.*

⁴ C. Langoni, *op. cit.*

Os resultados acima e a evidência disponível para outros países⁵ não sugerem uma necessária diminuição da desigualdade como resultado de mudanças na distribuição de educação ou como consequência do crescimento econômico nas nações subdesenvolvidas. Em um estudo exploratório das relações entre crescimento econômico e equidade social, Adelman e Morris,⁶ com dados de corte transversal para 44 países subdesenvolvidos, concluíram que, para os pobres nesses países, "... não há qualquer irradiação automática — ou mesmo provável — dos benefícios do crescimento econômico. Ao contrário, a posição absoluta dos pobres tende a se deteriorar como consequência do crescimento econômico" (p. 189). Embora seus resultados sejam mais sugestivos do que conclusivos — e os próprios autores o admitem — eles nos mostram que a relação entre crescimento econômico e a parcela da renda apropriada pelos 60% mais pobres da população tem uma forma de "u" invertido: níveis extremos de subdesenvolvimento e níveis "elevados" de desenvolvimento estão associados a uma menor desigualdade. Os autores sugerem que, a partir do ponto de inflexão da curva as estratégias para promover a redução na desigualdade devem enfatizar a utilização de recursos humanos.⁷ Mas suas recomendações de estratégias para esse fim tendem a ser relativamente vagas, e sua análise do tema baseia-se essencialmente em interpretações *ad hoc*.

Em nosso estudo, iniciamos a análise com um modelo de capital humano, onde se supõe que a produtividade do trabalhador está

⁵ David Barkin, "Acceso a la Educación Superior y Beneficios que Aporta en México", in *Revista del Centro de Estudios Educativos*, n.º 1 (terceiro trimestre de 1971), pp. 47-74; e R. Hollister, "The Relationships between Education and the Distribution of Income: Some Forays", paper for the OECD Conference on Politics for Educational Growth (Madison, Wis.: University of Wisconsin, 1971), pp. 4-10.

⁶ I. Adelman e C. Morris, *Economic Growth and Social Equity in Developing Countries* (Stanford, Califórnia: Stanford University Press, 1973), Caps. 4 e 5.

⁷ Os autores postulam ainda que os benefícios a serem recebidos pelos pobres, devido à expansão do sistema educacional, na verdade seriam mais uma consequência das melhorias introduzidas no sistema e do aumento de oportunidades de emprego do que propriamente resultado directo dessa expansão. Entretanto, dentro do esquema conceitual em que os autores desenvolvem sua análise, não há motivos para esperar que um aumento na oferta de escolaridade trará, necessariamente, melhoria na qualidade da educação oferecida ou aumento das oportunidades de emprego.

relacionada aos seus ganhos e onde as diferenças em treinamento são consideradas como a principal fonte de diferenciais de produtividade. Estas relações permitem que analisemos o papel que a educação e a experiência teriam na distribuição da renda do trabalho. As suposições implícitas no modelo são pelo menos discutíveis e, além disso, os esquemas analíticos que empregam um modelo de capital humano geralmente apóiam-se em relações de oferta e demanda em situações competitivas, ignorando variáveis de natureza estrutural. Mas cremos ser instrutivo utilizar este modelo como ponto de partida, a fim de avaliar os possíveis efeitos que mudanças na distribuição da educação teriam sobre a desigualdade de renda, e particularmente para comparar esses efeitos com aqueles que resultariam de variações na distribuição dos retornos da educação. Esses procedimentos permitirão avaliar a importância relativa que os dois tipos de efeitos teriam sobre a concentração da renda.

Nossos resultados com dados de corte transversal sugerem que a desigualdade da renda urbana depende estatisticamente da distribuição da educação na força de trabalho e dos retornos da educação. No modelo empregado, a desigualdade também mostra-se dependente, embora em menor grau, da distribuição da experiência no trabalho e de seus retornos, assim como do emprego.

Na etapa seguinte do estudo, simulamos a desigualdade de renda em 1960 e em 1980. Analisando as mudanças no período 1960/70, mostramos que as alterações nos retornos da educação foram mais importantes para o aumento da concentração observada no período do que as modificações no perfil educacional da força de trabalho. Argumentamos que o comportamento das taxas de retorno foi sobretudo consequência da intervenção do Estado na economia e do modelo de desenvolvimento adotado, que incluía uma rigorosa política de controle salarial, e não resultado de livre jogo das forças de mercado nem efeito natural do processo de desenvolvimento.

A simulação da desigualdade em 1960 é complementada pelas projeções da concentração em 1980. Extrapolamos para o período 1970/80 as alterações na composição educacional da força de trabalho ocorridas entre 1960 e 1970 e utilizamos as tendências de mudança nas taxas de retorno da educação na década passada como indicador de seu comportamento na década atual. As projeções indicam um aumento da concentração da renda em 1980, continuando

o processo observado na década anterior. Argumentamos que modificações na distribuição de educação provavelmente não levariam, por si mesmas, a uma distribuição da renda mais igualitária em 1980. Este resultado demandaria políticas salariais diversas da adotada na década anterior, e que beneficiassem mais os trabalhadores situados na base da distribuição do que os trabalhadores de alta renda.

2 — Educação e renda: um esquema conceitual

O esquema conceitual de investimentos em treinamento como em capital humano norteia-se pelas linhas gerais a seguir. A freqüência à escola acarreta custos, tanto em termos de despesas diretas quanto em termos de custos de oportunidade. Supõe-se que as habilidades adquiridas com a educação levem a uma produtividade maior. Se os salários equivalem ao valor do produto marginal do trabalhador, então um acréscimo de educação resulta em renda mais elevada. Assim, o estoque de educação incorporado a um indivíduo é uma fonte de capital humano. Empiricamente, a educação tem sido freqüentemente considerada como a principal fonte de capital humano.

Por outro lado, se o trabalhador não recebe o equivalente ao valor do seu produto marginal, os diferenciais de renda não mais refletirão diferenças nas capacidades produtivas, e o conceito de capital humano não terá significado econômico. Alguns analistas da linha de capital humano argumentam que a teoria ainda é útil quando os indivíduos recebem o equivalente ao produto marginal médio de sua ocupação ou quando são pagos de acordo com o desempenho presente e com o desempenho esperado no futuro.⁸ De qualquer modo, a igualdade salário-valor do produto marginal é “ainda uma suposição não verificada, mantida porque é crucial para o conceito de capital humano e para sua utilização”.⁹

⁸ A teoria ainda seria útil presumivelmente como guia para a tomada de decisões. Ver L. Thurow, *Investment in Human Capital* (Belmont, Califórnia: Wadsworth Publishing Co., 1970), pp. 15-21.

⁹ Thurow, *op. cit.*, p. 22. O autor reconhece que há alguma evidência a indicar que, nos Estados Unidos, o trabalhador não recebe o valor de seu produto marginal. Empregando uma função de produção Cobb-Douglas, estima

Ainda no mesmo esquema conceitual, a experiência no trabalho também pode ser considerada como um investimento em capital humano se conduzir a aumentos de produtividade — e, portanto, da renda. A experiência de trabalho é, então, uma *proxy* tanto para investimentos em treinamento no trabalho, de caráter geral e específico, quanto para “aprender fazendo” no emprego; oportunidades gratuitas para “aprender fazendo” não surgem em mercados de trabalho onde existe mobilidade de mão-de-obra.¹⁰

Um esquema teórico para a distribuição de renda, como função da distribuição de investimentos em educação, em experiência e dos retornos de tais investimentos, é uma consequência natural dos conceitos esboçados acima. Uma interpretação heurística simples dessas relações pode ser feita de acordo com os termos a seguir. Pessoas com níveis educacionais mais elevados têm rendas médias mais elevadas. Se postularmos uma única taxa média de retorno dos investimentos em educação, então uma distribuição mais desigual destes investimentos corresponderia a uma distribuição mais desigual da renda. De modo análogo, para uma determinada distribuição dos investimentos, quanto maior a taxa média de retorno, mais desigual a distribuição da renda, pois esta refletirá mais intensamente os diferenciais de investimento. Postulando taxas de retorno variáveis para uma determinada distribuição de educação, quanto maior a diferença entre as taxas de retorno, isto é, quanto mais desigual for sua distribuição,¹¹ maior será a desigualdade de renda.¹² A aplicação dessa análise à distribuição dos investimentos em experiência e suas taxas de retorno é direta e pode ser feita ao longo das mesmas linhas.

etc que em 1965 os ganhos do trabalho, naquele país, corresponderiam a cerca de 60% do valor de seu produto marginal, e que esta participação teria sido relativamente constante durante os cinco anos anteriores.

¹⁰ G. Becker, *Human Capital* (Nova York: National Bureau of Economic Research e Columbia University Press, 1964), p. 47; e J. Mincer, *Schooling, Experience and Earnings* (Nova York: National Bureau of Economic Research e Columbia University Press, 1974), p. 65.

¹¹ Neste contexto e em outros locais do presente trabalho, entende-se por distribuição mais (menos) desigual aquela em que as taxas de retorno crescem (diminuem) com os anos de escolaridade.

¹² Uma formalização dessas construções teóricas encontra-se em G. Becker e B. Chiswick, “The Economics of Education and the Distribution of Earnings”, in *American Economic Review*, n.º 46 (maio de 1966), pp. 358-369, e em

A análise conduzida neste estudo baseia-se inicialmente numa extensão bastante simples das previsões dos efeitos da educação e da experiência sobre o nível de renda.¹³ Uma variável adicional, incluída em nosso estudo, é a estabilidade de emprego,¹⁴ e isso nos permitiu obter uma aproximação da taxa média de retorno da educação independentemente do tempo de trabalho.

No esquema teórico descrito, pode-se esperar que, mantendo-se constante outros fatores, a distribuição pessoal da renda esteja positivamente associada à: a) distribuição dos investimentos em educação e distribuição de experiência na força de trabalho; b) distribuição do tempo de trabalho; c) magnitude da taxa média de retorno da educação e da remuneração média da experiência; e d) distribuição das taxas de retorno da educação.

A distribuição dos investimentos em educação pode ser estudada num contexto de oferta e demanda, como propõe Becker.¹⁵ A de-

G. Becker, "Human Capital and the Personal Distribution of Incomes: An Analytical Approach", Conferência Woytinsky n.º 1 (Ann Arbor, Mich.: Institute of Public Administration e Department of Economics, Universidade de Michigan, 1967), pp. 12-27, com base num trabalho anterior de G. Becker, *Human Capital*, *op. cit.*, esp. pp. 61-66.

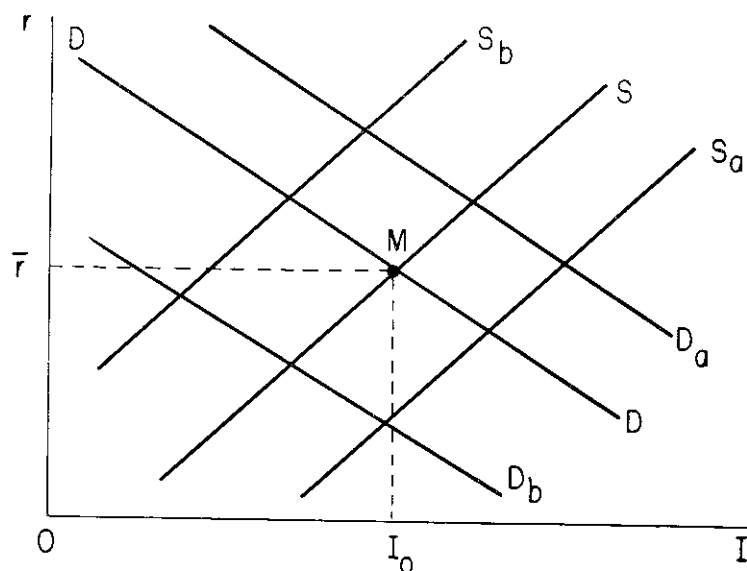
¹³ Em pesquisas acerca dos efeitos da educação sobre o nível de renda no Brasil, as estimativas das taxas de retorno dos investimentos em educação foram relativamente elevadas, freqüentemente iguais ou maiores do que os retornos do capital físico, aparentemente confirmando os ganhos de produtividade associados a incrementos na educação. Para um resumo ver, por exemplo, Claudio M. Castro, "Investimento em Educação no Brasil: Comparação de Três Estudos", in *Pesquisa e Planejamento*, vol. 1, n.º 1 (junho de 1971), pp. 141-152.

¹⁴ Essa variável também pode ser entendida numa abordagem de capital humano, pois investimentos relativamente maiores em educação e experiência aumentariam o custo de oportunidade do tempo da procura de emprego, tendendo a elevar a estabilidade no emprego. Os efeitos alocativos da educação forneceriam, aos trabalhadores mais instruídos, melhores redes de informação sobre oportunidades de emprego, tendo o mesmo efeito sobre a estabilidade do trabalhador. Ver B. Chiswick e J. Mincer, "Time Series in Personal Income Inequality in the United States from 1939, with Projections to 1985", in *Journal of Political Economy*, n.º 80, parte II (junho de 1972), pp. S34-66; F. Welch, "Education in Production", in B. F. Kikker (org.), *Investment in Human Capital* (Columbia, S. C.: University of Carolina Press, 1971), p. 332; e M. Bowman, "Comment", in *Journal of Political Economy*, n.º 80, parte II (junho de 1972), pp. S67-71.

¹⁵ G. Becker, "Human Capital and Personal...", *op. cit.*

manda (D) de recursos para esses investimentos é uma função da taxa de retorno marginal do cruzeiro adicional que é investido, e a oferta de recursos (S) é uma função da taxa marginal de "juros". Essas relações estão ilustradas no Gráfico 1. O ponto de equilíbrio das curvas S e D é M , onde o volume total investido é OI_0 . No modelo, a distribuição da renda e dos investimentos depende da distribuição e formas (elasticidades) dessas curvas.

Gráfico 1
OFERTA E DEMANDA DE EDUCAÇÃO



O modelo considera que a curva da oferta tem um coeficiente angular positivo porque usualmente é mais difícil financiar o investimento em educação à medida que seu volume aumenta.

No modelo, a oferta de recursos varia entre indivíduos, de vez que também existe variabilidade na renda e na riqueza dos pais, na disponibilidade de bolsas de estudo e de empréstimos e na propensão a investir.

A curva de demanda, no modelo, representa a demanda de recursos para investimentos em capital humano. Considera-se que o produto marginal dos acréscimos de capital humano é decrescente. Daí uma taxa de retorno marginal decrescente para os investimentos adicionais e uma curva de demanda com coeficiente angular negativo. A demanda de recursos (ou de treinamento) variaria entre indivíduos por causa de diferenças em habilidades "natas", em atitudes face ao risco e em outras características individuais. Assim, o modelo indica que o total de recursos investidos em capital humano varia entre indivíduos devido a diferenciais na oferta ou na demanda; pessoas com maiores níveis de oferta ou de demanda investiriam relativamente mais do que outras.

Há vários problemas com esse modelo. Reder¹⁶ observa que não fornece base adequada para uma teoria da distribuição da renda pessoal cuja aplicação seja geral: as formas das funções de oferta e demanda não seriam independentes do conjunto de preços de equilíbrio, mas refletiriam e variariam com esses preços. Reder não argumenta contra a existência de uma relação entre distribuição de capital humano e distribuição da renda, mas observa que ambas seriam simultaneamente determinadas pelas preferências do consumidor, pelas técnicas de produção e pela riqueza. A distribuição da riqueza teria uma influência substancial na posição e nas elasticidades das curvas de oferta. Além disso, essas variáveis determinariam as posições e as inter-relações das curvas de oferta e de demanda através dos preços relativos e, também, o volume e a distribuição do estoque de capital (físico e humano), bem como a distribuição da renda. Deste modo, as relações entre a distribuição do capital humano e da renda pessoal dependeriam das relações com essas variáveis exógenas ao modelo.

Na mesma linha de raciocínio, Mincer¹⁷ critica a interpretação dada à dispersão nas curvas de demanda. Embora sua crítica não

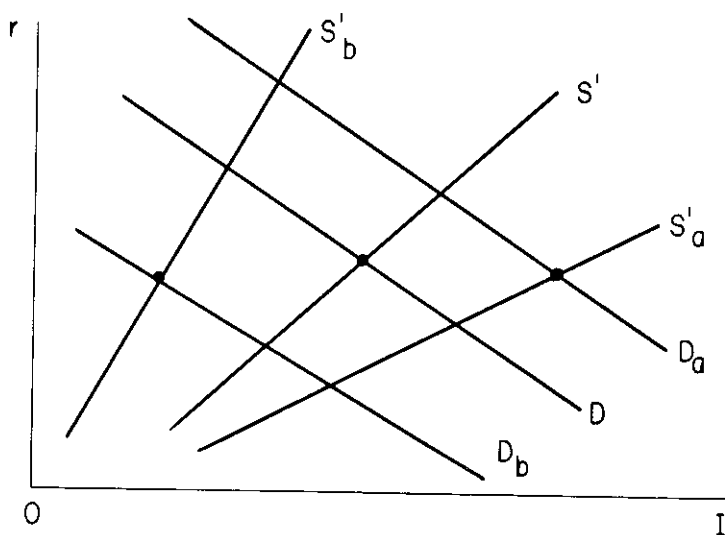
16 M. Reder, "A Partial Survey of the Theory of Income Size Distribution", in Lee Soltow (org.), *Six Papers on the Size Distribution of Income and Wealth* (Nova York: National Bureau of Economic Research e Columbia University Press, 1969), pp. 205-253.

17 J. Mincer, "The Distribution of Labor Incomes: A Survey with Reference to the Human Capital Approach", in *Journal of Economic Literature*, n.º 7 (março de 1970), pp. 1-26.

seja suficientemente desenvolvida, ele observa que parte dessa dispersão, atribuída a diferenças em habilidades "natas", na verdade representaria diferenças de oportunidade. A importância dos contatos sociais e do ambiente no lar não está incluída no processo de investimento descrito pelo modelo.

Essa questão é discutida mais amplamente por Carnoy,¹⁸ quando observa que as diferenças de classe sócio-econômica entre os estudantes tendem a produzir um padrão de curvas de oferta bastante diverso daquele apresentado no Gráfico 1. Esse padrão está representado no Gráfico 2. Para os estudantes de classe sócio-econômica baixa, a probabilidade de alcançar níveis altos de educação é bas-

Gráfico 2
MUDANÇAS NA OFERTA DE EDUCAÇÃO EM FUNÇÃO
DA ORIGEM SÓCIO-ECONÔMICA



¹⁸ M. Carnoy, "Notes on Schooling and Income Distribution", trabalho apresentado no Encontro Anual da Associação de Estudos Latino-Americanos (Madison, Wisconsin, maio de 1973), pp. 2-8, mimeo.

tante pequena, se comparada àquela dos estudantes de classe alta. Para o primeiro grupo, sua curva de oferta (S'_i) poderia ser considerada quase inelástica. Como mostra o Gráfico 2, a elasticidade aumentaria de acordo com a classe sócio-econômica de origem. Tomando-se um caso simples, com três classes sócio-econômicas (baixa, média e alta), as curvas S' representariam sobretudo diferenças nas oportunidades de acesso aos níveis mais elevados de educação, em vez de representar principalmente diferenças "natas" em habilidades. Além disso, os coeficientes angulares das curvas de oferta (no Gráfico 2) tendem a diminuir (em relação aos das curvas no Gráfico 1) à medida que aumenta a classe social de origem do estudante, resultando numa distribuição da renda mais desigual do que no caso anterior. Em resumo, um modelo que representasse mais acuradamente a realidade deveria considerar que as condições de oferta são principalmente determinadas pela classe social de origem do indivíduo e não por suas capacidades individuais.¹⁹

O modelo analítico que será utilizado em nosso estudo é desenvolvido a partir de uma relação entre distribuição da renda e distribuição dos investimentos em educação e suas taxas de retorno, não incorporando os efeitos de variáveis discutidas por Reder e Carnoy, como aqueles relativos à distribuição da riqueza e às diferenças na classe social de origem dos estudantes. Não incluímos os

¹⁹ Críticas mais severas ao modelo descrito têm origem em interpretações alternativas das relações entre educação e renda do trabalho e que também consideram o papel da educação como diferenciador da origem social do indivíduo. Em P. V. Cunha e R. Bonelli, "Estrutura de Salários Industriais no Brasil: um Estudo sobre a Distribuição de Salários Médios em 1970", in *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 8, n.º 1 (abril de 1978), pp. 117-168, que criticam a causalidade atribuída às relações entre educação e renda, encontra-se uma discussão de modelos alternativos. O salário é visto basicamente como um atributo do cargo, variando pouco em função das características individuais (educação e outras) da mão-de-obra. Estas seriam importantes para o acesso às funções desejadas, já que as qualificações necessárias para o eficiente desempenho da ocupação seriam em grande parte adquiridas no próprio trabalho. A educação, como "sinal" identificador da origem social do indivíduo, de suas habilidades cognitivas e de seus padrões de comportamento ao nível afetivo, seria relevante sobretudo como veículo de seleção de trabalhadores novos para as diversas posições hierárquicas da estrutura de produção, e é nesta medida que produziria impacto sobre a diferenciação salarial.

efeitos de classe social de origem sobre o acesso à educação ou sobre os retornos da educação, porquanto o censo demográfico não fornece informações acerca desta variável.

Ao tomarmos a distribuição da educação como dada, não estamos supondo que a mesma seja distribuída aleatoriamente na população nem que as oportunidades de investimento nesse campo estejam igualmente disponíveis para todas as pessoas. Existe abundante evidência, em muitos países, mostrando que a renda da família é um importante fator que influi sobre o nível de educação alcançado pelo filho. No Brasil, vários estudos indicam que o acesso à educação depende da classe sócio-econômica de origem do aluno.²⁰ Esta variável, além de seus efeitos indiretos através da educação, também teria efeitos diretos sobre a renda. Como exemplo, contatos da família no mercado de trabalho podem resultar num emprego relativamente mais bem remunerado ou numa rede de informações de melhor qualidade quando da procura de emprego. Ainda mais importante, o processo de socialização na família, diferenciado por classe sócio-econômica e reforçado pela escola, desenvolveria atributos de personalidade e modos de auto-apresentação compatíveis com certas oportunidades de trabalho e incompatíveis com outras, tendo reflexos diretos sobre a renda.²¹

²⁰ Ver, por exemplo, a resenha de N. Cunha, "Sistema de Ensino no Brasil como Instrumento de Discriminação Econômica e Estratificação Social", in *Revista Brasileira de Estudos Pedagógicos*, n.º 54 (julho/setembro de 1970), pp. 61-71. A classe sócio-econômica de origem tem diversos tipos de efeitos sobre o acesso à educação. Um dos mais importantes é aquele representado pelo peso relativo, no orçamento familiar, dos custos diretos e indiretos da frequência à escola, que são uma variável relevante na decisão dos estudantes das classes baixas e médias de continuarem ou não na escola. Nosso estudo sobre candidatos aos exames de suplência de 1.º e 2.º graus em cinco capitais, envolvendo alunos que se evadiram do sistema educacional formal, revelou que mais da metade dos candidatos abandonou a escola porque necessitava trabalhar ou porque não dispunha de recursos para frequentá-la. Ver J. Velloso, "Exames de Suplência: Candidatos e Rendimento em Cinco Capitais", in *Cadernos de Pesquisa*, n.º 27 (dezembro de 1978), pp. 22-23.

²¹ Ver, por exemplo, a discussão em S. Bowles, "Understanding Unequal Economic Opportunity", in *American Economic Review*, n.º 63 (maio de 1973), pp. 346-358.

A exclusão da variável classe sócio-econômica da função de renda empregada no estudo tem como efeito imediato viesar para cima o coeficiente da variável educação, pois ambas estão positivamente associadas. Num contexto mais amplo, e dentro do esquema de análise inicialmente empregado, há tendência para que sejam superestimados os efeitos de mudanças na distribuição da renda como uma função de variações na distribuição de educação ou nos retornos da educação.

3 — Métodos e dados

O modelo utilizado em nosso estudo para analisar a distribuição da renda deriva da função de renda inicialmente postulada por Becker e Chiswick e posteriormente desenvolvida por Mincer e por Chiswick e Mincer, com a incorporação dos investimentos pós-escolares e da estabilidade no emprego.²² Nessa formulação original, os custos da educação e dos investimentos pós-escolares eram considerados como uma fração k da renda que seria ganha se o indivíduo não estivesse investindo (renda potencial). O modelo supunha que essa fração k era constante entre indivíduos e entre níveis educacionais, o que tornava sua definição empírica idêntica ao número de anos de educação. Contudo, é provável que essa fração — ou seja, a proporção entre os custos totais e a renda potencial — varie entre indivíduos de acordo com os anos de educação e com os períodos de treinamento após a vida escolar. Portanto, adotamos uma suposição menos restritiva, qual seja, a de que esta proporção varie segundo o nível educacional e os anos de educação. Com essas modificações, além de outros ajustamentos devidos à existência de alta colinearidade nas estimativas da formulação original, a função de renda (líquida) pode ser escrita:

$$\ln Y_j = \alpha + r_j^* E_j + r_j' I_j + \delta(\ln L_j) + e_j \quad (1)$$

²² Ver Becker e Chiswick, *op. cit.*; J. Mincer, "The Distribution of Labor...", *op. cit.*, pp. 16-18; e Chiswick e Mincer, *op. cit.* Ver também J. Mincer, *Schooling, Experience...*, *op. cit.*, Cap. 5.

onde $(\ln Y_j)$ é o log natural de renda do j -ésimo indivíduo, I_j representa a idade,²³ $(\ln L_j)$ é o log natural de meses de trabalho, δ é o coeficiente da variável emprego, e sua estimativa mede a elasticidade da renda com respeito ao tempo de trabalho,²⁴ e r_j^* e r_j' representam, respectivamente, a taxa média de retorno da educação e o ganho médio proporcional da experiência para o j -ésimo indivíduo. Seus investimentos médios em educação são medidos por:

$$I_j = \sum_{h=1}^4 N_j^{(h)} q^{(h)} \quad (2)$$

onde $N_j^{(h)}$ é o número de anos de educação completados no h -ésimo nível educacional ($h = 1, \dots, 4$) e $q^{(h)}$ é a proporção média de renda investida e:

$$q^{(h)} = (R^{(h)} + C^{(h)}) / P^{(h)} \quad (3)$$

onde $R^{(h)}$ representa a renda não recebida, $C^{(h)}$ os custos diretos da educação e $P^{(h)}$ a renda potencial.²⁵

²³ A formulação original continha uma aproximação empírica da variável anos de experiência (A) na força de trabalho: $A = (I - E^* - C)$, onde, para cada pessoa, I é a idade e E^* é o número de anos de educação, enquanto que C é uma constante que representa a idade média de ingresso na escola. Assim, naquela formulação, $\ln Y = \alpha' + rE^* + r'(I - S - C) + (\ln L) + e'$. Substituindo na equação (1) do texto, obtemos $\alpha = (\alpha' - r'C)$ e $r^* = (r - r')$. Assim, o coeficiente de I na equação (1) é igual ao da formulação original, e efetivamente as estimativas pelo método dos mínimos quadrados produzem resultados iguais. Entretanto, pela própria construção da variável experiência, existe elevada colinearidade entre experiência e educação, impedindo uma adequada interpretação da função de desigualdade de renda — ver equação (4), adiante — que é fundamental para a nossa análise. Substituímos então A por I em nosso modelo. Isto produz um viés para baixo no coeficiente estimado de educação. Mas a exclusão da variável classe social de origem, discutida anteriormente, vies a coeficiente para cima e o efeito líquido não pode ser determinado *a priori*. Ver J. Velloso, "Training, Employment...", *op. cit.*, pp. 7-9 e 72-75.

²⁴ O tempo de trabalho informado ao censo era em horas por semanas ou meses por ano. A variável é definida adiante no texto.

²⁵ Os investimentos em educação são calculados da seguinte forma: a) multiplica-se o número de anos de educação concluídos em cada nível (do antigo

Se tomarmos a média das variações em r_j^* e r_j' , eles podem ser considerados, respectivamente, como uma taxa média de retorno da educação e um ganho médio proporcional devido à experiência. As estimativas dos parâmetros da equação (1), através do método dos mínimos quadrados, nos darão o ganho médio proporcional da experiência (\hat{r}') e uma aproximação da taxa média de retorno da educação (\hat{r}^*). Mantendo r_j^* e r_j' constantes, determinamos a variância de ambos os lados da equação (1) e obtemos a função de desigualdade de renda:

$$\begin{aligned} \text{Var} (\ln Y) &= (r^*)^2 \text{Var} (E) \\ &+ (r')^2 \text{Var} (I) \\ &+ \delta^2 \text{Var} (\ln L) \\ &+ 2 r^* r' R_{ei} SD (E) SD (I) \\ &+ 2 r^* \delta R_{el} SD (E) SD (\ln L) \\ &+ 2 r' \delta R_{il} SD (I) SD (\ln L) + \text{Var} (u) \quad (4) \end{aligned}$$

primário até o superior) pela fração de ganhos investidos anualmente em cada nível; e b) somam-se os valores anuais, para cada indivíduo, até seu último ano de educação concluído. A fração de ganhos investidos corresponde à razão entre os custos anuais totais da educação e a renda potencial anual. Os custos anuais, estimados pelo autor, incluem custos institucionais, despesas diretas dos estudantes e ganhos não recebidos. A renda potencial, também estimada pelo autor, a partir de dados do censo demográfico, é definida como o ganho anual de um trabalhador não-estudante, de nível de escolaridade e faixa etária correspondente aos da série e nível de educação pertinente. A renda não recebida é igual à renda potencial (ajustada pela possibilidade de trabalho durante as férias escolares) menos a renda média dos estudantes, que também foi estimada com dados censitários. Como exemplos dos cálculos efetuados, tomemos o valor de q para cada série do nível ginásial, na região Sudeste (os cálculos foram feitos por região geoeconômica e posteriormente agregados para todo o País), em cruzeiros de 1970: $q = (736 + 511) / 1290 = 0,967$. Supondo-se que o indivíduo de nosso exemplo tenha completado o antigo ginásial (com quatro séries), soma-se ao produto $(0,967 \times 4)$ o valor de seu investimento em cinco anos de primário, resultando em 5,32, valor de E_j no caso em apreço. Ver J. Velloso, "Human Capital...", *op. cit.*, pp. 49-60, 207-210, 222-244, 247-270.

onde, em geral:²⁶

$SD (X) =$ desvio-padrão da variável X_j ;

$Var (X) =$ variância da variável X_j ; e

$R_{xz} =$ correlação de ordem zero entre as variáveis X_j e Z_j .

Para avaliar a função de desigualdade de renda, inserimos na equação (4) as estimativas dos parâmetros da equação (1), bem como os desvios-padrão, as variâncias e as intercorrelações das variáveis explicativas. A concentração da renda é medida pela variância do logaritmo natural de renda, $Var (\ln Y)$. Os três primeiros termos no lado direito correspondem a três componentes da desigualdade: educação, idade e emprego; seus efeitos sobre a distribuição relativa da renda podem ser facilmente avaliados. Os outros três termos correspondem aos efeitos conjuntos da educação-idade, da educação-emprego e da idade-emprego.

Desprezando $Var (u)$, a equação (4) é simplesmente uma decomposição da variância do log da renda que é explicada pela regressão (R^2). Assim, podemos facilmente calcular a fração da variância explicada que é atribuível a cada componente, bem como a fração da variância total (nossa medida de desigualdade) que é por eles explicada. Na equação (4), a desigualdade de investimentos em educação é medida por $Var (E_j)$, a estabilidade de emprego por $Var (\ln L_j)$ e $Var (I_j)$ descreve a variância de idade.

Se admitirmos que os coeficientes dos investimentos em educação (r^*) e da idade (r') variam, e se os considerarmos como não correlacionados entre si e como variáveis aleatórias independentes de

²⁶ Assinalamos: $Var (bx_j) = b^2 Var (X_j)$, onde b é um parâmetro:

$$Var (X_j + Z_j) = Var (X_j) + Var (Z_j) + 2 Cov (X_j, Z_j);$$

$$Cov (X_j, Z_j) = R_{xz} SD (X_j) SD (Z_j)$$

Supomos que o coeficiente da variável emprego não varie de um indivíduo para outro. Supomos também, como conseqüência natural do modelo de regressão, que o resíduo não está correlacionado com as variáveis explicativas.

E_j e I_j ,²⁷ obteremos a versão ampliada da função de desigualdade da renda:²⁸

$$\begin{aligned}
 \text{Var} (\ln Y) = & [(r^*)^2 + \text{Var} (r^*)] \text{Var} (E) \\
 & + [r']^2 + \text{Var} (r') \text{Var} (I) \\
 & + \bar{E}^2 \text{Var} (r^*) + \bar{I}^2 \text{Var} (r') \\
 & + \delta^2 \text{Var} (\ln L) \\
 & + 2r^*r' R_{ei} \text{SD} (E) \text{SD} (I) \\
 & + 2r^* \delta R_{ei} \text{SD} (E) \text{SD} (\ln L) \\
 & + 2r' \delta R_{il} \text{SD} (I) \text{SD} (\ln L) + \text{Var} (u) \quad (5)
 \end{aligned}$$

As derivadas parciais da equação (5) nos permitirão estimar as mudanças na concentração da renda que seriam ocasionadas por alterações nas variáveis de interesse. Em nosso estudo, faremos projeções a médio prazo da concentração da renda, utilizando as tendências observadas no período 1960/70 e tomando 1970 como ano-base. Ao decompor a variância observada do log da renda em sua variância entre grupos e intragrupos poderemos dar mais um passo em nossa análise. Definindo cada grupo como um nível educacional, poderemos analisar os efeitos das variações na distri-

²⁷ Notamos que a variância do produto de duas variáveis aleatórias independentes X_j e Z_j é dada por:

$$\text{Var} (X_j Z_j) = \bar{X}^2 \text{Var} (z_j) + \bar{Z}^2 + \text{Var} (X_j) + \text{Var} (X_j) \text{Var} (Z_j)$$

Este resultado é utilizado para obter a equação (5).

²⁸ Ver G. Becker, "Human Capital...", *op. cit.*, pp. 62-63, e Chiswick e Mincer, *op. cit.*, para um exame da ambigüidade da correlação entre r_j e I_j . Para os EUA, alguma evidência encontra-se em J. Mincer, *Schooling, Experience...*, *op. cit.*, pp. 92-93. Estimando os parâmetros para a função $\ln Y_j = \alpha + r S_j + r^{**} S_j^2 + (\ln W_j) + v_j$, onde S_j representa anos de educação e W_j o número de semanas trabalhadas no ano, verificou ele que o coeficiente \hat{r}^{**} não é significativamente diferente de zero. Notemos que $\partial (\ln Y) / \partial S = (\hat{r} + 2r^{**} S)$ (dado que o valor estimado de r^{**} era negativo) corresponde a uma aproximação das taxas marginais de retorno da educação. Portanto, um valor de \hat{r}^{**} que não é significativamente diferente de zero sugere que as taxas marginais não variariam sistematicamente entre níveis de escolaridade quando o tempo de trabalho fosse padronizado pelas semanas trabalhadas no ano.

buição das taxas médias de retorno da educação sobre a desigualdade da renda e comparar tais efeitos com os resultados de alterações nas variáveis explicativas.

A fonte básica dos dados é uma amostra de 1,27% do Censo Demográfico de 1970. A população em estudo restringe-se a brasileiros na força de trabalho civil no setor urbano, do sexo masculino, não-estudantes.²⁹ O estudo inclui os que estavam desempregados mas procurando emprego à época do censo. A população também se restringe a pessoas entre 14 a 60 anos, com renda monetária diferente de zero. Todos os dados sobre renda e custos da educação foram ajustados através de um índice de diferenças de custo de vida.³⁰

A renda do trabalho é representada pelas declarações de rendimento fornecidas ao censo, pois ainda restringimos a população em estudo a empregados e profissionais autônomos, excluindo empregadores e outras pessoas que trabalham por conta própria.³¹ A

²⁹ Os estudantes que trabalham estão excluídos da amostra. Suas atividades escolares, quando diurnas, representam uma limitação ao trabalho em tempo integral. Uma vez que o modelo adotado não prevê a distinção entre estudantes e não-estudantes, os efeitos da variável tempo de trabalho, para o primeiro grupo, não seriam comparáveis aos efeitos no restante da população.

³⁰ Os ajustamentos para diferenciais de custo de vida foram efetuados através de um índice construído com os salários mínimos por município. O ajustamento da renda mostrou-se satisfatório, pois várias medidas de concentração revelaram valores menores para os dados de renda ajustados do que para os não ajustados. A variância do logaritmo da renda diminuiu de 0,752 para 0,717 (renda anual). Os índices de Gini e de Theil foram reduzidos de 0,518 e 0,541 para 0,512 e 0,533, respectivamente (renda mensal). Os ajustamentos também foram aplicados aos dados utilizados para calcular a renda potencial e a não recebida. Os dados de custos da educação foram ajustados com um índice de valores regionais, construído a partir dos salários mínimos médios em cada Estado, ponderados pela participação da PEA por Estado no total da região.

³¹ O ponto de partida da análise desenvolvida no trabalho é um modelo de investimento em capital humano. Aí não cabem os empregadores, de vez que sua renda não é função desses investimentos. Já para os autônomos, parte dos diferenciais de seus ganhos seria, no modelo utilizado, função de diferenças de escolaridade, e parte seria função de diferenças de investimentos em capital físico nos seus escritórios, oficinas, etc. Na categoria de autônomos, optou-se por incluir apenas os profissionais de nível superior. Para estes, a razão investimentos em capital humano/investimento em capital físico provavelmente seria bastante menor do que para os demais autônomos.

renda média mensal foi multiplicada por 12 para obtermos uma medida anual da variável dependente.³² Os anos de escolaridade utilizados no cálculo dos investimentos em educação referem-se ao último ano completado pelo entrevistado, ao qual se perguntou também a idade.

Uma medida adequada da estabilidade no emprego é o número de meses de trabalho por ano ou o número de semanas de trabalho por mês ou por ano. Para as atividades agrícolas e extrativas (excluindo mineração), o censo registra quatro intervalos de classe para o número de meses de trabalho no período de 12 meses anterior à data do censo. Utilizamos pontos médios desses intervalos de classe para representar o número de meses de trabalho por ano nessas atividades. Para as atividades não agrícolas, as informações encontram-se em quatro intervalos de classe de horas de trabalho na semana anterior à data do censo, e aqui também tomamos os pontos médios de cada intervalo. Como nosso estudo original incluía tanto as atividades agrícolas quanto as não agrícolas, a fim de obter uma medida comum da estabilidade de emprego esses pontos médios foram convertidos em meses de trabalho, supondo-se que um número maior de horas de trabalho corresponda a mais semanas e, portanto, a mais meses por ano.³³

4 — Educação e desigualdade de renda em 1970

Os efeitos das variáveis explicativas sobre a distribuição da renda podem ser analisados utilizando-se a função de desigualdade de renda — equação (4) — na qual inserimos as estimativas dos coeficientes das variáveis educação, idade e emprego, bem como das

³² No cálculo da renda anual, o procedimento adequado, para os empregados que se beneficiam da legislação trabalhista, seria multiplicar a renda mensal por 13. Contudo, o mesmo não se aplica aos profissionais autônomos. Optou-se por considerar, para o conjunto da população em estudo, 12 meses de salário por ano.

³³ A existência de casos que não satisfazem a esta suposição tende a atenuar os efeitos da variável emprego sobre a renda. Ver discussão adiante.

correlações, variâncias e desvios-padrão dessas variáveis. Os parâmetros de função de renda – equação (1) – foram estimados pelo método de mínimos quadrados comuns, e obtivemos (razões *t* entre parêntescs):³⁴

$$\text{LOGY} = 6,411 + 0,172 \text{ EDU} + 0,022 \text{ IDA} + 0,190 \text{ LOGL} \quad (6)$$

(2.120,9)
(958,3)
(188,9)

$$R^2 = 0,497$$

$$N = 5.865.794$$

As estimativas da função de desigualdade de renda são apresentadas na Tabela 1. Na primeira coluna encontram-se as contribuições dos componentes educação, idade e emprego, bem como as contribuições conjuntas dessas variáveis para a concentração da renda. As contribuições relativas dos componentes encontram-se na coluna adjacente e são necessárias para uma análise comparativa da desigualdade de renda. Dado que a variância residual pode diferir entre populações diversas, variações no tamanho da contribuição em diferentes estimativas não refletem necessariamente alterações na importância *relativa* de cada componente.

O poder explicativo do modelo também pode ser obtido a partir da função de desigualdade de renda. A variância do log de renda explicada pelo modelo é $\text{Var}(Y)^* = 0,356$ e a desigualdade de renda observada é $\text{Var}(Y) = 0,717$. Assim, $R^2 = 0,356/0,717 = 0,497$, que é o coeficiente de determinação apresentado anteriormente. Note-se que, dado o grande número de casos, $\bar{R}^2 = R^2$. Isto é válido também para as outras estimativas apresentadas no estudo.

³⁴ Os resultados apresentados foram obtidos a partir de dados da amostra de 1,27% do Censo Demográfico de 1970. A Fundação IBGE, após análise dos dados colhidos, na qual foram efetuadas comparações com a amostra de 25% e com o universo, ponderou diferencialmente os casos da amostra de 1,27%. Os fatores de ponderação correspondem a fatores de expansão, corrigidos para os diferentes subgrupos de indivíduos da amostra. O valor médio dos fatores de expansão corrigidos é de aproximadamente 78. As regressões foram estimadas para a amostra expandida (diferencialmente) e os valores de *N* que aparecem no texto correspondem ao número de casos do universo. Nestas circunstâncias, a informação relativa aos valores *t* não é estritamente indispensável, já que os testes de hipótese também não o são.

TABELA 1

*Contribuições de investimentos em educação, idade e emprego
para a desigualdade de renda em 1970*

Componentes*	Efeitos	Efeitos Relativos (%)
(E)	0,280	78,7
(I)	0,057	16,0
(L)	0,002	0,6
(E,I)	0,020	5,7
(E,L)	-0,003	- 0,7
(I,L)	-0,001	- 0,1
Desigualdade Explicada = $Var(Y)$	0,356	100
Desigualdade Observada = $Var(Y)$		0,717
$R^2 = Var(Y)^* / Var(Y)$		0,497

FONTE: Amostra de 1,27% do Censo Demográfico de 1970.

*Cada componente corresponde a um dos termos do lado direito da equação (5), na ordem em que aparecem no texto.

O componente educação (retorno e distribuição da educação) tem o maior efeito positivo sobre a desigualdade de renda: ele é responsável por 79% da variância explicada no log da renda. O efeito do componente idade também é positivo, mas corresponde apenas a 1/5 dos efeitos da educação. A distribuição relativa do emprego também tem um efeito positivo sobre a distribuição da renda, porém bastante reduzido.

Os resultados indicam uma contribuição positiva e significativa da distribuição da educação, da experiência e do emprego para a concentração da renda do trabalho. Isso implicaria que, permanecendo constantes os demais fatores, quando aumentasse a variância dos investimentos em educação na força de trabalho também aumentaria a desigualdade de renda. Continuando com a suposição *caeteris paribus*, a mesma inferência seria válida para a distribui-

ção da experiência — aproximada pela distribuição da idade — e para a distribuição relativa do emprego.

Esses resultados estão de acordo com estudos realizados nos EUA (Estados como unidades de observação),³⁵ Canadá (províncias), Países Baixos (regiões geoeconômicas), México (amostra de trabalhadores do sexo masculino) e Porto Rico (força de trabalho do sexo masculino).³⁶ Num estudo envolvendo grande número de países desenvolvidos e em desenvolvimento, Lydall³⁷ também encontrou uma relação positiva entre desigualdade de educação e desigualdade de renda.

A função de desigualdade de renda também indica que quanto maior a taxa média de retorno da educação e/ou quanto mais elevado o ganho médio proporcional da experiência, maior a concentração da renda, mantidas constantes as demais variáveis. Por outras palavras, para uma mesma distribuição de investimentos em educação (ou experiência), à medida que o retorno médio da educação (ou da experiência) aumenta, a distribuição da renda torna-se mais desigual. Note-se que aqui nos referimos a um retorno *médio* da educação, mas variações nas taxas de retorno também produziriam um efeito relevante sobre a distribuição da renda. Na próxima seção, analisaremos os efeitos de variações nas taxas de retorno.

Nossos resultados contrastam acentuadamente com os de Chiswick e Mincer³⁸ para os Estados Unidos, onde o componente educação é pequeno se comparado aos efeitos relativos da idade e do emprego.³⁹ A diferença no valor do componente educação pode ser

³⁵ Becker e Chiswick, *op. cit.*, e B. Chiswick, *Income Inequality: Regional Analysis within a Human Capital Framework* (Nova York: National Bureau of Economic Research, 1974), Cap. 4.

³⁶ B. Chiswick, *op. cit.*, Cap. 4 e 5.

³⁷ H. Lydall, *The Structure of Earnings* (Londres: Oxford University Press, 1968), pp. 209-214.

³⁸ B. Chiswick e J. Mincer, *op. cit.*, pp. 534-66. Os autores valeram-se de dados censitários de 1959 para a força de trabalho masculina, exclusive atividades agrícolas.

³⁹ O estudo não informa as contribuições *relativas*, mas elas podem ser calculadas a partir dos resultados apresentados. Estas são: educação = 14,5%; idade = 41,3%; emprego = 49,3%. Ver B. Chiswick e J. Mincer, *op. cit.*, p. 542.

devida a uma taxa média de retorno mais elevada e/ou a uma dispersão dos investimentos em educação. A identificação do fator responsável por essa diferença requer uma redefinição da nossa variável educação, pois os resultados não são estritamente comparáveis. No estudo aludido, os autores mediram a variável educação em “equivalentes de tempo” que empiricamente correspondem a anos de escolaridade, enquanto nós medimos a variável em “equivalentes de custos”. Estimando nova regressão para os dados brasileiros⁴⁰ e avaliando uma nova função de desigualdade de renda, o componente educação mantém sua contribuição relativa de 78%, e a taxa média de retorno estimada é de 14%. A variância dos anos de educação é bastante semelhante nas populações estudadas no Brasil e nos Estados Unidos; entre elas há uma diferença de apenas 8%. Todavia, a diferença entre as taxas médias de retorno, o outro fator do componente educação, é substancial: ela é da ordem de 1/3.⁴¹ Assim, a maior magnitude relativa do componente educação no caso brasileiro, quando comparada às estimativas para os Estados Unidos, seria atribuível à diferença entre as taxas de retorno.

Essas comparações referem-se a dois momentos no tempo: 1970 (Brasil) e 1959 (Estados Unidos). Não há resultados disponíveis com dados censitários de 1969 naquele país, mas há evidências que indicam ter a taxa média de retorno decrescido durante a década passada.⁴² Já que a variância dos anos de educação tem exibido uma tendência igualmente de declínio,⁴³ o efeito do componente

⁴⁰ Nesta nova regressão, a variável educação é medida de forma idêntica à adotada pelos autores, e obtém-se:

$$\ln Y = 6,198 + 0,141 \text{ EDU}^* + 0,023 \text{ IDA} + 0,186 \text{ LOGL}$$

(2.125,1) (99,7) (184,3)

$$R^2 = 0,497; N = 5.865.794$$

⁴¹ A variância dos anos de educação nos dados brasileiros e americanos é 14,03 e 12,95, respectivamente. O coeficiente de educação estimado para os Estados Unidos é 0,11.

⁴² M. Carnoy e D. Marenbach, “The Return to Schooling in the United States, 1939-1969”, in *Journal of Human Resources*, n.º 10 (1975), pp. 312-331.

⁴³ Dados de Chiswick e Mincer, *op. cit.*, Tabela B10, p. S64.

educação na variância do logaritmo da renda seria ainda menor em 1969 do que 10 anos antes.

A evidência para outros países poderia sugerir um padrão semelhante, ou seja, em países de maior nível de desenvolvimento a magnitude relativa do componente educação seria menor.⁴⁴ Há resultados que aparentemente indicam uma associação negativa entre a taxa média de retorno da educação e a desigualdade dos anos de educação na força de trabalho, por um lado, e o nível de desenvolvimento dos países, por outro.⁴⁵ Da perspectiva de capital humano, esse quadro representaria uma diminuição da desigualdade de renda, acompanhando o crescimento econômico.

Entretanto a evidência é de fato contraditória,⁴⁶ e além disso comparações a partir de dados de corte transversal para países com diferentes níveis de crescimento econômico podem levar a influências enganosas quanto a mudanças ao longo do tempo num dado país. E o Brasil é um exemplo desse caso. Assim, na década passada assistimos a um aumento da desigualdade nos anos de educação, conseqüência de uma expansão relativa mais rápida da oferta de educação a nível de 2.º grau (antigo ginásial) e do superior. Para a atual década, tudo indica que a tendência continuará. Nesse mesmo período, assistimos também a uma elevação da taxa média de retorno da educação⁴⁷ e, como se discute adiante (Subseção 5.2),

⁴⁴ As taxas médias de retorno (estimadas por regressão) para o México e Porto Rico são maiores do que para os Estados Unidos, e o componente educação — $(\bar{r}^*)^2 \text{Var}(E^*)$ — de uma função de renda reduzida — $\ln Y = f(EDUC^*)$ — apresenta comportamento semelhante. Ver B. Chiswick, *op. cit.*, Cap. 4, esp. Tabelas 4.2 e 4.3.

⁴⁵ Nas estimativas de G. Psacharopoulos e K. Hinchliffe, *Returns to Education* (San Francisco e Washington: Jossey-Bass, 1973), Tabela 6.2 e pp. 92-93, a taxa média de retorno é de 18% em países com renda *per capita* de 1.000 dólares ou mais, de 10% em países com renda *per capita* abaixo desse nível. Nos resultados de H. Lydall, *op. cit.*, Tabela 7.1, p. 2a, a distribuição de anos de educação na força de trabalho, medida pelo coeficiente de Lorenz, é maior nos países em desenvolvimento que nos desenvolvidos.

⁴⁶ Um exame mais detido dos resultados de G. Psacharopoulos e K. Hinchliffe, *op. cit.*, revela que dentro do grupo de países desenvolvidos a taxa média de retorno *cresce* à medida que sobe o nível da renda *per capita*.

⁴⁷ Em M. Carnoy, *op. cit.*, encontram-se estimativas das taxas médias de retorno (primário incompleto x superior completo) no período.

essa tendência deve continuar na atual década. Assim, mesmo numa abordagem de capital humano, no caso brasileiro as perspectivas seriam de aumento da desigualdade da renda.

Retornando às comparações dos nossos resultados com os de Chiswick e Mincer, analisemos as diferenças encontradas no componente idade. Sua contribuição relativa, no caso brasileiro (16%), é menos da metade daquela encontrada para os Estados Unidos. Em nossos resultados, a variância da idade é apenas um pouco maior (4%) do que a da população estudada naquele país, porém o oposto se verifica para o coeficiente da idade; nossa estimativa corresponde a quase metade do valor obtido para os dados censitários americanos.⁴⁸

Essas comparações sugerem que a diferença no valor do coeficiente é o principal fator responsável pela maior contribuição do componente idade naquele país. Numa abordagem de capital humano, onde este coeficiente seria indicador de diferenciais nos retornos dos investimentos pós-educacionais, surge a hipótese de variações na rentabilidade destes em relação à dos investimentos em educação. Nessa hipótese, o crescimento da oferta de educação, em circunstâncias onde a força de trabalho é altamente escolarizada, resultaria em um decréscimo no valor relativo da educação. A experiência tornar-se-ia um bem comparativamente mais escasso, comandando retornos mais elevados. Contudo, mesmo numa perspectiva de capital humano, a comparação dos resultados não fornece apoio adequado à hipótese. Em nossos dados aproximamos a renda do trabalho, excluindo da população os empregadores, mas eles encontram-se presentes nos dados americanos. Sua presença viesaria para cima o coeficiente da experiência, de vez que idade e riqueza têm

⁴⁸ Os coeficientes em nossa população e naquela estudada por Chiswick e Mincer são, respectivamente, 0,02 e 0,04. A função de renda empregada por esses autores contém uma aproximação empírica da variável anos de experiência na força de trabalho (ver nota 23). A formulação original de sua função de renda continha um termo "experiência ao quadrado", que foi suprimido no modelo estimado. Devido a essa exclusão, os autores empregaram, no cálculo da função de desigualdade de renda, um valor para o coeficiente da experiência que corresponde à metade do valor originalmente estimado. Assim, as diferenças entre nossos resultados e os daqueles autores são efetivamente maiores do que as apresentadas no texto.

associação positiva. Nessa perspectiva, tanto o maior coeficiente da "experiência" quanto a maior contribuição relativa do componente na desigualdade da renda, naquele país, podem estar refletindo os efeitos dos retornos de capital físico.

Na contribuição do componente emprego, que no estudo de Chiswick e Mincer representa cerca de 50% da variância explicada do log da renda, está a maior diferença entre os nossos resultados e os desses autores. Um coeficiente mais elevado para a variável emprego, uma variância relativa maior desta variável,⁴⁹ ao lado de sua associação mais intensa com o log da renda, consistem, do ponto de vista estatístico, nos fatores responsáveis pela diferença registrada. Ainda nesta perspectiva, a comparação dos resultados destaca a menor importância relativa dos componentes educação e idade, no caso americano, aos quais se pode atribuir cerca de 30% da variância do log da renda, e a relevância estatística desses componentes no caso brasileiro, aos quais é atribuível a totalidade dos 50% da desigualdade que são explicados pela regressão.⁵⁰

Cabe aqui uma análise sucinta da variável emprego. A correlação de ordem zero entre o log da renda e a variável emprego é muito baixa, e sua contribuição para a desigualdade de renda no setor urbano é igualmente reduzida. Poder-se-ia então argumentar que não é plausível a suposição de um maior número de horas de trabalho por semana associado a um número de meses de trabalho

⁴⁹ Os valores do coeficiente e da variância do log do tempo de trabalho são, respectivamente, 0,19 e 0,061.

⁵⁰ Pode-se calcular a magnitude da contribuição desses componentes através de uma função de desigualdade de renda onde o componente emprego seja eliminado. Assim, esta função se reduz a três termos:

$$Var (Y) * \cong (E) + (I) + (E,I)$$

Estes três termos foram anteriormente avaliados (Tabela 1), e para os dados brasileiros obtém-se aproximadamente:

$$Var (Y) * \cong 0,280 + 0,057 + 0,020 \cong 0,357$$

Para os dados americanos:

$$Var (Y) * \cong 0,064 + 0,181 - 0,049 \cong 0,196$$

Dado que a variância explicada é $R^2 = Var (Y) * / Var (Y)$, para os dados brasileiros $R^2 \cong 0,357 / 0,717 \cong 0,50$ e, para os dados americanos, $R^2 \cong 0,196 / 0,648 \cong 0,30$.

por ano. Contudo os dados sugerem que a aproximação feita é adequada. No setor rural, a maioria dos indivíduos declarou o número de meses trabalhados e, no setor urbano, a maioria das pessoas declarou o número de horas semanais de trabalho. Ora, a variância de nossa variável emprego (em logs) é 0,062 para o setor rural e 0,060 para o setor urbano, ou seja, uma diferença desprezível.

Assim, a resposta à discrepância entre a expectativa de um substancial efeito do emprego sobre o nível de distribuição da renda e o pequeno efeito observado poderia estar na natureza das informações fornecidas ao recenseador. É possível que as informações sobre tempo de trabalho não sejam bastante exatas, resultando numa atenuação dos efeitos do emprego sobre a renda.⁵¹

A fonte dos reduzidos efeitos do emprego sobre a renda também pode originar-se da informação sobre rendimentos, fornecido ao censo. Como já assinalamos, o dado do censo é a renda média mensal que, multiplicada por 12, resultou em nossa variável renda anual. É possível que alguns trabalhadores com rendas mensais não variáveis tenham declarado sua última renda mensal em vez da média anual. Se, além disso, esses trabalhadores não estiveram empregados o ano todo, o resultado seria uma redução da correlação entre o log da

⁵¹ Parece que essa atenuação teria sido homogênea quanto aos diversos grupos e setores da população em estudo. Assim, por exemplo, a variância do log de meses de trabalho para todos os empregados rurais, incluindo analfabetos, é de 0,098, enquanto que para trabalhadores rurais, excluindo analfabetos, é de 0,062. No setor urbano, a variância para autônomos qualificados, excluindo profissionais e gerentes, mas incluindo analfabetos, é de 0,081. A variância observada para trabalhadores autônomos "marginais" (trabalhadores manuais sem uma ocupação específica e outros como engraxates, sapateiros, jardineiros) é muito maior, ou seja, 0,133. Portanto, apesar da hipótese de atenuação, os resultados são comparáveis entre os diversos grupos. As informações parecem ser mais ou menos homogêneas na direção da média, mas a magnitude relativa da dispersão entre os diferentes grupos está de acordo com a expectativa de que indivíduos mais qualificados estão menos sujeitos a desemprego. Outra hipótese explicativa, mas que não exclui a anterior, é a de que a suposta correspondência entre mais horas de trabalho por semana e mais meses de trabalho por ano de fato não se verifica na maioria dos casos. Isso significa que a variável tempo de trabalho não seria um indicador adequado da estabilidade do emprego, embora a variável ainda fosse útil para padronizar os efeitos da educação e da experiência sobre a renda.

renda e o log do tempo de trabalho. Há evidência sugerindo que isso pode ter acontecido. Para as pessoas que trabalham por conta própria a correlação ainda é fraca, porém maior do que para os empregados, já que a renda mensal dos autônomos é tipicamente variável durante o ano e, portanto, é menos provável que estes declarassem sua renda no último mês.

Não dispomos de mais informações para estudar as hipóteses levantadas. De qualquer modo, deve estar evidente que elas não implicam um viés para cima nas contribuições da educação e da idade para a desigualdade de renda; antes, sugerem que a contribuição total do componente emprego pode ser maior do que sua contribuição observada e, assim, que o poder explicativo do modelo, bastante grande para microdados (cerca de 0,50), seria ainda maior do que foi medido.

Resumindo, os resultados com dados de corte transversal, obtidos para o setor urbano, confirmariam as previsões da teoria de capital humano. A distribuição da renda na população em estudo mostra-se estatisticamente dependente das taxas médias de retorno da educação e da experiência, da distribuição de investimentos em educação e, num grau menor, da estabilidade de emprego. Os efeitos conjuntos das covariâncias de educação e idade, educação e emprego e idade e emprego sobre a desigualdade são reduzidos. No seu conjunto, todos estes fatores explicam, no sentido estatístico do termo, cerca de 50% da observada desigualdade de renda.

Uma implicação dos resultados obtidos é a de que quanto maior a desigualdade de investimentos em educação, ou quanto mais elevados seus retornos médios, maior seria a desigualdade de renda, permanecendo constantes os demais fatores. Nesta perspectiva, a distribuição da educação seria uma variável relevante para políticas que pretendam modificar a distribuição da renda do trabalho. O mesmo se aplicaria à taxa média de retorno da educação, na medida em que é afetada pelas mudanças nos níveis de salário que não dependam de relações de oferta e demanda de escolaridade (por exemplo, aumentos nos níveis de salário mínimo). Para examinar os efeitos relativos das mudanças na educação e nos seus retornos sobre a desigualdade de renda, precisamos primeiro avaliar sua magnitude. Tratemos agora desses e de outros efeitos relevantes.

5 — Mudanças na desigualdade: 1960/80

Nesta seção analisaremos os efeitos de alterações ao longo do tempo nas variáveis explicativas e nos parâmetros de interesse na função de desigualdade de renda. Observaremos inicialmente os efeitos de mudanças nas distribuições da educação e da idade, supondo que os coeficientes dessas variáveis não se alterem. Tomando 1970 como ano-base, este procedimento nos permite simular a desigualdade existente em 1960 e fazer projeções para 1980 apenas em função de mudanças na distribuição das variáveis em apreço. Em seguida, as projeções de simulações são feitas em função de modificações nos retornos da educação, mantendo constantes as variáveis explicativas. Na etapa seguinte, analisamos o papel desempenhado pelas alterações na estrutura da educação e da idade, comparando-o às consequências das variações nas taxas de retorno. Na última seção, examinaremos as causas das mudanças nessas taxas, na concentração da renda na década passada, e as perspectivas para a atual década.

5.1 — Alterações nas variáveis explicativas

Os efeitos de alterações na distribuição dos investimentos em educação, da idade e do emprego sobre a distribuição da renda foram avaliados utilizando-se a função ampliada de desigualdade de renda — equação (5). Para tanto, calculamos as derivadas parciais relativas às variáveis de interesse na equação (5).⁵² Os resultados encontram-se na Tabela 2.

Segundo os resultados acima, havendo um aumento tanto na dispersão quanto no nível médio de investimentos em educação, a desigualdade de renda aumentará. O aumento de uma unidade no desvio-padrão dos investimentos em educação, mantidos constantes os demais fatores, produziria um aumento de 37% (0,264 pontos) na variância do log de renda.

As derivadas parciais também indicam que $Var(\ln Y)$ aumenta quando o nível médio dos investimentos em educação e a idade

⁵² No Apêndice, encontram-se os resultados das derivadas parciais e os procedimentos básicos empregados na avaliação das mesmas.

TABELA 2

Efeitos das variáveis explicativas sobre a desigualdade de renda — 1970

$\frac{\partial \text{Var} (\ln Y)}{\partial SD (E)} = 0,264$	$\frac{\partial \text{Var} (\ln Y)}{\partial \bar{E}} = 0,075$	$\frac{\partial \text{Var} (\ln Y)}{\partial R_{ei}} = 0,253$
$\frac{\partial \text{Var} (\ln Y)}{\partial SD (I)} = 0,059$	$\frac{\partial \text{Var} (\ln Y)}{\partial \bar{I}} = 0,123$	$\frac{\partial \text{Var} (\ln Y)}{\partial R_{ii}} = 0,022$
$\frac{\partial \text{Var} (\ln Y)}{\partial SD (L)} = 0,007$	$\frac{\partial \text{Var} (\ln Y)}{\partial R_{el}} = 0,050$	

FONTE: Apêndice.

média aumentam, *caeteris paribus*, ou, em outras palavras, à medida que se elevasse o estoque de investimentos em educação e pós-educacionais na força de trabalho, mais a distribuição da renda seria afetada pela distribuição das taxas de retorno desses investimentos. Se essa distribuição e os demais fatores permanecessem constantes, quando o estoque de investimentos crescesse, a desigualdade de renda também aumentaria.

Os efeitos de modificações na distribuição do emprego são bem reduzidos: os resultados indicam um aumento de 1% da desigualdade de renda para um aumento de uma unidade no desvio-padrão da variável. Já examinamos a pequena contribuição da variável emprego na seção anterior: parece que os dados nos fornecem uma subestimativa das alterações na variância do log de renda como consequência de mudanças na dispersão da variável emprego.

Os efeitos de alterações na correlação entre educação e emprego (R_{ei}) e entre idade e emprego (R_{ii}) são também pequenos (cerca de 7 e 3%, respectivamente). Por outro lado, variações unitárias na correlação entre educação e idade (R_{ei}) resultam numa alteração de 25% em $\text{Var} (\ln Y)$. Contudo, deve-se notar que a alteração de uma unidade num coeficiente de correlação é uma mudança extremamente grande, de vez que um coeficiente de correlação varia de

+ 1 a - 1. Portanto, mesmo alterações drásticas em R_{ei} ao longo do tempo provavelmente não produzirão modificações substanciais na variância do log da renda.

As derivadas parciais obtidas permitem-nos avaliar as alterações na variância do log da renda que ocorreriam entre 1970 e 1980, se na atual década o comportamento das variáveis em estudo seguir a tendência observada no período 1960/70. Além disso, as derivadas parciais também nos permitem obter uma aproximação da distribuição da renda em 1960, tomando 1970 como ano-base. Os dados disponíveis para efetuar essas simulações e projeções são bastante limitados e referem-se apenas à distribuição de anos de educação e de idade. Estas são, entretanto, as variáveis que apresentam os maiores efeitos sobre a desigualdade de renda na população estudada. Não há, para 1960, dados publicados que nos permitam computar os investimentos em educação em "equivalentes de custos", isto é, empregando os procedimentos de mensuração que adotamos até então. Assim, vamos restringir-nos a comparações em termos de investimentos "equivalentes de tempo", que empiricamente correspondem a anos de educação (daqui em diante denotados por E^*).

Para avaliar as modificações na variância do log da renda até 1980, supomos que as alterações na média e no desvio-padrão das variáveis educação e idade, registradas durante o período 1960/70, na população economicamente ativa,⁵³ aplicam-se à população em estudo no período 1970/80. Os resultados encontram-se na Tabela 3.

⁵³ Os valores observados em 1960 e em 1970 são os seguintes:

	$SD (E^*)$	\bar{E}^*	$SD (I)$	\bar{I}
1960	3,442	4,830	11,740	34,451
1970	3,830	5,573	11,783	32,528

Os dados sobre idade referem-se às seguintes faixas etárias: 15-19; 20-24; 25-29; 30-34; 35-39; 40-44; 45-49; e 50-59. Para efeito de cálculo das variações proporcionais entre 1960 e 1970, foram tomados os seguintes pontos médios de cada classe: 17, 22, 27, 32, 37, 42, 47, 52 e 57 anos de idade. Os dados sobre educação referem-se à força de trabalho do sexo masculino, excluindo a agricultura. Os dados sobre idade referem-se à força de trabalho do sexo masculino. Os números apresentados acima foram obtidos utilizando-se os resultados publicados do censo. Ver FIBGE, *Censo Demográfico do Brasil, VII Recenseamento Geral - 1970*, série nacional, vol. 1 (Rio de Janeiro, 1973), Tabelas 21 e 22, pp. 81-89.

TABELA 3

Variações estimadas na desigualdade de renda — 1970/80^a

Derivadas Parciais em Relação aos Desvios-Padrão e Médias	Anos de Educação E_i^*	Idade I_i	Totais
$\frac{\partial Var(\ln Y)}{\partial SD(X)}$	0,098 ^b	0,002	0,010
$\frac{\partial Var(\ln Y)}{\partial \bar{X}}$	0,093	0,010	0,103
Totais	0,191	0,012	0,203

FONTE: Ver texto.

^a Os valores das derivadas parciais, utilizando os anos de educação e idade, são os seguintes:

$$\begin{aligned} \frac{\partial Var(\ln Y)}{\partial SD(E^*)} &= 0,245 & \frac{\partial Var(\ln Y)}{\partial SD(I)} &= 0,051 \\ \frac{\partial Var(\ln Y)}{\partial E^*} &= 0,125 & \frac{\partial Var(\ln Y)}{\partial I} &= 0,126 \end{aligned}$$

Estes valores foram calculados utilizando-se as médias e os desvios-padrão de educação e idade na força de trabalho (ver nota anterior), as estimativas de $Var(r')$ e $Var(r^*)$ obtidas anteriormente (ver Apêndice) e os coeficientes de educação e de idade na função $\ln Y_i = g(E_i^*, I_i, \ln L_i)$. A estimativa desta função é:

$$\ln Y = 6,198 + 0,141 \text{ EDU}^* + 0,023 \text{ IDA} + 0,186 \text{ LOGL}, \quad (6')$$

(2,125,1)
(999,7)
(18,3)

onde EDU^* se refere a anos de educação, as estatísticas t estão entre parênteses, as outras variáveis foram definidas anteriormente, $R^2 = 0,497$ e $N = 5.865.794$.

^b O cálculo das variações estimadas na desigualdade de renda para o período 1970/80 pode ser ilustrado tomando-se os efeitos das mudanças proporcionais na distribuição de educação. O desvio-padrão dos anos de educação aumentou, entre 1960 e 1970, de 3,442 para 3,830, ou seja em 0,398 pontos. Multiplicando-se o valor desse aumento pelo valor da derivada parcial $\partial Var(\ln Y) / \partial SD(E^*)$, que é de 0,245, obtém-se 0,098. Este valor corresponde ao aumento da desigualdade da renda devido ao aumento da dispersão dos anos de educação. O mesmo procedimento se aplica às demais mudanças.

É provável que a variância dos anos de educação na PEA continue a aumentar entre o ano-base e 1980, de vez que a oferta de educação tem crescido a taxas mais elevadas no 2.º grau e no ensino superior e que as previsões disponíveis⁵⁴ indicam o mesmo padrão de expansão. Projetando-se a tendência observada na última década e mantendo-se constantes as demais variáveis, o aumento da variância da educação provocaria um aumento de 14% (0,098 pontos) na concentração da renda. O crescimento projetado para a média de anos de educação corresponde a um aumento semelhante (13%). No seu conjunto, os efeitos previstos sobre a desigualdade são substanciais: a variância do log de renda registraria um aumento de cerca de 28% (0,203 pontos) até 1980.

Não dispomos de dados comparáveis sobre as mudanças na correlação de educação e idade entre 1960 e o ano-base, mas diante da grande expansão na oferta de educação em relação à taxa de crescimento da PEA é lícito esperar que essa correlação se torne cada vez mais negativa. Para a população em estudo, no ano-base essa correlação era muito pequena mas significativa e positiva ($R_{ei} = 0,06$). Para todos os trabalhadores do sexo masculino com educação primária, a correlação entre educação e idade, embora ainda fraca, era maior e negativa ($R_{ei} = -0,09$). Devido à falta de dados comparáveis, vamos supor que a diferença entre esses valores se aplica às alterações na força de trabalho resultantes da expansão da educação entre 1970 e 1980.⁵⁵ Isso provocaria uma redução de 6% (0,039 pontos) na concentração da renda.⁵⁶ Portanto, o aumento *total* na concentração, devido a alterações nas variáveis

⁵⁴ O presente trabalho foi originariamente preparado em 1975. Até aquela época, predominavam taxas relativamente mais elevadas na expansão do 2.º grau e do ensino superior. No corrente ano de 1979, o Governo Federal pretende dar início a uma modificação nessa tendência, concedendo prioridade ao ensino do 1.º grau.

⁵⁵ Note-se que $R_{ea} = 0,09$ é um valor hipotético. Mas em países mais desenvolvidos, com níveis bem mais elevados de escolaridade na força de trabalho, como os EUA, o coeficiente tinha em 1960 aproximadamente a mesma magnitude. Assim, é provável que nossa hipótese subestime a redução da desigualdade de renda.

⁵⁶ Tomemos então o valor da derivada parcial em apreço, isto é, $\partial Var(\ln Y) / \partial R_{ei} = 0,262$. A redução em R_{ei} é $| 0,06 - (-0,09) | = 0,15$. Logo, a diminuição em $Var(\ln Y) = (-0,15) \cdot (0,262) = 0,039$.

em estudo, mantidos constantes os outros fatores, seria de 0,163 pontos, ou 23%. A variância do log da renda cresceria de 0,717 no ano-base para 0,880 em 1980.

Continuando a análise das modificações na concentração da renda a partir de alterações nas variáveis explicativas, simulamos a distribuição da renda em 1960. De modo análogo às projeções de desigualdade para 1980, acima examinadas, supomos que os coeficientes da função de renda, estimados para 1970, mantiveram-se inalterados no período 1960/70. Para realizarmos essa simulação, valemo-nos das alterações nos perfis educacionais e de idade nesse período, utilizando os resultados da Tabela 3 (coluna "totais"), acrescentando-lhes um sinal negativo. Com esse procedimento, a distribuição simulada em 1960 apresenta, em relação à desigualdade observada no ano-base, reduções que são simétricas aos aumentos projetados para 1980.

Se além dessas alterações supusermos que a variação hipotética em $R_{e,b}$, projetada para o período 1970/80, também é simétrica em relação à variação entre 1960 e o ano-base, a desigualdade de renda em 1960 teria sido de 0,0394 pontos menor do que em 1970. Em resumo, dadas as distribuições aproximadas de educação e idade e a associação hipotética dessas variáveis em 1960, nossa medida da desigualdade em 1960 seria $Var(\ln Y) = 0,554$. Antes de examinarmos as implicações dessas mudanças, avaliemos as alterações na desigualdade associadas a variações nas taxas de retorno.

5.2 — Variações nas taxas de retorno e na desigualdade

No método de análise que adotamos, as mudanças na desigualdade de renda estimadas anteriormente não levam em conta variações nas taxas de retorno da educação. A adoção deste procedimento é intencional, pois nos permite estudar separadamente os efeitos de alterações nas variáveis explicativas e os de variações num importante parâmetro da função de renda.⁵⁷ Nesta parte do trabalho,

⁵⁷ Devido à inexistência de informações sobre mudanças no coeficiente da variável idade, entre 1960 e o ano-base, restringimos essa etapa de nossa análise aos efeitos de variações nas taxas de retorno da educação.

simulamos a desigualdade em 1960 e projetamos a concentração para 1980 em função de mudanças nas taxas de retorno da educação. Em seguida, comparamos os resultados devidos a essas mudanças com aqueles obtidos na seção anterior.

Para avaliar os efeitos das variações nas taxas médias de retorno da educação sobre a desigualdade, desagregamos a variância total do log de renda, no ano-base, numa soma ponderada da variância *entre níveis* da educação – $Var(\ln Y)_E$ – e da variância *dentro dos níveis* de educação – $Var(\ln Y)_D$.⁵⁸

Desagregando a desigualdade total – $Var(\ln Y)_T$ – observada em 1970 nos seus componentes inter e intragrupos, obtém-se:

$$Var(\ln Y)_T = 0,276 + 0,441$$

onde $Var(\ln Y)_E = 0,276$ (para quatro níveis de educação – os antigos primário, ginásial, colegial e superior) e $Var(\ln Y)_D = 0,441$.

O passo seguinte consiste em estimar a variância do log da renda entre níveis educacionais, nos anos de 1960 e 1980, como resultado de alterações nas taxas de retorno da educação. Este procedimento permitirá gerar estimativas da distribuição de renda nesses dois anos, tomando 1970 como ano-base.⁵⁹

⁵⁸ Isso pode ser obtido a partir da seguinte equação:

$$Var(\ln Y_j) = \sum_{g=1}^4 \frac{N_g}{N} (\overline{\ln Y_g} - \overline{\ln Y})^2 + \sum_{g=1}^4 \frac{N_g}{N} \left[\sum_{j=1}^{N_g} (\ln Y_j - \overline{\ln Y_g})^2 / N_g \right]$$

onde:

Y_j = renda do j -ésimo indivíduo na população;

$\overline{\ln Y}$ = média aritmética do log da renda na população;

$\overline{\ln Y_g}$ = média aritmética do log da renda de indivíduos no grupo g ;

$g = 1, 2, 3, 4$ são os quatro grupos de educação; e

$N_g = 1, \dots, n_g$ é o número de pessoas em cada grupo.

O primeiro termo do lado direito é a variância do log da renda entre grupos; o segundo é a variância dentro de cada grupo. Ver H. Theil, *Economics and Information Theory* (Chicago: Rand McNally, 1967), apêndice ao Cap. 4, pp. 121-124.

⁵⁹ Supõe-se, na geração dessas estimativas, que a variância intragrupos não se altera. Esta suposição é ditada pela ausência de dados sobre variações nas taxas de retorno dentro de cada nível educacional. Isso resulta em subestimativas da concentração naqueles dois anos.

Para o cálculo da variância do log da renda entre grupos, precisamos conhecer a média do log da renda para cada nível educacional nesses dois anos. Isto pode ser obtido a partir da estimativa de quatro funções de renda, uma para cada nível educacional, e onde subseqüentemente se alterem os coeficientes da variável educação, de acordo com as modificações sofridas pelas taxas de retorno na década passada e conforme as variações previstas para essas taxas até 1980. As estimativas das quatro funções de renda encontram-se no Apêndice.

Há resultados publicados para as taxas médias de retorno dentro de cada nível educacional no País em 1960 e 1970.⁶⁰ Essas taxas são médias no sentido de que se referem a incrementos nos investimentos em educação do primeiro ao último ano de um dado nível de ensino, em vez de se referirem aos investimentos marginais em um ano adicional de educação. Devido ao fato de serem taxas médias, são comparáveis aos coeficientes das regressões por nível de ensino, estimados para nossa variável investimentos em educação.

As modificações observadas nas taxas médias de retorno na década passada estão apresentadas nas duas primeiras colunas da Tabela 4. Valendo-nos dessas modificações, podemos alterar os coeficientes das regressões para cada nível de ensino. Resta então determinar como modificaremos esses coeficientes. Quando tratamos, na seção anterior, das mudanças na distribuição da educação, pudemos prever com razoável confiança que, não ocorrendo mudanças revolucionárias na demanda de educação e/ou nas políticas educacionais do Governo, a desigualdade e o nível médio de anos de educação na força de trabalho aumentariam na década atual. Mas as projeções das taxas de retorno da educação exigem uma breve discussão sobre seu comportamento na década anterior.

Num esquema simples de oferta e demanda, supondo-se condições competitivas, se a oferta de mão-de-obra com elevados níveis educacionais crescesse mais rapidamente do que a demanda, as taxas de retorno desses níveis educacionais cairiam. Se os salários fossem

⁶⁰ Ver C. Langoni, *As Causas do Crescimento Económico do Brasil* (Rio de Janeiro: APEC, 1974), Tabela 42, p. 105. As taxas apresentadas na Tabela 4 referem-se a 1960 e 1969. Supõe-se que as alterações ocorridas nesse período sejam representativas das modificações registradas na década passada.

TABELA 4

Variações nas taxas de retorno da educação e alterações correspondentes nos coeficientes da variável educação em 1960 e 1980

	Taxas de Retorno ^a		Coeficientes de Regressão da Variável Educação ^b			
	Variações Percentuais Observadas (1960/69) (1)	Taxas de 1960 como Percentagem das Taxas de 1969 (2)	Estimados	Simulados	Projetados	
			1970 (3)	1960 (4)	1980 ^c (5)	1980 ^d (6)
Primário.....	-39,6	150,3	0,251	0,628	0,226	0,251
Ginásio.....	-22,0	128,2	0,155	0,354	0,147	0,155
Colegial.....	+27,5	78,5	0,317	0,243	0,338	0,338
Superior.....	+230,3	30,3	0,191	0,058	0,301	0,301

FONTES: Colunas (1) e (2): dados computados das estimativas apresentadas em C. Langoni, *As Causas do Crescimento...*, *op. cit.*, Tabela 42, p. 105; Coluna (3): estimativas de regressão por nível de educação (ver

Apêndice);

Coluna (4): coluna (3) × coluna (2)/100;

Coluna (5): coluna (3) + [coluna (3) × coluna (1)/400];

Coluna (6): a mesma da coluna (3) para os dois primeiros níveis; para o colegial e o superior, a mesma da coluna (5).

^a As taxas de retorno apresentadas em C. Langoni, *As Causas do Crescimento...*, *op. cit.*, são as seguintes:

	1960	1969
Primário Completo × Incompleto	71,2	43,0
Ginasial Completo × Incompleto	35,9	28,0
Colegial Completo × Incompleto	28,9	36,8
Superior Completo × Incompleto	10,7	35,3

^b Supondo-se que as alterações observadas em 1960/69 se apliquem à década.

^c Supondo-se que as modificações nas taxas de retorno correspondem a $\frac{1}{4}$ daquelas observadas em 1960/70 (ver texto).

^d Supondo-se que não tenha ocorrido variação nas taxas médias do primário e ginásio e, para o colegial e o superior, um ritmo de aumento das taxas igual a $\frac{1}{4}$ do observado na década passada (ver texto).

inflexíveis para baixo, o resultado seria aumento do desemprego da mão-de-obra qualificada. Durante o período 1960/70, a oferta de graduados com nível colegial e superior cresceu a uma taxa muito mais rápida do que a dos egressos do ginásial e do primário. A consequência, entretanto, não foi uma queda das taxas de retorno dos níveis educacionais mais elevados em relação aos mais baixos, e sim um *aumento* das taxas de retorno dos níveis colegial e superior (ver Tabela 4). Além disso, o desemprego da mão-de-obra mais qualificada aparentemente não se alterou.

O quadro descrito sugere que outras forças não incluídas num simples esquema competitivo de oferta e demanda fizeram sentir seus efeitos. Indica também que, num mundo onde uma substancial intervenção do Governo na economia é a norma em vez da exceção,⁶¹ as previsões de um esquema conceitual construído sobre suposições competitivas não descrevem adequadamente o comportamento das variáveis em estudo.

Em particular, na economia brasileira no período 1964/67, o Governo desenvolveu um programa de redução da taxa de inflação, envolvendo um rigoroso controle de salários. A política de controle salarial ainda estava em vigor ao final da década passada e, como veremos adiante, ela teria ocasionado um forte impacto sobre as alterações ocorridas nas taxas de retorno. É provável que o padrão geral observado nas alterações dos retornos continue na década atual. Mas não é certo que as taxas de retorno dos níveis educacionais mais baixos continuem a diminuir tão rapidamente como ocorreu, enquanto as taxas dos níveis mais elevados continuarão a aumentar tão acentuadamente como nos anos anteriores.

Para projetar as alterações na desigualdade de renda para 1980 como função de variações nas taxas de retorno da educação, trabalharemos com duas suposições alternativas: a) a tendência geral observada em 1960/70 continuará, mas o ritmo de crescimento diminuirá ao longo dos anos (especificamente, supomos que as modificações proporcionais nas taxas de retorno na década atual corres-

⁶¹ Ver, por exemplo, a discussão sobre mecanismos institucionalizados de controle de preços em W. Baer, I. Kerstenetzky e A. Villela, "As Modificações no Papel do Estado na Economia Brasileira", in *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 3, n.º 4 (dezembro de 1973), pp. 883-912, esp. pp. 905-906.

pondam a 1/4 das alterações registradas na década anterior); e b) as taxas de retorno dos níveis educacionais mais baixos continuarão inalteradas, mas as taxas de retorno do colegial e do superior aumentarão a um ritmo menor do que no passado, na mesma proporção adotada em (a). Os resultados da aplicação desta hipótese aos coeficientes da variável educação encontram-se nas duas últimas colunas da Tabela 4.

Para simular a variância do log da renda em 1960 como resultado das alterações nas taxas de retorno da educação, utilizamos as modificações proporcionais efetivamente observadas nessas taxas durante a década passada — coluna (1) da Tabela 4. Os resultados de aplicação dessas variações proporcionais aos coeficientes da educação constam da coluna (4) da Tabela 4.

Tomando-se a alternativa de variação das taxas de retorno de educação definida no item (a) anterior, obtemos quatro equações de predição para 1980, uma para cada nível educacional:⁶²

$$\begin{aligned} \overline{\widehat{LOGY}}_1 &= 6,332 + 0,226 \overline{EDU}_1^* + 0,002 \overline{IDA}_1 + 0,193 \overline{LOGL}_1 \\ \overline{\widehat{LOGY}}_2 &= 6,375 + 0,147 \overline{EDU}_2^* + 0,033 \overline{IDA}_2 + 0,076 \overline{LOGL}_2 \\ \overline{\widehat{LOGY}}_3 &= 4,837 + 0,338 \overline{EDU}_3^* + 0,033 \overline{IDA}_3 + 0,245 \overline{LOGL}_3 \\ \overline{\widehat{LOGY}}_4 &= 6,140 + 0,301 \overline{EDU}_4^* + 0,015 \overline{IDA}_4 + 0,296 \overline{LOGL}_4 \end{aligned}$$

Essas equações de predição nos dão a renda média (em logs) por nível educacional em 1980. Com estes resultados, podemos calcular a variância do log de renda entre níveis educacionais e a variância total do log da renda, supondo-se que a variância intraníveis mantenha-se inalterada. Assim, a variância total do log da renda prevista para 1980 é $Var(\ln \widehat{Y})_{80} = 1,120$, o que representa um substancial aumento de 56% (0,679 pontos) na concentração obser-

⁶² Encontram-se no Apêndice as estimativas originais das regressões (1970), por níveis de educação, utilizadas para obter as quatro equações de predição. Supomos que os coeficientes de IDA_{gj} e $LOGL_{gj}$ continuem inalterados. Utilizamos as médias observadas em 1970 para as variáveis educação, idade e emprego, de vez que, no momento, estamos interessados apenas nos efeitos das mudanças nas taxas de retorno sobre a desigualdade.

vada em 1970. Compare-se esta variação com o aumento que resultaria de mudanças na estrutura da educação e da idade, que corresponde a apenas 23% (ver Tabela 5). Adotando-se a alternativa definida em (b) anteriormente, os resultados são muito semelhantes aos anteriores. Neste caso, a variância total prevista é $Var(\ln \hat{Y})_{80} = 1,103$, o que corresponde a um aumento de 54% na desigualdade.

Para simular a distribuição da renda em 1960, substituímos os coeficientes de EDU_g^* , nas equações anteriores por aqueles apresentados na coluna (4) da Tabela 4. O resultado da simulação, que nos dá $Var(\ln Y)_{60} = 0,564$, significa que as variações observadas nas taxas de retorno foram responsáveis por um aumento de aproximadamente 27% (0,153 pontos) na desigualdade total de renda na população em estudo, entre 1960 e 1970 (ver Tabela 5).⁶³

Os resultados resumidos na Tabela 5 precisam ser qualificados. As alterações na desigualdade da educação e no nível educacional médio, utilizadas em nossas predições da variância do log da renda, referem-se a todos os trabalhadores não agrícolas. Esse grupo inclui estudantes que trabalham, enquanto a população que é objeto de nossa análise não os inclui. Dado que a proporção de estudantes dos níveis colegial e superior que trabalham é substancial,⁶⁴ e como esses níveis educacionais registraram grandes aumentos relativos na oferta durante

⁶³ Uma menor concentração da renda em 1960, na população em estudo, está de acordo com resultados de estudos anteriores, que empregaram dados de renda total (e não renda do trabalho) observada em 1960 e 1970, e incluíram observações para toda a força de trabalho (ambos os sexos, empregados e empregadores, setores urbano e rural). Ver, por exemplo, R. Hoffmann e J. Duarte, *op. cit.*, pp. 46-66, e C. Langoni, *Distribuição da Renda...*, *op. cit.*, Caps. 2 e 3.

⁶⁴ Nossos resultados com dados censitários, obtidos quando do cálculo da renda dos estudantes do sexo masculino e dos ganhos não recebidos por esses estudantes, mostraram que 15% dos alunos do ginásial na faixa etária modal de 14-17 anos trabalhavam à época do censo. Esta fração ascendia a 48% no nível ginásial (grupo etário 19-21 anos) e a 53% no superior (faixa de idade 22-26 anos). Ver J. Velloso, "Human Capital...", *op. cit.*, p. 231. Resultados de ordem de grandeza semelhante no ensino superior foram encontrados no estudo de S. Levy, "A Demanda pelo Ensino Superior e o Mercado de Trabalho de Profissionais no Brasil" (Brasília: IPEA/CNRH, 1973), p. 6, mimeo, que também se valcu de dados censitários, embora analisasse uma coorte mais jovem (18-25 anos) do que a nossa, esta mais próxima das idades modais nesse nível



TABELA 5

Resumo das mudanças na desigualdade de renda como função das alterações nas distribuições da educação, idade e taxas de retorno da educação — 1960 e 1980^a

Fontes	$\Delta Var (\ln Y)$ Prevista		Var ($\ln Y$) Prevista	
	Para 1960	Para 1980	1960	1980
ΔE^*	-0,191	+0,191	0,527	0,908
ΔI	-0,012	+0,012	0,705	0,719
ΔR_{ei}	+0,039	-0,039	0,733	0,678
$\Delta (E^*, I, R_{ei})$	-0,163	+0,163	0,554	0,880
Δr_a	-0,153	$\left\{ \begin{array}{l} +0,403^b \\ +0,385^c \end{array} \right.$	0,569	$\left\{ \begin{array}{l} 1,120 \\ 1,103 \end{array} \right.$

FONTES: Linhas 1 e 2: Tabela 3;
 Linha 3: ver texto;
 Linha 4: soma de $\Delta Var (\ln Y)$ nas linhas 1 e 3;
 Linha 5: Tabela 4 (ver texto).

^a $Var (\ln Y)_{70} = 0,717$, observada em 1970.

^b Supondo-se que as variações no coeficiente da variável educação sejam equivalentes a 1/4 das variações nas taxas médias de retorno da educação.

^c Supondo-se que não ocorra alteração nas taxas médias de retorno do primário e do ginásio. Para os demais níveis de ensino, as variações são aquelas definidas na nota b.

o período 1960/70, tudo leva a crer que os aumentos na variância da educação e, especialmente, no nível educacional médio estão superestimados em comparação com os aumentos efetivamente ocorridos na população em estudo. Essas diferenças destacam o já relevante papel das variações nas taxas de retorno para o aumento da concentração da renda naquele período. As mesmas diferenças implicam

de ensino. Evidência adicional nos fornece O. Rabello, *Universidade e Trabalho* (São Paulo: UNICAMP e INEP, Ministério da Educação e Cultura, 1973), pp. 27-29, num levantamento de oito grandes universidades, quando nos informa que cerca da metade de todos (ambos os sexos) os estudantes universitários trabalham; dentre os que não trabalhavam na ocasião do levantamento, cerca da metade já havia trabalhado anteriormente.

que os resultados das alterações na educação devem ser considerados como limites superiores das previsões para 1960 e 1980.

As projeções para 1980 indicam que os efeitos das mudanças nos retornos da educação ultrapassam os limites superiores dos efeitos das alterações na estrutura educacional e estrutura etária. Além disso, as modificações na composição educacional têm efeitos substancialmente maiores sobre a desigualdade do que as alterações na idade ou variações na correlação entre educação e idade. Assim, sob a ótica do capital humano, uma estratégia para reduzir a concentração da renda implicaria diminuição da desigualdade na educação. Isso poderia ser obtido, em princípio, mantendo os demais fatores constantes, através de uma expansão mais rápida da educação de 1.º grau (antigos primário e ginásio) em relação aos níveis educacionais mais elevados. Dependendo da taxa de expansão, a redução no desvio-padrão da educação poderia compensar o aumento no nível educacional médio, que, nessas circunstâncias, estaria crescendo a uma taxa mais lenta do que no período anterior. Se o declínio proporcional no desvio-padrão da educação no período 1970/80 fosse tão grande quanto o aumento observado na década anterior, nossos resultados indicam que o efeito líquido das alterações na educação seria redução na variância do log da renda,⁶⁵ embora esta fosse provavelmente pequena.

As previsões disponíveis para a década atual indicam uma política de continuação das tendências passadas na expansão do sistema educacional — aumentos relativamente maiores no número de egressos do antigo colegial e das faculdades — e ainda há oportunidade para mudança.⁶⁶ Contudo, essa mudança significaria um crescimento relativo mais rápido das pessoas com educação de 1.º grau. Este cresci-

⁶⁵ Ver os resultados da Tabela 3, indicando os aumentos da desigualdade associados a variações no desvio-padrão e na média dos anos de educação, segundo projeções das tendências observadas na década passada.

⁶⁶ Conforme assinalamos na nota 51, o presente trabalho foi originariamente preparado em 1975. Na tradução e breve revisão feita para sua publicação, geralmente preferimos nos manter próximos à forma e ao espírito do argumento original. No caso em apreço, e como melhor se verá adiante (Subseção 5.3), a vantagem dessa proximidade do original é destacar que *mesmo numa perspectiva de capital humano* a mudança de prioridades da expansão dos níveis de ensino não é condição suficiente para diminuição da desigualdade de renda.

mento, por sua vez, poderia resultar em retornos da educação de 1.º grau ainda menores do que os observados em 1970, cujos níveis já foram relativamente baixos. Voltaremos a essa questão adiante, mas antes examinaremos o papel das mudanças nos retornos da educação.

As projeções para 1980 indicam que as taxas de retorno desempenharão um papel ainda mais importante do que na década anterior. O aumento de desigualdade, associado a aumentos relativamente pequenos nas taxas de retorno (bem menores que no passado), equivale ao *dobro* do crescimento da desigualdade, associado a mudanças nas variáveis explicativas (educação, idade e correlação entre educação e idade).

É importante comparar os dois efeitos alternativos previstos para as alterações nos retornos da educação. As projeções mostram que há uma diferença muito reduzida entre os valores da desigualdade em 1980, obtidos a partir das suposições alternativas (a) e (b). Essa pequena diferença sugere que os retornos da educação colegial e superior em 1970 eram bastante altos em relação aos retornos dos antigos primário e ginásial, refletindo a formidável mudança ocorrida no período 1960/70, quando a taxa de retorno da educação superior aparentemente mais do que triplicou (ver Tabela 4). Se até 1980 o aumento nos retornos dos níveis educacionais mais elevados corresponderam a apenas 1/4 do crescimento registrado na década anterior, a desigualdade de renda na população em estudo aumentará em aproximadamente 50% em relação a 1970.

Em suma, uma comparação das simulações da Tabela 5 indica que os aumentos dos retornos da educação colegial e universitária teriam sido em grande parte responsáveis pelo crescimento da desigualdade de renda atribuível a variações nas taxas de retorno. Esta comparação indica também que o comportamento futuro da distribuição da renda seria ainda mais sensível a variações nessas taxas. A indagação que naturalmente desponta é: por que os retornos da educação sofreram as mudanças registradas na década passada?

5.3 — Causas do aumento na desigualdade

Durante o período 1960/70, as pessoas com educação colegial e superior na força de trabalho tiveram um aumento de cerca de 50

e 30% em sua renda real, respectivamente. Para as pessoas com nível de instrução equivalente aos antigos primário e ginásial, o ganho em termos reais foi de apenas 10%, aproximadamente.⁶⁷ Essas diferenças foram observadas *apesar* de maior crescimento da oferta de pessoas com educação superior e colegial em comparação com a de indivíduos com menos instrução.

Num estudo anterior sobre distribuição da renda no Brasil,⁶⁸ Langoni dava a essas alterações uma interpretação bastante simples: a tecnologia utilizada no processo de industrialização do Brasil é essencialmente importada, sendo intensiva em capital, bem como em mão-de-obra qualificada. Então, argumenta que o crescimento relativamente maior da demanda de mão-de-obra qualificada, especialmente de pessoas com nível superior, é uma consequência natural do processo de desenvolvimento, particularmente do rápido crescimento ocorrido no Brasil no final da década de 60. Na continuação do seu argumento, a oferta de mão-de-obra qualificada é relativamente mais inelástica no médio prazo e, conseqüentemente, essa mão-de-obra desfrutou de quase-rendas na década passada, recebendo salários acima do valor do seu produto marginal. No futuro, segundo ele, a expansão da oferta de pessoas com níveis educacionais elevados corrigirá esse desequilíbrio temporário, com conseqüente redução da desigualdade de renda.

Um ano antes, e com raciocínio do mesmo teor, Simonsen argumentava que a aceleração do crescimento "... provoca, como efeito de transição, uma diferenciação entre o mercado de mão-de-obra qualificada e não-qualificada, intensificando a demanda e os preços no primeiro deles".⁶⁹ Contudo, segundo seu argumento, a expansão do sistema educacional levaria a um "melhor ajuste" entre oferta e demanda no mercado, reduzindo, assim, o hiato entre as rendas. Portanto, se as interpretações de Langoni e Simonsen fossem corretas, poder-se-ia atribuir ao processo de desenvolvimento brasileiro, com suas opções tecnológicas e aumentos diferenciados na demanda, a maior parte dos aumentos relativos nos retornos para os níveis mais

⁶⁷ Calculado com base em dados apresentados em C. Langoni, *Distribuição da Renda...*, *op. cit.*, Tabela 4.2, p. 86.

⁶⁸ *Ibid.*, pp. 87, 90, 97, 116 e 121.

⁶⁹ M. H. Simonsen, *Brasil 2002* (Rio de Janeiro: APEC, 1972), p. 58 (ver, também, pp. 56-60).

elevados de educação. Além disso, poder-se-ia esperar uma correção dos desequilíbrios por parte das forças de mercado, porquanto estas mesmas forças o teriam ocasionado.

Mas essa perspectiva otimista não é aceita por muitas das análises da questão, da mesma forma que a interpretação dos determinantes das quase-rendas não encontra respaldo na evidência. O raciocínio para se chegar a essa interpretação é, no dizer de Fishlow,⁷⁰ completamente circular, pois a natureza das modificações na demanda não é inferida de modo independente, mas a partir do aumento das rendas. Ademais, segundo esse autor, não há motivos para considerar as quase-rendas como conseqüência necessária ou natural do processo de crescimento econômico. Elas significam simplesmente que a remuneração do fator não está relacionada à sua oferta ou custo de oportunidade, podendo ser taxada sem afetar a alocação dos recursos. Em sua análise, o controle salarial para o combate à inflação (1964 a 1967/68), devido às prioridades de natureza política que foram adotadas, resultou em um aumento da concentração na década passada.⁷¹ Essas modificações ocorreram sobretudo antes de 1967 e não durante o período de rápido crescimento que se seguiu a essa fase. Portanto, não constituem uma conseqüência do crescimento acelerado.

A hipotética correção de um desequilíbrio nos mercados de trabalho, com a eliminação dessas quase-rendas, também não seria um resultado provável da expansão da oferta de mão-de-obra qualificada. Como assinala Carnoy,⁷² mesmo raciocinando-se num contexto de capital

⁷⁰ A. Fishlow, *op. cit.*, pp. 4-10.

⁷¹ Seus dados referem-se a 1960, 1968 e 1969, e não são estritamente comparáveis, de vez que o primeiro conjunto é relativo ao censo demográfico e aqueles para 1968 e 1969 pertencem à Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. Contudo, de maneira geral a evidência apóia seu argumento. Nos antigos Estados da Guanabara e do Rio de Janeiro, assim como em São Paulo, a renda real dos empregados permaneceu virtualmente inalterada entre 1960 e 1968, mas aumentou 28 e 48% para os empregados e autônomos, respectivamente. Após 1968, não se observam mudanças substanciais para quaisquer dos grupos. Nos dados para o Brasil como um todo, as diferenças não têm a mesma magnitude, embora a tendência seja semelhante (os dados referem-se a atividades não agrícolas). Ver A. Fishlow, *op. cit.*, Tabela 3, p. 7.

⁷² M. Carnoy, "Distribuição de Renda e Desenvolvimento Econômico no Brasil: Um Comentário", in *Revista de Administração de Empresas*, n.º 14 (julho/agosto de 1974), pp. 86-93.

humano (no qual implicitamente se desenvolve o argumento de Langoni e Simonsen), a continuação do modelo brasileiro de desenvolvimento adotado entre 1964 e 1970 favoreceria, na atual década, cada vez mais a mão-de-obra de maior escolaridade em relação aos trabalhadores menos instruídos. Esta crescente diferença nas rendas dos dois grupos seria resultado de um processo de substituição do trabalho qualificado pelo de menor qualificação, semelhante ao que aparentemente vem ocorrendo nos EUA. À medida que os graduados de nível superior e colegial começam a ocupar os empregos onde anteriormente se encontravam os egressos do ginásial e primário, os salários médios do primeiro grupo tendem a se estabilizar, mas os do segundo tendem a diminuir. Com esse processo aumentam as diferenças de renda na população, favorecendo as pessoas de níveis de educação mais elevados.⁷³

Além disso, como observa o autor, há uma gama relativamente ampla de opções quanto aos tipos de produtos a serem produzidos por uma economia em crescimento e quanto à tecnologia a ser empregada. Portanto, o crescimento diferencial da demanda de mão-de-obra qualificada, se ocorreu, é muito mais resultado de uma escolha do que uma consequência necessária do crescimento econômico. Por outro lado, em circunstâncias onde o direito de greve foi abolido desde 1964, há motivos para se acreditar que os salários dos trabalhadores de menor renda ficaram abaixo do produto marginal, enquanto os das ocupações profissionais mais favorecidas politicamente continuaram constantes ou aumentaram em relação ao produto marginal. Segundo o autor, concluindo o argumento, a evidência disponível indica que o programa de estabilização do Governo para conter a inflação (1964/67), caracterizado por um controle rigoroso dos salários, foi a principal causa da crescente concentração da renda no período.

Em Wells,⁷⁴ encontra-se evidência adicional dos efeitos desse programa (1964/67) e da política de controle salarial, ainda vigente

⁷³ Para um exame dos efeitos da "superescolarização", ver M. Carnoy, "Notes on Schooling...", *op. cit.*, pp. 20 e segs.

⁷⁴ J. Wells, *op. cit.* Ver também a discussão em P. Malan e J. Wells, "Distribuição da Renda e Desenvolvimento Econômico do Brasil", in *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 3, n.º 4 (dezembro de 1973), pp. 1.103-1.124.

ao final da década. O salário mínimo real caiu acentuadamente após 1964 e até 1970, e, como o autor assinala, o comportamento do salário mínimo é um determinante crítico da concentração da renda na economia brasileira. Os dados anuais (de diversas fontes) sobre a concentração da renda por ele utilizados indicam maior aumento na desigualdade em 1965 e 1966, registrando-se na maioria das vezes alterações pequenas ou nulas nos anos posteriores.

O salário mínimo real e a relação entre salários e valor agregado nas indústrias manufatureiras têm decrescido desde o final da década de 50, como informam Baer e Kerstenetzky.⁷⁵ Assinalam eles que o declínio nessa proporção reflete o crescimento de setores da indústria onde a razão capital/trabalho é elevada e “também reflete a diminuição nos salários reais, resultante das políticas governamentais de estabilização”.⁷⁶ De fato, um exame dos dados por eles utilizados mostra que o salário mínimo real em São Paulo diminuiu quase tanto num prazo de seis anos (15% entre 1958 e 1964) quanto num período de três anos (1965/67), quando os efeitos dessas políticas mais se fizeram sentir.⁷⁷ Os resultados de Hoffmann⁷⁸ mostram uma brusca queda no salário mínimo real entre 1965 e 1968, descendo de um índice de 92 para 84 (1960 = 100), e uma continuação de sua queda até o final da década (1970 = 83), conseqüência da política de controle salarial que permaneceu em vigor. Em 1972, seu valor (85) ainda estava bem abaixo do nível registrado em meados da década de 60.

Em resumo, a evidência parece ser bastante sólida quanto aos efeitos dos fatores institucionais — quais sejam, o programa de estabilização do Governo e a política de controle salarial durante e após esse programa — sobre as alterações observadas no nível dos salários e na distribuição da renda do setor urbano durante a década passada.

⁷⁵ W. Baer e I. Kerstenetzky, “The Brazilian Economy”, in R. Roett (org.), *Brazil in the Sixties* (Nashville, Tenn.: Vanderbilt University Press, 1972), pp. 124-136.

⁷⁶ *Ibid.*, p. 135.

⁷⁷ Resultado obtido a partir dos dados de Baer e Kerstenetzky, *op. cit.*, Tabela 10, p. 136.

⁷⁸ R. Hoffmann, *op. cit.*, Tabela 1, pp. 8 e 6-22. Os números apresentados referem-se ao Estado da Guanabara. Seus dados, ano a ano, constroem um quadro mais exato das alterações do que o apresentado por Wells.

Nesse quadro, tudo indica que o aumento das taxas de retorno dos níveis educacionais mais altos em relação às dos níveis mais baixos durante o período analisado é, pelo menos em grande parte, uma consequência da intervenção do Estado na economia e não resultado de um livre jogo de forças de mercado. Aliás, como argumentamos em outro estudo,⁷⁹ os primeiros resultados disponíveis das mudanças no perfil de renda durante a década indicavam simplesmente que os trabalhadores com pouca instrução teriam obtido menores ganhos do que os das pessoas com elevados níveis de educação. Isto teria diminuído as taxas de retorno do primeiro grupo em relação às do segundo. Pesquisas subsequentes demonstraram que a renda real média de pessoas com nível primário e ginásial aumentou aproximadamente 10%, enquanto a dos indivíduos com educação colegial ou superior registrou aumentos de 30 a 50%. Ora, nossa interpretação anterior e os resultados subsequentes estão de acordo com os efeitos das políticas governamentais sobre as taxas de retorno. Enquanto empresários e executivos podem estabelecer seus próprios rendimentos, e a renda de profissionais autônomos decerto não é diretamente afetada por um arrocho salarial, as elevações do salário mínimo abaixo dos aumentos do custo de vida e uma política de controle salarial produzem um efeito maior sobre trabalhadores menos qualificados.

Os custos unitários institucionais da educação mostram tipicamente um padrão ascendente ao longo do tempo em vários países,⁸⁰ e o Brasil não foi exceção.⁸¹ Ao contrário, o comportamento observado

⁷⁹ J. Velloso, "Education and Income Distribution: Brazilian Data", in *LACDES Newsletter*, n.º 2 (dezembro de 1972), pp. 25-32.

⁸⁰ Ver, por exemplo, P. Coombs e J. Hallack, *Managing Educational Costs* (Nova York e Londres: Oxford University Press, 1972), pp. 109 e seg.; e P. Coombs, *La Crise Mondiale de l'Education* (Paris: PUF, 1968), p. 290.

⁸¹ Um aumento nos custos unitários reais da educação ao longo do tempo pode ser ocasionado por vários fatores. A busca por uma melhor qualidade de ensino, envolvendo escolas e salas de aula mais adequadas do que as existentes para o processo ensino-aprendizagem é um desses fatores. Materiais didáticos mais eficazes são outros fatores típicos. Estes fatores, entretanto, representam pequena parcela dos custos totais, pois no ensino de 1.º e 2.º graus os custos relativos a pessoal docente e administrativo constituem entre 75 e 90% do total. Aqui, a elevação do nível médio da titulação dos professores e

da renda pode contribuir para explicar tanto o comportamento dos custos quanto o das taxas de retorno. Assim, na década passada, a renda dos indivíduos com educação ginásial aumentou apenas 10%, enquanto a de egressos do antigo colegial cresceu quase 30%. Ora, isto significa que a renda desses egressos cresceu cerca de três vezes mais do que o custo de oportunidade da freqüência ao colegial, um dos principais componentes dos totais nesse nível de ensino. De forma semelhante, a renda dos graduados pelas faculdades aumentou mais de 50%, perto do dobro do crescimento (quase 30%) do custo de oportunidade do nível superior. Essas mudanças operaram no sentido de aumentar as taxas de retorno do atual 2.º grau e do superior. Por outro lado, a renda das pessoas com nível primário cresceu somente 14%, contra o referido aumento de 10% na renda dos egressos do ginásial,⁸² diminuindo a taxa de retorno desse nível de educação. Portanto, não é de surpreender as mudanças registradas nas taxas de retorno. Ademais, conforme indicamos, esse comportamento foi pelo menos em grande parte resultado de forças exógenas às relações de oferta e demanda, que provavelmente desempenharam um papel secundário, se é que desempenharam algum.

Podemos agora voltar ao exame de possíveis políticas para reduzir a desigualdade de renda. Nossa breve discussão gira em torno da distribuição da educação e dos seus retornos, dado que estas seriam variáveis relevantes numa política redistributiva, segundo os resultados produzidos pelo modelo empregado. De imediato surgem duas alternativas: a) uma redução no desvio-padrão dos investimentos em educação; e/ou b) uma queda nas taxas de retorno dos níveis educacionais mais elevados em relação à dos níveis mais baixos.

Numa perspectiva de capital humano, a adoção de uma política de aumentos relativamente maiores na oferta de educação de 1.º grau

o crescimento dos salários reais dos docentes são os principais motivos do aumento real dos custos unitários ao longo do tempo. No caso brasileiro, apenas a elevação do nível médio da titulação dos professores teria sido o fator de maior peso no aumento dos custos reais na década passada, conforme testemunham a evidência estatística recente e os movimentos grevistas do professorado no corrente ano de 1979.

⁸² Dados de variações na renda tomados de C. Langoni, *Distribuição da Renda...*, *op. cit.*, Tabela 4.2, p. 86.

(antigos primário e ginasial) tenderia a reduzir a variância dos investimentos em educação e, permanecendo constantes os demais fatores, reduziria também a desigualdade de renda. Mas quando os demais fatores não permanecem constantes pode-se esperar uma queda nos retornos desse nível. O efeito líquido dependeria dos efeitos opostos de: a) uma equalização na distribuição da educação; e b) dos crescentes diferenciais nas taxas de retorno entre os níveis educacionais mais altos e mais baixos. Os resultados anteriormente obtidos indicam que variações nesses diferenciais têm maior peso na distribuição da renda. O provável resultado da política em apreço é uma distribuição da renda *mais* desigual.

Resumindo, as tendências observadas na década passada indicam, para a atual década, crescente desigualdade na distribuição da educação, elevação nos diferenciais das taxas de retorno entre níveis educacionais mais altos e mais baixos, e aumento da concentração da renda. A análise do quadro previsível mostra que, mesmo num contexto de capital humano, um declínio na variância da educação na atual década provocaria um aumento da desigualdade, pois uma queda relativa adicional nos retornos dos níveis educacionais mais baixos seria mais do que suficiente para neutralizar os efeitos do declínio na desigualdade de educação. Acresce que a análise da evidência destaca o papel primordial que teve a política econômica do Estado no aumento relativo (também absoluto) dos retornos dos níveis educacionais mais elevados na década passada. Quanto ao papel da tecnologia, é possível que a ênfase em tecnologias intensivas em capital tenha dado uma contribuição menor para esse aumento, e não há indicações de que a tendência se inverta na década atual. Deste modo, as perspectivas são de uma provável substituição da mão-de-obra menos qualificada pela mão-de-obra qualificada. Portanto, não é plausível que relações de oferta e demanda, no mercado, respondam a uma crescente oferta de graduados nos níveis educacionais mais altos através de um declínio relativo de suas taxas de retorno. Ao contrário, como forças exógenas a essas relações — leia-se a política econômica do Estado — foram os principais responsáveis pela crescente concentração da renda, é necessária uma inversão na orientação dessas forças para que a desigualdade diminua.

6 — Resumo e conclusões

Na primeira parte de nosso estudo, analisamos a distribuição pessoal da renda do trabalho, utilizando estimativas de corte transversal para a população economicamente ativa no setor urbano, do sexo masculino. Os resultados indicam que a desigualdade de renda é estatisticamente dependente das taxas médias de retorno da educação e dos ganhos diferenciais decorrentes da experiência, da desigualdade dos investimentos em educação, da distribuição de idade e, num grau menor, da estabilidade no emprego. Esses fatores, em conjunto, são estatisticamente responsáveis por cerca de 50% da desigualdade observada nas rendas do trabalho da mão-de-obra urbana masculina. Isso implicaria que, mantidos constantes os demais fatores, quanto maior a desigualdade dos investimentos em educação ou quanto mais elevados seus retornos médios, maior a desigualdade de renda.

A desagregação da função de desigualdade de renda mostra que ao componente educação (variância dos investimentos em educação e taxa média de retorno) cabem 79% da variância explicada do log da renda; ao componente idade (variância da idade e ganho médio proporcional à experiência) pode-se atribuir cerca de 16% da desigualdade de renda explicada pelo modelo; ao componente emprego apenas 1%, aproximadamente; e aos componentes conjuntos (educação e idade, educação e emprego e idade e emprego) caberiam os restantes 4%.

O efeito muito reduzido da variável emprego pode ser devido a uma subestimativa da variância do log do tempo de trabalho e/ou a uma atenuação da correlação entre tempo de trabalho e renda em relação ao parâmetro na população. Essas possibilidades, contudo, não implicam um viés para cima nas contribuições da educação e da idade para a desigualdade da renda, antes indicam que o efeito real do componente emprego pode ser maior do que sua contribuição medida. Conseqüentemente, o poder explicativo do modelo seria maior do que o observado.

Na Seção 4, estudamos as alterações na desigualdade de renda ao longo do tempo, efetuando projeções para 1980 e simulações para 1960, baseadas nas estimativas de corte transversal para 1970, bem

como em informações de outras fontes sobre as tendências no período 1960/70.

A análise das mudanças ao longo do tempo indica que as alterações na desigualdade são muito sensíveis a variações nas taxas de retorno entre indivíduos e/ou entre níveis educacionais e de experiência. Os resultados do modelo sugerem ainda que as modificações nas taxas de retorno da educação tiveram maior importância do que as variações na distribuição da educação e da idade para a crescente desigualdade registrada no período 1960/70.

As projeções das tendências observadas nas alterações das distribuições da educação e da idade nesse período, combinadas com a suposição de um crescimento atenuado das diferenças entre as taxas de retorno da educação, resultam em grandes aumentos na desigualdade até 1980. Alterações no perfil educacional e etário da força de trabalho, onde as primeiras são mais importantes do que as segundas, provocariam um crescimento de 23% na concentração da renda. Já as variações nos retornos da educação produziram um aumento duas vezes maior, ou seja, de 56%. Esse aumento seria de 53% caso os retornos do 1.º grau (antigos primários e ginásial) se mantivessem inalterados e apenas os dos níveis mais elevados (antigo colegial e superior) sofressem modificações. Em resumo, no modelo empregado as variações na distribuição dos retornos da educação constituem o principal fator responsável pelos aumentos projetados da desigualdade, e os efeitos dos retornos do 2.º grau e do superior consistem na principal fonte de tais aumentos.

Adotando-se uma abordagem de capital humano, surgem pelo menos duas opções de estratégias para redução da desigualdade de renda na atual década: mudanças no padrão de crescimento da oferta de educação e/ou decréscimo nas diferenças entre taxas de retorno dos níveis educacionais mais elevados e mais baixos. Caso ocorresse expansão mais rápida da educação de 1.º grau em relação ao crescimento dos níveis mais elevados, a desigualdade de educação diminuiria e o mesmo aconteceria com a taxa de aumento do nível educacional médio da força de trabalho. Os resultados do modelo indicam que, permanecendo constantes os demais fatores, se o declínio proporcional no desvio-padrão da educação tivesse magnitude semelhante à do aumento observado na década passada, o efeito líquido seria uma redução — embora pequena — da concentração da renda.

Mas se os demais fatores permanecessem inconstantes, os retornos da educação de 1.º grau provavelmente cairiam. Se os salários fossem inflexíveis para baixo, aumentaria o desemprego dos egressos desse nível de ensino, e as taxas de retorno, ajustadas para desemprego, igualmente diminuiriam. O efeito líquido sobre a desigualdade dependeria dos efeitos opostos de: a) uma igualação na distribuição de educação; e b) de um aumento das diferenças nas taxas de retorno entre os níveis educacionais superiores e inferiores. Dado que as variações na desigualdade dependem mais de (b) do que de (a), o resultado provável seria uma distribuição da renda mais desigual.

Na década passada, observou-se um aumento relativamente mais rápido no número de graduados do 2.º grau e do nível superior. Ao lado disso, houve um aumento relativo e também absoluto das taxas de retorno desses níveis educacionais, contrariamente ao que seria de esperar segundo relações de oferta e demanda em condições competitivas. Nesse período, assistimos a uma queda do salário mínimo em relação aos aumentos do custo de vida, consequência de uma política de rigoroso controle salarial que afetou mais aqueles situados na base do espectro do que os localizados no seu topo. A evidência indica que o programa de estabilização do Governo, adotado a partir de 1964, e a política salarial que nele inicialmente se inseriu, continuando em vigor ao final da década, foram as principais variáveis que contribuíram para esse comportamento dos salários e para as variações nas taxas de retorno da educação. Além disso, não há evidência de que essas tendências se invertem.

Resumindo, ainda que se raciocine sob a ótica do capital humano, a adoção de políticas para diminuir a variância da distribuição da educação no médio prazo não terá como resultado provável a redução da desigualdade de renda. Na verdade, pode contribuir para o aumento da concentração. Contrapondo-se à crença na suficiência do papel redistributivo da educação, está a evidência relativa aos efeitos da política econômica do Estado no aumento da desigualdade observada no passado e prognosticada para a atual década. Se, ao final desta década, pretende-se obter uma distribuição mais igualitária da renda, é necessário que ocorra uma inversão nos rumos da política econômica.

Apêndice — Derivadas parciais da função de desigualdade de renda

As derivadas parciais da função de desigualdade de renda — equação (5) — são:

$$\frac{\partial Var(\ln Y)}{\partial SD(E)} = 2 [(\bar{r}^*)^2 + Var(r^*)] SD(E) + 2\bar{r}^*r' R_{ei} SD(I) + 2\bar{r}^*\delta R_{ei} SD(\ln L)$$

$$\frac{\partial Var(\ln Y)}{\partial SD(I)} = 2 [(\bar{r}')^2 + Var(r')] SD(I) + 2\bar{r}'r' R_{ei} SD(E) + 2\bar{r}'\delta R_{ei} SD(\ln L)$$

$$\frac{\partial Var(\ln Y)}{\partial \bar{E}} = 2 \bar{E} Var(r^*) \quad \frac{\partial Var(\ln Y)}{\partial \bar{I}} = \bar{I} Var(r')$$

$$\frac{\partial Var(\ln Y)}{\partial SD(\ln L)} = 2 \delta^2 SD(\ln L) + 2\bar{r}^*\delta R_{ei} SD(E) + 2\bar{r}'\delta R_{ei} SD(I)$$

$$\frac{\partial Var(\ln Y)}{\partial R_{ei}} = 2\bar{r}^*\bar{r}' SD(E) SD(I) \frac{\partial Var(\ln Y)}{\partial R_{ei}} = 2\bar{r}^*\delta SD(E) SD(\ln L)$$

$$\frac{\partial Var(\ln Y)}{\partial R_{ii}} = 2\bar{r}'\delta SD(I) SD(\ln L)$$

Para avaliar essas derivadas parciais, precisamos obter uma aproximação da variância das taxas de retorno dos investimentos em educação e experiência, $Var(r^*)$ e $Var(r')$, respectivamente. As taxas de retorno podem variar entre os níveis de educação e experiência devido a diferenças nos investimentos totais, bem como entre indivíduos com determinado nível de educação/experiência, devido a diferenças de habilidade, cor (etnia) e/ou classe sócio-econômica.⁸³

⁸³ Ver a resenha de M. Blaug, *An Introduction to the Economics of Education* (Middlesex, Inglaterra e Baltimore, Md.: Penguin Books, 1972), esp. pp. 32-46 e 227-230. Estimativas das taxas de retorno por grupo étnico encontram-se, por exemplo, em G. Hanoch, "An Economic Analysis of Earnings and Schooling", in B. F. Kikker (org.), *op. cit.*, pp. 310-329; ajustamentos para

Obtemos o limite inferior da variância das taxas de retorno da educação computando a variância entre os coeficientes da variável educação nas regressões para os diversos níveis de ensino. Nessas regressões, os coeficientes estimados são aproximações da taxa média de retorno num dado nível educacional. Assim, por exemplo, o coeficiente de regressão para o nível superior corresponde a uma aproximação da taxa de retorno para o nível superior completo *versus* superior incompleto. O limite inferior da variância das taxas de retorno dos investimentos pós-educacionais pode ser aproximado após calcularmos a variância entre os coeficientes de idade nas regressões para vários grupos etários. As estimativas de regressão com as quais calculamos o limite inferior dessas variâncias encontram-se nas Tabelas 6 e 7. Os limites inferiores obtidos são $Var(r^*) \cong 0,0015$ e $Var(r') \cong 0,0019$.

Pode-se obter uma aproximação do limite superior para a variância das taxas de retorno da educação adotando-se o procedimento sugerido por Chiswick e Mincer.⁸⁴ Determina-se a variância de uma função de renda simplificada da forma $\ln Y = a + r_j E_j + u$, com resultados análogos aos da equação (5). Assim:

$$Var(\ln Y) = \bar{r}^2 Var(E) + \bar{E}^2 Var(r) + Var(r) Var(E) + Var(u)$$

A variância do log da renda que é explicada pela regressão, corresponde a $Var(\ln Y)^* = \bar{r}^2 Var(E) + Var(u)$, e o coeficiente de determinação pode ser definido como $R^2 = Var(\ln Y)^* / Var(\ln Y)$. Substituindo e simplificando:

$$\frac{1}{R^2} = 1 + \frac{\bar{E}}{Var(E)} \cdot \frac{Var(E)}{\bar{r}^2} + \frac{Var(r)}{\bar{r}^2}$$

habilidades inatas ou nível sócio-econômico foram efetuados, por exemplo, por M. Carnoy, "Rates of Return to Schooling in Latin America", in *Journal of Human Resources*, n.º II (1967), pp. 359-374; H. Thias e M. Carnoy, *Cost-Benefit Analysis in Education: A Case Study of Kenya* (Baltimore: International Bank for Reconstruction and Development e The Johns Hopkins Press, 1972), pp. 35-42, 72, 75; e Cláudio de M. Castro, *Investimento em Educação no Brasil: um Estudo Sócio-Econômico de Duas Comunidades Industriais*, Série Monográfica (Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1973), n.º 12.

⁸⁴ Chiswick e Mincer, *op. cit.*, p. S42, nota.

TABELA 6

Regressões por nível de educação - 1970^aPrimário ($g=1$)

$$LOGY = 6,332 + 0,251 \text{ EDU} + 0,020 \text{ IDA} + 0,193 \text{ LOGL}$$

$$R^2 = 0,171$$

$$\text{Var} (LOGY) = 0,406$$

$$N = 4.443.427$$

Ginasial ($g=2$)

$$LOGY = 6,375 + 0,155 \text{ EDU} + 0,033 \text{ IDA} + 0,076 \text{ LOGL}$$

$$R^2 = 0,296$$

$$\text{Var} (LOGY) = 0,575$$

$$N = 749.934$$

Colegial ($g=3$)

$$LOGY = 4,837 + 0,317 \text{ EDU} + 0,033 \text{ IDA} + 0,245 \text{ LOGL}$$

$$R^2 = 0,211$$

$$\text{Var} (LOGY) = 0,577$$

$$N = 377.893$$

Superior ($g=4$)

$$LOGY = 6,140 + 0,191 \text{ EDU} + 0,015 \text{ IDA} + 0,296 \text{ LOGL}$$

$$R^2 = 0,158$$

$$\text{Var} (LOGY) = 0,471$$

$$N = 294.540$$

FONTE: Amostra de 1,27% do Censo Demográfico de 1970. As observações foram ponderadas individualmente pelo IBGE; ponderação média \cong 78. Assim, o número de observações corresponde ao tamanho real da população.

^aEstatísticas t entre parênteses.

Definindo o quadrado dos coeficientes de variação de E_j e r_j como, respectivamente, $CV^2(E) = \text{Var}(E)/E^2$ e $CV^2(r) = \text{Var}(r)/r^2$, substituindo-os na expressão acima e resolvendo-a para $\text{Var}(r)$, obtém-se:

$$\text{Var}(r) = \frac{(1 - R^2) [CV^2(E)] \bar{r}^2}{R^2 [1 + CV^2(E)]}$$

As estimativas da função de renda simplificada nos dão $\bar{r} = 0,178$ e $R^2 = 0,115$. Com os dados da Tabela 8, temos que $CV^2(E) = 1,0198$. Assim, o limite superior para a variância de r_j^* seria

TABELA 7

Regressões por faixas etárias - 1970 ^a

14 - 17

$$LOGY = 3,959 + 0,066 \text{ EDU} + 0,160 \text{ IDA} + 0,147 \text{ LOGL}$$

$$R^2 = 0,113$$

$$\text{Var} (LOGY) = 0,320$$

$$N = 277.840$$

18 - 21

$$LOGY = 4,819 + 0,103 \text{ EDU} + 0,108 \text{ IDA} + 0,167 \text{ LOGL}$$

$$R^2 = 0,182$$

$$\text{Var} (LOGY) = 0,278$$

$$N = 647.899$$

22 - 24

$$LOGY = 5,525 + 0,124 \text{ EDU} + 0,070 \text{ IDA} + 0,173 \text{ LOGL}$$

$$R^2 = 0,276$$

$$\text{Var} (LOGY) = 0,342$$

$$N = 629.883$$

25 - 34

$$LOGY = 6,459 + 0,162 \text{ EDU} + 0,026 \text{ IDA} + 0,181 \text{ LOGL}$$

$$R^2 = 0,481$$

$$\text{Var} (LOGY) = 0,574$$

$$N = 1.891.168$$

35 - 44

$$LOGY = 6,898 + 0,177 \text{ EDU} + 0,012 \text{ IDA} + 0,172 \text{ LOGL}$$

$$R^2 = 0,500$$

$$\text{Var} (LOGY) = 0,717$$

$$N = 1.403.866$$

45 - 60

$$LOGY = 6,094 + 0,187 \text{ EDU} - 0,006 \text{ IDA} + 0,113 \text{ LOGL}$$

$$R^2 = 0,488$$

$$\text{Var} (LOGY) = 0,892$$

$$N = 1.015.138$$

FONTE: Amostra de 1,27% do Censo Demográfico de 1970. As observações foram ponderadas individualmente pelo IBGE; ponderação média $\cong 78$. Portanto, o número de observações corresponde ao tamanho real da população.

^aEstatísticas *t* entre parênteses.

$Var(r_i^*) \cong 0,023$. Utilizamos, no cálculo das derivadas parciais, a média dos limites inferior e superior: $Var(r) = 0,012$. Para $Var(r')$, utilizamos a aproximação do limite inferior.

As derivadas parciais de $Var(\ln Y)$ foram avaliadas utilizando-se essas aproximações para as variâncias dos coeficientes de educação e idade, bem como os valores observados das demais variáveis para a população em estudo. Esses outros valores encontram-se na Tabela 8.

TABELA 8

Médias, desvios-padrão e correlações entre as variáveis explicativas — 1970

Estatísticas e Variáveis	EDU	IDA	LOGL
Médias.....	3,04	33,02	2,28
Desvios-Padrão.....	3,07	11,00	0,25
Correlações			
EDU.....	1	0,08	-0,05
IDA.....		1	-0,01
LOGL.....			1

FONTE: Amostra de 1,27% do Censo Demográfico de 1970.