

# Idade, experiência, escolaridade e diferenciais de renda: Estados Unidos e Brasil\*

DAVID LAM\*\*  
DEBORAH LEVISON\*\*\*

*Este trabalho analisa os perfis de desigualdade por idade e experiência para homens brasileiros e norte-americanos. A decomposição dos perfis de desigualdade usando um modelo de capital humano esclarece uma série de questões referentes aos determinantes de cross-section dos perfis de desigualdade e mostra algumas diferenças importantes no perfil dos dois países e nos seus respectivos componentes. As mudanças na distribuição da escolaridade nas diferentes coortes desempenham um papel central na explanação dos perfis de desigualdades cross-section nos Estados Unidos e no Brasil e explicam as diferenças nas desigualdades de rendimentos em cada um desses países.*

## 1 - Introdução

Os perfis de desigualdade de renda por idade e experiência exercem importante papel na explicação das distribuições de renda dada por economistas do desenvolvimento e do trabalho, bem como por demógrafos. Os perfis de desigualdade por idade são importantes por determinarem a relação entre a composição etária da população e a distribuição total da renda, que é uma importante consideração nas comparações de distribuições, em séries temporais ou em amostras *cross-section*.<sup>1</sup> Os perfis de desigualdade da experiência receberam atenção devido à sua relação com os modelos de capital humano da distribuição de renda. Mincer (1974) extrai conclusões sobre a relação entre experiência e desigualdade de renda a partir de um modelo de capital humano de investimento em educação e em treinamento. Sua idéia de “ponto de superação”, que desempe-

---

Nota do Editor: Tradução não revista pelos autores.

\* Este artigo beneficiou-se de comentários feitos por Ricardo Paes de Barros, Guilherme Sedlacek, José Guilherme Almeida dos Reis e Charles Brown. Robert Schoeni foi excelente assistente de pesquisa. Registramos nosso grato reconhecimento ao apoio recebido da Comissão Fulbright, do Programa de Cooperação Internacional da Universidade de Michigan e do IPEA-Rio.

\*\* Professor Assistente do Departamento de Economia e do Centro para Estudos Populacionais da Universidade de Michigan; pesquisador visitante no IPEA-Rio.

\*\*\* Candidata a doutorado, Departamento de Economia e Centro de Estudos Populacionais da Universidade de Michigan.

<sup>1</sup> Cf., por exemplo, Paglin (1975), Morley (1981) e Lam (1984) para discussões sobre a relação entre estrutura etária e desigualdade.

nha papel central em tais conclusões, é por ele usada para medir a capacidade do modelo de capital humano para explicar a desigualdade dos rendimentos.

Este trabalho analisa os perfis de desigualdade dos rendimentos por idade e experiência, para homens brasileiros, comparando-os com perfis norte-americanos.<sup>2</sup> Nossa análise baseia-se em grandes amostras de dados individuais, o que torna possível avaliar a desigualdade segundo categorias bem definidas de idade, experiência e escolaridade. Documentamos os perfis de idade e experiência quanto aos diferenciais de rendimento nos dois países e decomparamos os perfis com base numa equação de logaritmos dos rendimentos. A análise esclarece uma série de questões referentes à medição da desigualdade dos rendimentos e aos determinantes dos perfis de desigualdade nas séries temporais e nos dados de *cross-section*.

Concluímos que as mudanças na distribuição da escolaridade entre grupos têm papel central na explicação dos perfis de desigualdade em amostras *cross-section* dos dois países. Ao passo que no debate sobre a evolução temporal da desigualdade no Brasil incluiu-se a discussão das variações do retorno à educação ao longo do tempo, pouco se atentou para as mudanças na distribuição da escolaridade. Extraímos algumas conclusões preliminares dos resultados em relação às fontes de desigualdade no Brasil e às tendências futuras da desigualdade, estas decorrentes das rápidas alterações da distribuição de escolaridade.

A análise se encerra com o exame da robustez dos resultados brasileiros face a definições alternativas de experiência e à estratificação regional. Nossos resultados são surpreendentemente robustos para as regiões do país, ao mesmo tempo em que mostram alguma sensibilidade à escolha da *proxy* para experiência de trabalho.

## 2 - A experiência e a desigualdade de rendimento em um grupo

Ao analisar os perfis de desigualdade de rendimentos é útil ter em mente as proposições de Mincer sobre a relação entre desigualdade de rendimentos e experiência de trabalho. Os pontos básicos de Mincer podem ser notados com a consideração de uma equação de rendimentos simples para o indivíduo  $i$  com  $j$  anos de experiência [cf. Mincer (1974, p. 19-21) e Brown (1980)]:

$$\ln Y_{ij} = \alpha_i + rS_i + f_i(j) + u_{ij} \quad (1)$$

<sup>2</sup> Seguimos a maior parte da literatura sobre desigualdade de rendimentos ao restringir nossa atenção ao sexo masculino; evitamos, com isto, questões mais difíceis da oferta de mão-de-obra face aos rendimentos femininos ao longo da vida.

onde  $Y_{ij}$  é o rendimento da  $i$ -ésima pessoa no período  $j$ ,  $\alpha_i = \ln E_{i0}$  é o logaritmo do rendimento que a pessoa  $i$  teria caso não tivesse escolaridade ou capital humano pós-escola,<sup>3</sup>  $r$  é a taxa de retorno da educação,  $S_i$  é o número de anos de escolaridade da pessoa  $i$ ,  $f_i(j)$  é o retorno líquido aos investimentos em capital humano feitos após a escolarização da pessoa  $i$ , sendo  $j$  os anos de experiência, e  $u_i$  representa erros não correlacionados com outros determinantes dos rendimentos observados.

Admitindo-se que  $r$  seja o mesmo para os diversos indivíduos, segue-se que para o grupo de trabalhadores com experiência  $j$  a variância dos logaritmos dos rendimentos implícita em (1) é dada por:

$$V_j(\ln Y) = V_j(\alpha) + r^2 V_j(S) + V_j(f) + V_j(u) + 2rC_j(\alpha, S) + 2rC_j(S, f) + 2C_j(\alpha, f) \quad (2)$$

onde  $V_j(x)$  e  $C_j(x, y)$  representam a variância de  $x$  e a covariância de  $x$  e  $y$  entre trabalhadores com  $j$  anos de experiência, respectivamente. No caso mais geral, as variâncias e covariâncias em (2) têm poucas restrições quanto a seus sinais, magnitudes ou relação com os anos de experiência. Ao adicionar estrutura ao modelo, contudo, Mincer pôde fazer previsões específicas sobre a relação entre a variância dos logaritmos do rendimento e da experiência.

Um conjunto de restrições é mantido sempre que se observa o mesmo “grupo de experiência”<sup>4</sup> ao longo do tempo. Se seguirmos um grupo de experiência ao longo dos anos de aprendizado, a capacidade inicial de perceber rendimento e os anos de escolaridade de todos os indivíduos do grupo são determinados no momento em que o grupo entra na força de trabalho. Segue-se que  $V_j(\alpha)$ ,  $V_j(S)$  e  $C_j(\alpha, S)$  são constantes durante  $j$ , afetando o nível mas não a forma do perfil desigualdade-experiência. Se  $V_j(u)$ , o componente totalmente estocástico dos rendimentos de cada período, é também constante durante  $j$ , então a forma da relação entre a variância global dos logaritmos dos rendimentos,  $V_j(\ln Y)$ , e a experiência será determinada por  $V_j(f)$ ,  $C_j(\alpha, f)$  e  $C_j(S, f)$ .

O segundo conjunto de restrições para simplificar (2) envolve os investimentos individuais em capital humano após a educação escolar. As pessoas que realizam tais investimentos trocam rendimentos correntes por treinamento no trabalho, de forma que os retornos aos investimentos pós-escola,  $f_i(j)$ , são inicialmente negativos, quando os rendimentos deixados de ganhar superam os re-

<sup>3</sup> O capital humano pós-escola refere-se a investimentos – tais como o treinamento no trabalho – cujos custos diretos ou de oportunidade são do tipo de rendimentos deixados de ganhar. Não são incluídos os retornos à experiência *per se*.

<sup>4</sup> Ou seja, grupo de trabalhadores que começaram a trabalhar no mesmo ano, embora nem todos tenham a mesma idade.

tornos acumulados. Em certo momento, os retornos acumulados **igualam** os rendimentos que se deixam de ganhar; a partir daí, os retornos aos investimentos pós-escola são positivos. A este ponto de inflexão (onde os retornos líquidos de capital humano passam de negativos para positivos) Mincer deu o nome de “ponto de superação”. Nós o chamamos de  $\hat{j}$ , com  $f_j(j) < 0$  para  $j < \hat{j}$ ,  $f_j(\hat{j}) = 0$  e  $f_j(j) > 0$  para  $j > \hat{j}$ . Se  $\hat{j}$  fosse igual para os indivíduos em todos os grupos de escolaridade,<sup>5</sup> os rendimentos seriam iguais para todos os trabalhadores com a mesma escolaridade, sem depender de seu investimento em capital humano pós-escola. Segue-se não apenas que  $V_j(f) = 0$ , como também que  $C_j(\alpha, f) = C_j(S, f) = 0$ . A variância dos logaritmos dos rendimentos no ponto de superação é expurgada de qualquer influência do investimento em capital humano pós-escola.<sup>6</sup> Uma terceira restrição reduz (2) ao caso mais simples e possivelmente mais conhecido. Admitamos que os investimentos em capital humano pós-escola não sejam correlacionados com o nível de escolaridade,  $S$ , e com a capacidade inicial de obter rendimentos,  $\alpha$ , implicando que  $C_j(S, f) = C_j(\alpha, f) = 0$  para todo  $j$ . Dado que  $V_j(\alpha)$ ,  $V_j(S)$  e  $C_j(\alpha, S)$  não dependem de  $j$  em um grupo de experiência e admitindo-se que  $V(u)$  e  $r$  são constantes, (2) reduz-se a:

$$V_j(\ln Y) = V(\alpha) + 2rC(\alpha, S) + r^2V(S) + V(u) + V_j(f) \quad (3)$$

onde o índice  $j$  foi eliminado dos termos que se supõe independem da experiência. Sob todas essas hipóteses, a variância dos logaritmos dos rendimentos só muda com os anos de experiência, dado o grupo de experiência, em função da mudança da variância dos retornos líquidos em capital humano pós-escola,  $V_j(f)$ . Dado que  $V_j(f)$  atinge um mínimo em  $\hat{j}$ ,  $V(\ln Y)$  também atingirá um mínimo em  $\hat{j}$ , refletindo apenas a desigualdade devida aos retornos à escolarização.<sup>7</sup>

### 3 - Idade, experiência e rendimentos em *cross-sections*

Embora as projeções implícitas em (2) e em (3) refiram-se a grupos de experiência, as aplicações empíricas tipicamente consideram uma *cross-section* de

<sup>5</sup> Psacharopoulos e Layard (1979) são especialmente críticos sobre esta hipótese.

<sup>6</sup> Se o valor presente do salário permanente com os investimentos em capital humano pós-escola é igual ao valor presente do salário permanente sem tais investimentos, segue-se que um modelo simples com retornos constantes a esses investimentos,  $r_p$ , e custos de oportunidade constantes, implicará um ponto de superação  $\hat{j} = 1/r_p$ . A previsão típica é de que  $\hat{j}$  será algo inferior a 10 anos [Mincer (1974) e Brown (1980)].

<sup>7</sup> Este perfil em forma de U de  $V(\ln Y)$  será alterado por qualquer correlação não-nula entre os investimentos pós-escola e a capacidade inicial de obter rendimentos ou o nível de escolaridade, em princípio podendo assumir todas as formas possíveis.

trabalhadores de diferentes níveis de experiência, ao invés dos grupos.<sup>8</sup> Os perfis de desigualdade por idade em *cross-sections* têm sempre sido discutidos como se deveriam se comportar como os perfis de experiência, tendência que se reforça pela aparente consistência entre os dois no caso dos dados americanos [cf. Mincer (1974), Schultz (1975) e Smith e Welch (1979)]. Limitações de dados, especialmente nos países subdesenvolvidos, geralmente tornam inevitável o uso de *cross-sections*, bem como a consideração de estruturas etárias no lugar de experiência. Além disso, existe interesse direto na análise da relação entre desigualdade e idade, bem como entre desigualdade e experiência. A estrutura etária é uma importante característica de qualquer população e, ao contrário da distribuição de experiência, é independente do comportamento econômico no curto prazo. A relação entre estrutura etária e desigualdade recebeu considerável atenção dos economistas do desenvolvimento e dos demógrafos econômicos, em parte devido ao interesse em saber se os níveis de concentração, geralmente mais elevados nos países subdesenvolvidos, poderiam ser diretamente relacionados ao fato de suas estruturas etárias serem muito mais jovens. É então ilustrativo discutir se a relação entre desigualdade e experiência em grupos, de acordo com (3), tem implicações sobre a relação entre desigualdade e experiência observada em *cross-sections* ou sobre a relação entre desigualdade e idade em grupos ou *cross-sections*. Ainda que vários pontos importantes sobre o tema tenham sido assinalados por Mincer (1974) e Brown (1980), vale a pena ressaltar algumas complicações adicionais.

Existem duas questões a serem consideradas: a primeira é saber como se relacionam os perfis de desigualdade em um grupo com os de *cross-sections*; a segunda trata da comparação entre os perfis de desigualdade por anos de experiência e por anos de idade. Um modelo útil para analisar tais questões considera o caso dos grupos discretos de escolaridade – a referência pode ser a anos de escolaridade ou a níveis formais de escolarização, como primário, secundário, etc. A variância total dos logaritmos dos rendimentos para trabalhadores de quaisquer idades ou anos de experiência pode ser decomposta em variância dentro do grupo e entre grupos; a decomposição para um trabalhador com  $j$  anos de experiência, por exemplo, seria:

$$V_j(y) = \sum w_{ij} (\bar{y}_{ij} - \bar{y}_j)^2 + \sum_i w_{ij} v_{ij}(y) \quad (4)$$

onde  $w_{ij}$  é a proporção de trabalhadores com experiência  $j$  no grupo de escolaridade  $i$ ,  $\bar{y}_{ij}$  é a média dos logaritmos dos rendimentos de trabalhadores com experiência  $j$  e escolaridade  $i$ ,  $\bar{y}_j$  é a média dos logaritmos dos rendimentos dos trabalhadores com experiência  $j$  e  $v_{ij}(y)$  é a variância dos logaritmos dos rendimentos dos trabalhadores com experiência  $j$  e escolaridade  $i$ . A primeira soma

<sup>8</sup> Exemplos: Mincer (1974, p. 97-114), Psacharopoulos (1977), Brown (1980) e Psacharopoulos e Layard (1979); dados grupados são analisados em Hause (1980).

em (4) é o componente entre grupos da variância total, sendo a segunda soma o componente dentro do grupo. Nos termos da equação de rendimentos (1), a variância entre grupos reduz-se a  $r^2V(S)$ , com os demais componentes da variância total de (3) incluídos na variância dentro do grupo.

Os pesos em (4),  $w_{ij}$ , refletem a distribuição dos anos de escolaridade entre trabalhadores com a mesma idade ou com o mesmo número de anos de experiência. Grande parte da confusão na análise dos perfis de desigualdade por idade ou experiência advém desses pesos, com os grupos de escolaridade recebendo ponderações diferentes nas *cross-sections* e *cohorts*. Tais diferenças podem ser resumidas da forma a seguir apresentada.

Seguindo Mincer, suponhamos que para cada  $i$ -ésimo grupo de escolaridade em uma *cohort* a variância dentro do grupo,  $v_{ij}(y)$ , seja determinada pelos investimentos em capital humano pós-escola, de forma que  $v_{ij}(y)$  toma a forma de  $U$  como função da experiência,  $j$ . De (4) podemos ver que, em primeiro lugar, se os pesos  $w_{ij}$  forem constantes durante a existência de uma *cohort* de experiência, a variância dentro do grupo também terá a forma de  $U$ , já que ela é uma média ponderada dos diagramas  $v_{ij}(y)$ , com os pesos da população constantes através de  $j$ . Dado que, por hipótese, a escolarização acaba quando se inicia a experiência no mercado de trabalho, conclui-se que os pesos são constantes para uma *cohort* de experiência.<sup>9</sup>

Em segundo lugar, para uma *cohort* de idade (ou seja, pessoas nascidas no mesmo ano e acompanhadas ao longo de suas vidas laborais), a distribuição de escolaridade – e, assim, os pesos  $w_{ij}$  – será constante a partir da idade com a qual todos os trabalhadores entram no mercado de trabalho. Novamente são desconsideradas a mortalidade e a educação formal após a entrada no mercado de trabalho.

Em terceiro lugar, os pesos  $w_{ij}$  em *cross-sections* de idade<sup>10</sup> serão constantes para os grupos de idade, desde que não haja mudanças seculares nas distribuições de escolaridade. Assim, como assinalou Mincer (1974, p. 102), quando observamos a distribuição global de rendimentos por grupos de idade (agregando-se por níveis de escolaridade), os padrões de *cross-sections* reproduzem os de *cohort* se, e apenas se, as distribuições de escolaridade são as mesmas para todos os grupos de idade. As *cross-sections* de idade serão, contudo, diferentes das *cohorts* de idade se a distribuição de escolaridade diferir por *cohorts*. Se, por exemplo, tiverem ocorrido aumentos seculares de escolaridade, dentro dos grupos mais jovens, os subgrupos mais escolarizados terão ponderação mais

<sup>9</sup> Abstrai-se a mortalidade (e a migração), que pode variar muito por grupo de escolaridade. Despreza-se também a escolarização formal obtida após a entrada no mercado de trabalho (como a eventual frequência à escola noturna).

<sup>10</sup> Com *cross-sections* de idade queremos representar um perfil de desigualdade por idade em uma população num ponto isolado do tempo.

elevada. Se a média e a variância da escolaridade tiverem aumentado ao longo do tempo e todos os outros determinantes dos rendimentos permanecido constantes, o perfil de desigualdade por idade na *cross-section* mostrará maior desigualdade entre os jovens do que indicariam os perfis por idade da desigualdade para *cohorts* específicas.

Em quarto lugar, consideremos os pesos mais complexos das *cross-sections* de experiência. Só se a distribuição de escolaridade e o tamanho das *cohorts* não mudarem é que os pesos permanecerão constantes através dos níveis de experiência.<sup>11</sup> Suponhamos, por exemplo, que tenham ocorrido aumentos seculares de escolarização. Dado que a escolaridade afeta o momento da entrada na força de trabalho, a relação entre escolaridade e experiência decorrente de mudanças seculares na escolaridade pode ser bastante complexa. Em termos gerais, quando ocorrem elevações seculares nos níveis de escolaridade, os trabalhadores com menos anos de experiência terão escolaridade média mais alta na *cross-section*, com implicações análogas às dos perfis de idade.

Adicionalmente aos efeitos das mudanças na distribuição da escolaridade, as *cross-sections* de experiência são também afetadas por mudanças no tamanho da *cohort*. Considere-se, por exemplo, o caso de uma população crescendo rapidamente. Dado que certo nível de experiência atravessa várias *cohorts* (idades), uma população que cresça rapidamente terá jovens trabalhadores com pesos maiores em cada grupo de experiência. Mantendo-se a experiência constante, os trabalhadores mais jovens devem ter menos escolaridade, de forma que todos os perfis terão pesos maiores para as categorias de escolaridade inferior. Contudo, este efeito não é uniforme para os níveis de experiência, dado que a combinação de idades em um grupo de experiência geralmente não é constante, mesmo no caso de uma população com estrutura etária constante.

As condições necessárias para que os dados de *cross-section* reproduzam os perfis de desigualdade de *cohorts* são, então, bastante restritivas. Ainda que Mincer e Brown tenham previamente indicado que os perfis de desigualdade por experiência só refletem os perfis de *cohort* quando as distribuições de escolaridade são constantes, devemos adicionar a restrição de que os tamanhos das *cohorts* também devem ser constantes. Ambas as restrições são violadas nas populações que analisamos. Tanto os Estados Unidos quanto o Brasil tiveram aumentos do nível de escolaridade nas décadas recentes, embora haja importantes diferenças na natureza das mudanças nos dois países. Ambos também sofreram mudanças no tamanho das *cohorts*. No caso dos Estados Unidos, isto se deve às grandes flutuações causadas pelo *baby boom* e, no Brasil, às taxas relativamente altas de crescimento da população.

---

<sup>11</sup> Isso implica que a taxa de crescimento da força de trabalho deve ser zero, com uma distribuição de idade uniforme.

#### 4 - Evidência empírica sobre os perfis de desigualdade por idade e experiência

Muitos pesquisadores estudaram a concentração de renda de grupos específicos de idade e experiência. Mincer (1974), ao analisar os perfis por idade e experiência da variância dos logaritmos dos rendimentos dos homens norte-americanos, concluiu que nas regressões entre os logaritmos dos rendimentos e a escolaridade, para grupos específicos de experiência, o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) atingiu um pico entre sete e nove anos de experiência. Ele interpretou o resultado como evidência do “ponto de superação” e usou o  $R^2$  nesse conjunto de superação para quantificar o poder explicativo do modelo de capital humano.

Psacharopoulos (1977) aplicou a mesma metodologia para homens no Marrocos, numa das poucas tentativas de testar as proposições de Mincer em relação a um país subdesenvolvido. Ele obteve o pico do  $R^2$  entre três e cinco anos de experiência. Embora seus resultados pareçam consistentes com as proposições de Mincer, eles devem ser qualificados, já que sua amostra era composta por apenas 1.600 homens, dos quais cerca de 1.000 eram analfabetos. Psacharopoulos e Layard (1979) examinaram os perfis de desigualdade por grupos de experiência na Inglaterra e, ao estimarem regressões de rendimentos, concluíram que o  $R^2$  tinha um pico local aos três-cinco anos, sendo o máximo global aos 24-26 anos. A variância dos resíduos caiu inicialmente com a experiência, resultando num mínimo global aos 15-17 anos. Brown (1980) reavaliou a evidência para os Estados Unidos com base nos dados CPS 1973/75, para o sexo masculino, e obteve poucos indícios de um ponto de superação nos perfis dos coeficientes de determinação, mas encontrou alguma confirmação nos perfis das variâncias residuais.

Os perfis de idade da concentração de rendimentos também foram estimados. Mincer (1974), Schultz (1975) e Smith e Welch (1979) encontraram perfis em forma de U para a concentração por idade em estimativas de *cross-sections* de homens norte-americanos. Langoni (1973) analisou a concentração por grupos de idade específicos no Brasil, usando os dados do Censo de 1970. Os perfis obtidos, ao contrário da forma de U dos Estados Unidos, mostraram um contínuo aumento da variância dos logaritmos da renda até o grupo etário de 65-69 anos.

#### 5 - Decomposição da desigualdade nos Estados Unidos e no Brasil

Com base em dados de grupos por idade e experiência, referente a homens com rendimentos nos Estados Unidos e no Brasil, estimamos equações de rendimentos da forma:

$$\ln Y_i = \alpha + \beta S_i + u_i \quad (5)$$

onde  $Y_i$  é o rendimento do  $i$ -ésimo trabalhador,  $S_i$  representa o número de anos de escolaridade daquele trabalhador e  $u_i$  é o termo aleatório, supostamente bem comportado.<sup>12</sup> A variância dos logaritmos dos rendimentos é usada como medida de concentração. Além do fato de que tal variância decorre naturalmente da equação (1) – equação de rendimentos, segundo a teoria do capital humano –, ela é uma medida de desigualdade amplamente utilizada que atende aos axiomas mais comuns para as medidas de desigualdade [cf., por exemplo, Kakwani (1980)] e, dentre as medidas convencionais, dá peso relativamente maior à cauda inferior da distribuição.<sup>13</sup>

As Tabelas 1 e 2 mostram os resultados das regressões, bem como a média e a variância dos rendimentos da escolaridade. Os resultados dessas regressões serão detalhadamente discutidos adiante. No momento, consideremos apenas os perfis globais da variância dos logaritmos dos rendimentos por idade, para o Brasil e os Estados Unidos, mostrados na coluna 5 da Tabela 1, bem como no Gráfico 1, onde se pode ver que a variância dos logaritmos dos rendimentos cresce continuamente com a idade no Brasil, exceto por uma queda no grupo de 16-18 anos e de um pico local pouco notável no grupo de 37-39 anos. Em contraste, o perfil da variância para os Estados Unidos toma a forma aproximada de um U, com o nível de desigualdade para os trabalhadores jovens e velhos superior ao que se observa no Brasil. O perfil norte-americano é substancialmente distinto quando são incluídos apenas os trabalhadores do sexo masculino com trabalho em tempo integral e cai mais agudamente nas idades mais jovens.<sup>14</sup> Os perfis norte-americanos para os trabalhadores em tempo integral e o total de trabalhadores apresentam o “conhecido perfil em forma de U para a idade”, conforme notaram Smith e Welch (1979, p. 517).

Os perfis de desigualdade por idade mostram a relação entre a composição etária da população e a distribuição global de renda. A diferença entre os perfis

<sup>12</sup> Os dados do Brasil foram extraídos da PNAD-85. Os resultados aqui utilizados consideram os pesos que o IBGE usou para gerar uma amostra representativa da população brasileira. São fornecidos dados mensais de rendimentos do trabalho em 1985. Quando nos referimos ao tamanho da amostra, tratamos do número de observações, sem ponderação. Os resultados dos Estados Unidos baseiam-se na Current Population Survey de março de 1985. Os dados da CPS fornecem informações anuais. A Tabela A.1 do Apêndice dá resultados análogos para homens norte-americanos com jornada integral.

<sup>13</sup> Como mostrou Atkinson (1970), a ordenação de distribuições segundo a variância de logaritmos é consistente com um grau mais alto de “aversão relativa à desigualdade” do que a decorrente de outras medidas comuns, como os coeficientes de Gini e de variação.

<sup>14</sup> A comparação da variância total para trabalhadores de todas as idades na Tabela 1 e na Tabela A.1 do Apêndice revela a sensibilidade da desigualdade total nos Estados Unidos à escolha de amostra (todos os trabalhadores x trabalhadores de tempo integral). A amostra de todos os trabalhadores dos Estados Unidos tem concentração significativamente maior do que a amostra global do Brasil, embora isto dificilmente seja sempre verdadeiro para grupos específicos de idade. A amostra dos trabalhadores norte-americanos em tempo integral tem concentração significativamente menor do que a brasileira.

TABELA 1

*Rendimentos e escolaridade por anos de idade: estatísticas descritivas de rendimentos para idades específicas – homens brasileiros e norte-americanos com rendimentos positivos*

Anos de idade (1)	Rendimentos				Equações de rendimentos			Anos de escolaridade			
	N (2)	$\bar{Y}$ (3)	$\ln Y$ (4)	$V(\ln Y)$ (5)	$\hat{\beta}$ (6)	$R^2$ (7)	$V(u)$ (8)	$S$ (9)	$V(S)$ (10)	$CV(S)$ (11)	$\hat{\beta}^2 V(S)$ (12)
Homens brasileiros (PNAD-1985)											
Total	120.631	1.219,2	13,403	1,096	0,139	0,312	0,754	4,932	17,601	0,851	0,342
10-12	1.188	128,1	11,444	0,688	0,044	0,007	0,683	1,518	2,328	1,005	0,005
13-15	4.187	226,2	12,081	0,560	0,079	0,057	0,529	3,264	5,107	0,692	0,032
16-18	8.367	356,0	12,580	0,426	0,071	0,102	0,383	4,496	8,486	0,648	0,043
19-21	11.045	573,1	12,983	0,529	0,094	0,209	0,419	5,558	12,441	0,635	0,111
22-24	11.691	801,3	13,255	0,638	0,110	0,296	0,449	5,935	15,663	0,667	0,189
25-27	11.769	1.081,6	13,482	0,774	0,126	0,367	0,490	5,962	17,854	0,709	0,284
28-30	10.966	1.331,5	13,647	0,866	0,135	0,407	0,514	5,943	19,417	0,741	0,352
31-33	10.030	1.578,3	13,754	0,989	0,147	0,455	0,540	5,835	20,939	0,784	0,450
34-36	9.159	1.670,5	13,757	1,068	0,155	0,479	0,556	5,276	21,236	0,873	0,512
37-39	7.928	1.791,3	13,781	1,129	0,158	0,469	0,599	5,035	21,343	0,918	0,530
40-42	7.160	1.709,4	13,748	1,103	0,163	0,470	0,585	4,498	19,491	0,982	0,518
43-45	6.567	1.641,2	13,700	1,097	0,164	0,446	0,608	4,126	18,155	1,033	0,489

46-48	5.497	1.664,4	13,670	1,114	0,164	0,416	0,650	3,926	17,198	1,056	0,463
49-51	4.789	1.611,1	13,643	1,128	0,164	0,402	0,675	3,731	16,821	1,099	0,453
52-54	3.983	1.542,3	13,587	1,097	0,165	0,387	0,672	3,425	15,678	1,156	0,425
55-57	3.464	1.363,7	13,470	1,110	0,161	0,344	0,728	3,097	14,755	1,240	0,381
58-60	2.841	1.333,8	13,377	1,156	0,171	0,341	0,762	2,802	13,397	1,306	0,394
Estados Unidos: Todos os trabalhadores homens (CPS março 1985)											
Total	30.590	19.800	9,389	1,713	0,154	0,119	1,510	12,69	8,57	0,231	0,203
13-15	343	675	5,819	1,623	0,146	0,007	1,611	8,43	0,56	0,089	0,012
16-18	1.739	1.849	6,907	1,622	0,167	0,034	1,568	10,33	1,96	0,135	0,055
19-21	2.386	5,928	8,204	1,322	-0,014	0,000	1,321	12,08	2,90	0,141	0,001
22-24	2.671	10,633	8,892	1,123	-0,011	0,001	1,122	12,69	5,35	0,182	0,001
25-27	2.808	15,944	9,418	0,736	0,065	0,036	0,709	12,97	6,30	0,193	0,027
28-30	2.852	19,669	9,635	0,777	0,080	0,058	0,731	13,24	7,13	0,202	0,046
31-33	2.646	22,219	9,770	0,703	0,099	0,106	0,629	13,36	7,58	0,206	0,074
34-36	2.426	24,299	9,859	0,759	0,107	0,123	0,665	13,55	8,22	0,212	0,094
37-39	2.210	27,585	9,995	0,676	0,110	0,156	0,571	13,61	8,74	0,217	0,106
40-42	1.816	28,233	10,025	0,644	0,098	0,146	0,550	13,26	9,84	0,237	0,095
43-45	1.542	28,829	10,000	0,886	0,114	0,145	0,757	12,95	9,99	0,244	0,130
46-48	1.309	27,658	9,974	0,780	0,115	0,174	0,644	12,70	10,35	0,253	0,137
49-51	1.246	27,193	9,950	0,813	0,116	0,174	0,671	12,52	10,44	0,258	0,140
52-54	1.212	27,591	9,953	0,907	0,094	0,114	0,804	12,45	11,74	0,275	0,104
55-57	1.162	26,488	9,854	1,284	0,083	0,069	1,196	12,12	12,71	0,294	0,088
58-60	1.034	25,423	9,823	1,069	0,110	0,142	0,917	11,88	12,57	0,298	0,152

TABELA 2

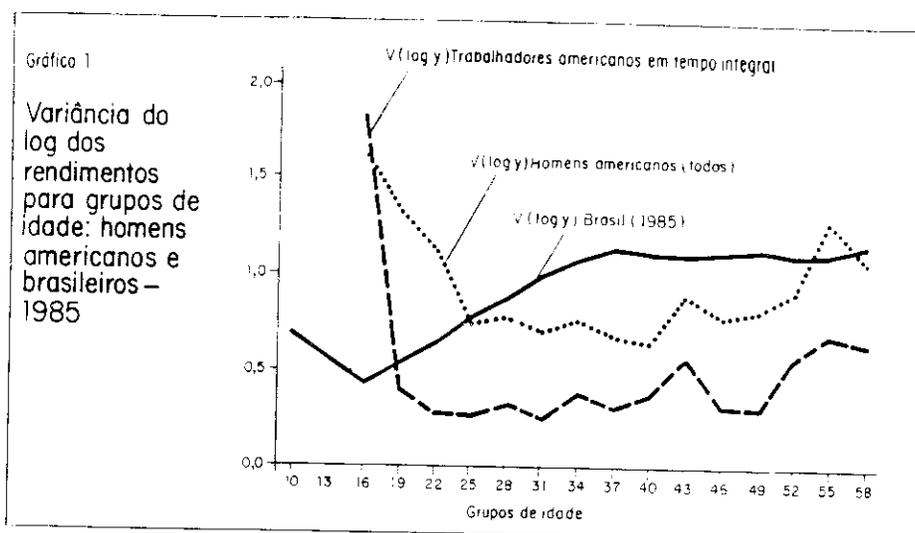
*Rendimentos e escolaridade por anos de experiência: estatísticas descritivas e equações de rendimentos para grupos específicos de experiência – homens brasileiros e norte-americanos com rendimentos positivos*

Anos de idade	Rendimentos					Equações de rendimentos			Anos de escolaridade			
	N (2)	Y (3)	lnY (4)	V(lnY) (5)	$\beta$ (6)	R <sup>2</sup> (7)	V(u) (8)	S (9)	V(S) (10)	CV(S) (11)	$\beta^2V(S)$ (12)	
Homens brasileiros (PNAD 1985)												
Total	120.631	1.219,2	13,403	1,096	0,139	0,312	0,754	4,932	17,601	0,851	0,342	
0-2	4.513	634,2	12,810	1,116	0,227	0,545	0,508	8,594	11,821	0,400	0,608	
3-5	10.125	754,5	12,919	1,167	0,211	0,591	0,477	7,156	15,564	0,551	0,690	
6-8	11.957	994,6	13,179	1,144	0,198	0,592	0,467	6,698	17,212	0,619	0,677	
9-11	11.665	1.203,3	13,375	1,113	0,187	0,603	0,442	6,311	19,122	0,693	0,671	
12-14	10.522	1.383,0	13,507	1,129	0,184	0,584	0,469	5,975	19,439	0,738	0,659	
15-17	9.922	1.444,8	13,577	1,077	0,181	0,561	0,473	5,483	18,348	0,781	0,604	
18-20	8.924	1.435,8	13,597	1,028	0,176	0,487	0,527	4,924	16,230	0,818	0,501	
21-23	8.001	1.452,9	13,630	0,984	0,173	0,474	0,517	4,601	15,645	0,860	0,466	
24-26	7.211	1.505,9	13,641	1,035	0,176	0,431	0,588	4,220	14,451	0,901	0,446	
27-29	6.772	1.475,7	13,609	1,009	0,171	0,396	0,610	3,796	13,632	0,973	0,399	
30-32	6.076	1.444,1	13,607	1,006	0,172	0,367	0,637	3,591	12,561	0,987	0,370	
33-35	5.635	1.298,3	13,535	0,930	0,169	0,350	0,605	3,203	11,400	1,054	0,326	

36-38	5,081	1.293,9	13,499	0,948	0,171	0,298	0,665	2,905	9,676	1,071	0,282
39-41	4,165	1.116,8	13,420	0,865	0,177	0,231	0,666	2,449	6,365	1,030	0,200
42-44	3,545	1.038,8	13,378	0,821	0,181	0,195	0,661	2,164	4,895	1,023	0,160
45-47	2,937	943,3	13,305	0,793	0,186	0,159	0,668	1,819	3,648	1,050	0,126
48-50	2,304	837,4	13,144	0,803	0,180	0,102	0,721	1,281	2,527	1,241	0,082

Estados Unidos: Todos os trabalhadores homens (CPS março 1985)

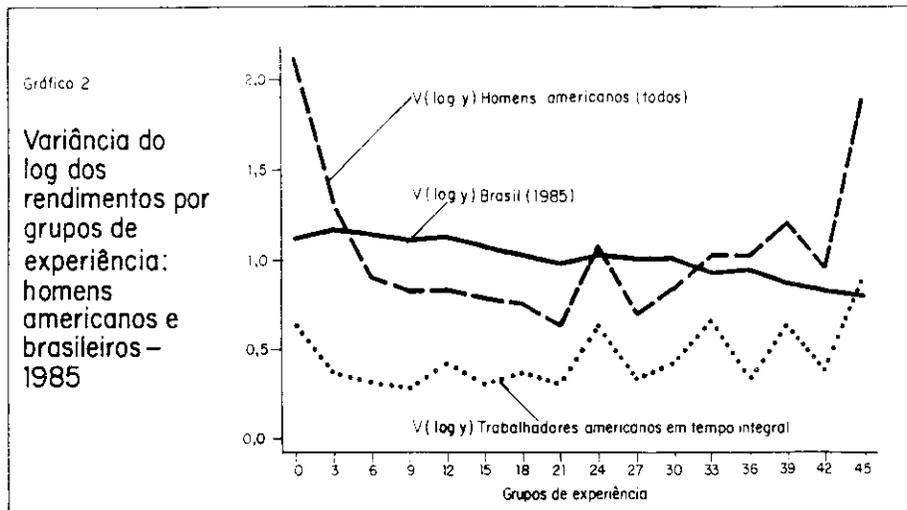
Total	30,590	19,800	9,389	1,713	0,154	0,119	1,510	12,69	8,57	0,231	0,203
0-2	4,390	4,525	7,610	2,119	0,343	0,303	1,476	12,21	5,45	0,191	0,641
3-5	2,751	12,675	9,017	1,314	0,217	0,212	1,036	13,16	5,90	0,185	0,278
6-8	2,935	17,123	9,442	0,906	0,158	0,174	0,748	13,20	6,34	0,191	0,158
9-11	2,987	20,344	9,647	0,824	0,145	0,177	0,678	13,22	6,95	0,199	0,146
12-14	2,791	23,636	9,807	0,826	0,140	0,180	0,678	13,46	7,60	0,205	0,149
15-17	2,355	24,940	9,857	0,782	0,145	0,202	0,624	13,35	7,48	0,205	0,157
18-20	1,987	26,991	9,947	0,749	0,131	0,200	0,599	13,16	8,79	0,225	0,151
21-23	1,574	27,871	10,002	0,627	0,118	0,195	0,505	13,01	8,81	0,228	0,123
24-26	1,426	26,765	9,898	1,074	0,130	0,144	0,919	12,44	9,23	0,244	0,156
27-29	1,373	26,907	9,951	0,690	0,111	0,170	0,573	12,62	9,53	0,245	0,117
30-32	1,211	27,541	9,967	0,839	0,089	0,090	0,763	12,67	9,53	0,244	0,076
33-35	1,124	26,808	9,902	1,028	0,093	0,087	0,938	12,30	10,24	0,26	0,089
36-38	1,047	26,688	9,878	1,025	0,107	0,115	0,907	12,11	10,39	0,266	0,119
39-41	941	23,438	9,738	1,202	0,077	0,051	1,140	11,58	10,35	0,278	0,061
42-44	847	20,041	9,607	0,947	0,034	0,010	0,937	10,83	8,27	0,266	0,010
45-47	513	17,596	9,283	1,883	0,052	0,011	1,862	9,83	7,81	0,284	0,021



brasileiro e norte-americano tem importantes conseqüências sobre os efeitos que a mutável estrutura etária terá sobre a concentração global. Como mostrou Lam (1984), por exemplo, se o perfil norte-americano permanecesse constante, isto implicaria que um aumento na taxa de crescimento da população aumentaria a concentração dos rendimentos totais, ao passo que, no perfil brasileiro, um aumento na taxa de crescimento da população reduziria a desigualdade total.

Como indicado acima, os perfis de experiência de desigualdade foram examinados em função de sua relação com os modelos de capital humano dos rendimentos e com a distribuição da renda. Os perfis da variância dos logaritmos dos rendimentos por anos de experiência para os Estados Unidos e o Brasil são apresentados no Gráfico 2 para grupos com três anos de experiência.<sup>15</sup> Em contraste com o perfil de idades apresentado no Gráfico 1, a variância dos logaritmos dos rendimentos tende a cair com o aumento da experiência dos trabalhadores no Brasil, como mostra o Gráfico 2. Este padrão difere da estável forma de U para os dados norte-americanos, documentada por Dooley e Gottschalk (1984), bem como os dados que Psacharopoulos (1977) apresentou sobre o Marrocos. Da mesma forma, o Gráfico 2 demonstra, com dados de 1985 (CPS),

<sup>15</sup> A experiência, no caso dos Estados Unidos, é definida como a idade menos os anos de escolaridade menos seis e, no caso do Brasil, é a idade menos a escolaridade menos sete. A idade inicial de sete anos é consistente com as distribuições de frequência à escola por idade apresentadas por Hausman e Haar (1978). Imputar experiência num país como o Brasil é difícil, dado que grande parte da população tem apenas alguns anos de escolaridade. Em outras partes admitimos alternativas quanto à idade de início do trabalho, 10 e 15 anos; a idade de 15 anos é a preferida por Behrman e Birdsall (1983). Estes resultados estão no Apêndice e são discutidos adiante.



o formato U. Enquanto o perfil norte-americano por anos de experiência é muito semelhante ao perfil por anos de idade, no caso brasileiro há importantes diferenças entre tais perfis, sendo a mais notável o fato de que a desigualdade sobe com a idade e cai com a experiência.

Cabe perguntar quais são os determinantes dos perfis de idade e experiência da desigualdade no Brasil e nos Estados Unidos, mostrados nos Gráficos 1 e 2. O modelo de capital humano oferece um arcabouço útil para decompor tais determinantes.<sup>16</sup> Estimamos a equação convencional de rendimentos, (5), para grupos separados de idade e experiência, na tentativa de identificar variações em componentes como retornos à educação, variância da escolaridade e variância residual não-explicada.

### 5.1 – Decomposição dos perfis por idade

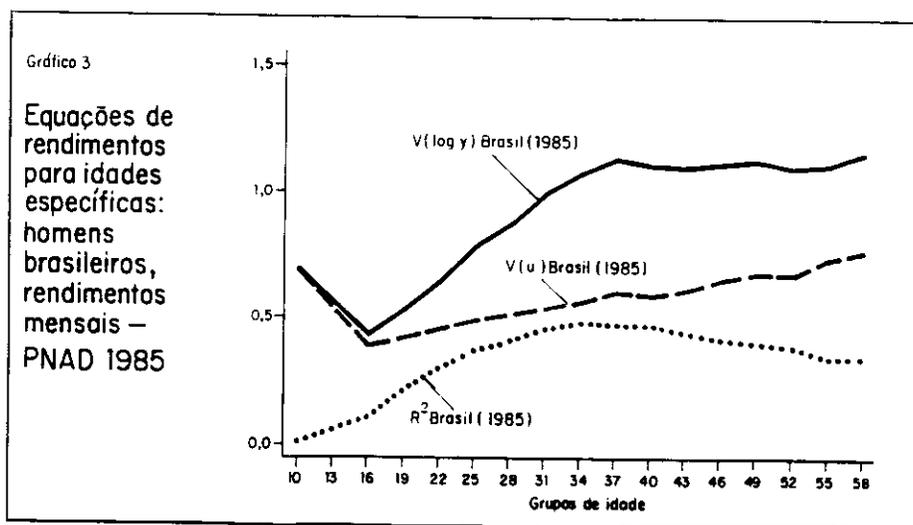
Consideremos primeiro a variância dos logaritmos dos rendimentos, a variância dos resíduos e o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) de regressões de rendimentos referentes a três grupos de idades separados. Estas estimativas aparecem nas colunas 5, 7 e 8 da Tabela 1, bem como no Gráfico 3 para o Brasil e

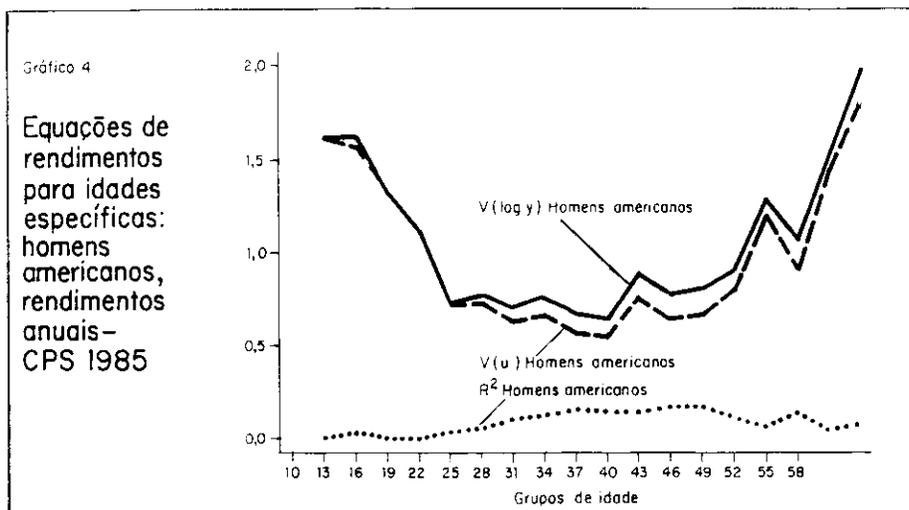
<sup>16</sup> Reconhecemos estar desprezando muitos determinantes históricos e institucionais da desigualdade, especialmente em relação às grandes diferenças regionais no Brasil. Repetimos nossa análise para regiões específicas do Brasil e para amostras rurais e urbanas. Os resultados são discutidos adiante.

no Gráfico 4 para os Estados Unidos. Os resultados permitem decompor a variância total em suas parcelas “explicada” e “não-explicada” através da simples equação log-linear de rendimentos. A variância “explicada”,  $\beta^2 V(S)$ , é mostrada na coluna 12 da Tabela 1, podendo ser vista graficamente como a diferença entre as variâncias total e residual nos Gráficos 3 e 4. A principal diferença nos resultados para os dois países é a magnitude dos  $R^2$ , muito superior no Brasil. O  $R^2$  varia de 10 a 15% nos Estados Unidos, nunca superando 18%; no Brasil, os valores obtidos são geralmente superiores a 40% nas faixas de idade definidas como intrinsecamente laborais.

As regressões para os Estados Unidos mostram que o perfil da variância residual por idade segue o perfil da variância total. No Brasil, a variância residual cresce com a idade, ainda que de forma bem menos acentuada do que a variância total até o grupo de 37-39 anos. O grande aumento da variância total no Brasil, entre os 16 e 37 anos, é basicamente devido ao aumento da “variância explicada”, a qual, como se observa na coluna 12 da Tabela 1, cresce até o grupo etário de 37-39 anos, passando a decrescer a partir daí.

Como se demonstrou nas seções anteriores, um importante determinante dos perfis por idade em *cross-sections* – como os dos Gráficos 3 e 4 – são as diferenças nas distribuições de escolaridade por grupos de idade. A média, a variância e o coeficiente de variação dos anos de escolaridade nos dois países aparecem nas colunas 9, 10 e 11 da Tabela 1. A variância dos anos de escolaridade – componente fundamental da variância dos rendimentos – é também mostrada no Gráfico 5, para os dois países. A coluna 9 da Tabela 1 demonstra a





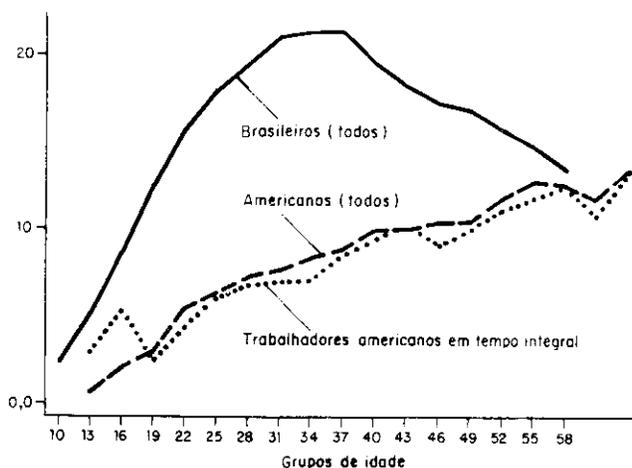
grande diferença na escolaridade média dos dois países, que é de sete a nove anos para quase todos os grupos de idade. Ambos os países mostram escolaridade média crescente com o tempo, significando que os grupos mais jovens continuam estudando (os estudantes fora da força de trabalho não são incluídos).

Os aspectos mais importantes dessas distribuições são, para nossos propósitos, as diferenças no nível e na forma da variância dos perfis de escolaridade. Como mostra o Gráfico 5, a variância da escolaridade dos homens norte-americanos caiu continuamente nos últimos 30 anos e, no caso dos homens brasileiros, por outro lado, aumentou ao menos até a faixa dos que tinham 37-39 anos em 1985. A variância desses grupos que se aproximavam dos 40 anos em 1985 é mais do dobro da variância da mesma faixa etária nos Estados Unidos, apesar da escolaridade média norte-americana da faixa ser mais do dobro da brasileira. Se olharmos o perfil de idades da Tabela 1 como uma série temporal de histórias de escolaridade, concluímos que houve grandes aumentos na variância da escolaridade no Brasil para os grupos que estudaram nas décadas de 40 e 50 e mesmo na de 60. A inspeção das colunas 9, 10 e 11 da Tabela 1 deixa claro que este agudo aumento na variância da escolaridade pode ser atribuído ao contínuo crescimento da escolaridade média. De fato, a coluna 11 mostra que o coeficiente de variação dos anos de escolaridade cai dos grupos mais velhos para os mais jovens, demonstrando que, ao menos para esta medida ajustada pela média, a desigualdade no Brasil cresceu com o aumento do nível de escolaridade.

O Gráfico 5 sugere que a variância da escolaridade no Brasil pode ter começado a cair, a partir dos grupos que se aproximavam dos 40 anos em 1985.

Gráfico 5

Variância dos anos de escolaridade por grupos de idade: homens brasileiros e americanos - 1985



Especificamente, o pico da variância da escolaridade ocorre entre os grupos de 34-36 e 37-39 anos em 1985, ou seja, as pessoas que nasceram entre 1946 e 1951. Dado que estas pessoas tinham idade suficiente para terem completado sua escolarização em 1985, parece improvável que o declínio observado seja devido às idades inferiores. A importância desse declínio sobre a distribuição de rendimentos pode ser percebida ao se examinar novamente o Gráfico 3. O  $R^2$  atinge um pico no grupo de idade de 34-36 anos, resultado que não decorre dos efeitos do capital humano da educação pós-escola (Mincer), devendo-se ao pico da variância da escolaridade nessa idade. A variância residual, que capta os efeitos dos retornos ao investimento em capital humano pós-escola, cresce de forma monotônica a partir da idade de 16-19 anos. A grande queda da variância da escolaridade que acompanha o decréscimo da idade, que começa por volta dos 34 anos, associa-se a quedas do  $R^2$  e da variância total para os mesmos grupos. Ainda que não sejam conclusivos, tais resultados sugerem uma tendência de redução da concentração de renda no Brasil, resultado direto da diminuição da variância da escolaridade. Tal efeito – redução da concentração de renda em decorrência da queda da variância da escolaridade – é consistente com os resultados previstos em Becker e Chiswick (1966) e Chiswick (1971).

Se os retornos à educação fossem constantes para os grupos de idade, a variância da escolaridade determinaria completamente a componente “explicada” (ou entre grupos) da variância total dos rendimentos. O exame da coluna 6 da Tabela 1 demonstra que tais retornos não são constantes, seja no Brasil ou nos Estados Unidos. Se se abstrai da queda inicial em  $\hat{\beta}$  com a idade nos Estados

Unidos, que é um reflexo provável da presença de estudantes com rendimentos de tempo parcial, observa-se uma tendência de os retornos à educação crescerem com a idade nos dois países.<sup>17</sup>

Os resultados também mostram que os retornos à educação são consistentemente mais altos no Brasil, observando-se que, para quase todos os grupos de idade, a diferença é de cerca de cinco pontos percentuais. O fato de os retornos serem mais elevados no Brasil pode ser considerado consistente com o argumento de Langoni (1973) de que o aumento da concentração de renda no Brasil, nas décadas de 60 e 70, foi devido à quase-renda do capital humano resultante do rápido (e supostamente inesperado) crescimento econômico do Brasil. Retornos à educação significativamente mais elevados nos países subdesenvolvidos têm, no entanto, sido freqüentemente estimados (as taxas de 0,15 a 0,18 estimadas para o Brasil são consistentes com as obtidas em outros países) [cf., por exemplo, Psacharopoulos (1981) e Heckman e Hotz (1986)]. Ainda que se deva esperar que o crescimento relativamente rápido do nível médio de escolaridade reduza os retornos à educação, o efeito de tais mudanças sobre o perfil de rendimentos por idade depende de interações entre retornos à educação e à experiência que não podem ser identificados em uma simples *cross-section*.

Dado que a variância explicada em (5) é  $\hat{\beta}^2V(S)$ , o aumento dos retornos à educação com a idade, tanto no Brasil quanto nos Estados Unidos, neutraliza parcialmente a queda da variância da escolaridade com a idade. Como mostra a coluna 12 da Tabela 1 e é graficamente representado pela distância entre as variâncias total e residual no Gráfico 3, a variância explicada é relativamente constante para os diversos grupos de idade a partir dos 34 anos (nos dois países). No Brasil, isto significa que a crescente desigualdade e o declínio do  $R^2$  após os 34 anos são atribuíveis à variância residual, incluindo-se os retornos ao capital humano pós-escola, bem como todos os demais componentes dos rendimentos não-correlacionados com a educação.

Ao compararmos equações de rendimentos de idades específicas, para homens brasileiros e norte-americanos, vemos que os dois componentes da variância explicada – retornos à educação e variância da escolaridade – são substancialmente mais altos no Brasil do que nos Estados Unidos. A importância dessas diferenças pode ser sentida ao confrontarmos os valores de  $\hat{\beta}^2V(S)$  para o Brasil e os Estados Unidos, na coluna 12 da Tabela 1. Se, por exemplo, considerarmos o grupo de 31-33 anos, a variância explicada é de apenas 0,074 nos

---

<sup>17</sup> Um efeito marcante da presença na amostra de estudantes com rendimentos de tempo parcial é o retorno negativo à educação estimado na Tabela 1 para os grupos de 19-21 e 21-24 anos. Este é um dos vários exemplos da sensibilidade dos resultados norte-americanos ao fato de que muitos homens não completam sua educação até 20 e poucos anos. No Brasil, ao contrário, poucos homens continuam estudando nessa idade.

Estados Unidos e de 0,45 no Brasil. Restringindo a amostra norte-americana aos trabalhadores em tempo integral, a variância explicada cai para 0,034. A variância residual nos Estados Unidos é de apenas 0,208 para os homens de 31-33 anos trabalhando em tempo integral e de 0,629 quando todos os homens são incluídos (note-se que os dois acabam com variância total inferior à dos homens brasileiros com 31-33 anos).

O fato de que um simples modelo de capital humano pareça ter poder explicativo tão maior no Brasil do que nos Estados Unidos é surpreendente para aqueles que não têm familiaridade com educação e renda nos países subdesenvolvidos. Deve-se qualificar os resultados fazendo conhecidas advertências sobre o fato de que os coeficientes da educação incluem o efeito de muitas variáveis omitidas e que se correlacionam com a educação. Geralmente se argumenta que no Brasil, como em muitos países subdesenvolvidos, os níveis elevados de educação são muito mais concentrados entre os filhos das famílias ricas do que nos Estados Unidos. Dessa forma, a educação pode servir parcialmente como *proxy* para o *status* e as relações familiares.<sup>18</sup> A identificação do significado preciso da forte associação entre educação e renda no Brasil está fora dos objetivos deste trabalho, mas sugerimos que se deva ter cuidado ao interpretar os resultados como um teste específico da teoria do capital humano para a concentração de renda.

## 5.2 – Decomposição dos perfis de experiência

Conforme se indicou em seções anteriores, os perfis de experiência da concentração podem ser muito diferentes dos perfis de idade, especialmente quando os tamanhos dos grupos e as distribuições de escolaridade diferem significativamente entre os diferentes grupos. Como mostram os Gráficos 1 e 2, enquanto os perfis de idade e experiência são muito semelhantes para os Estados Unidos, no caso do Brasil eles variam em direções opostas. Dada a importância dos anos de experiência nos modelos de rendimentos baseados no capital humano, é ilustrativo examinar os componentes dos perfis de experiência da distribuição de renda, nos Estados Unidos e no Brasil, o que é feito com detalhes na Tabela 2, onde as colunas 5, 7 e 8 mostram as variâncias total e residual e o  $R^2$  como funções da experiência, obtidas pela estimação da equação (5) para grupos de experiência separados de três em três anos, nos Estados Unidos e no Brasil. O Gráfico 6 mostra os resultados para o Brasil. A relação entre experiência e variância dos resíduos e  $R^2$  é consistente com os resultados de Psacharopoulos

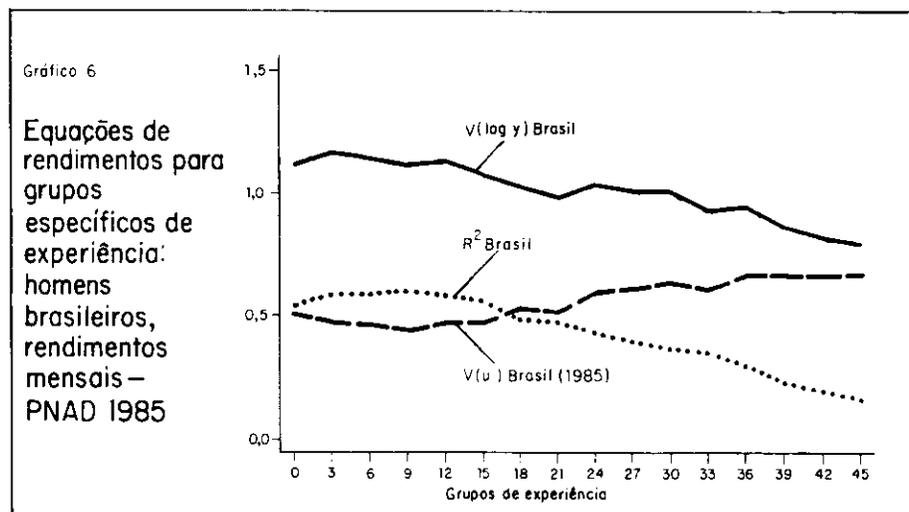
---

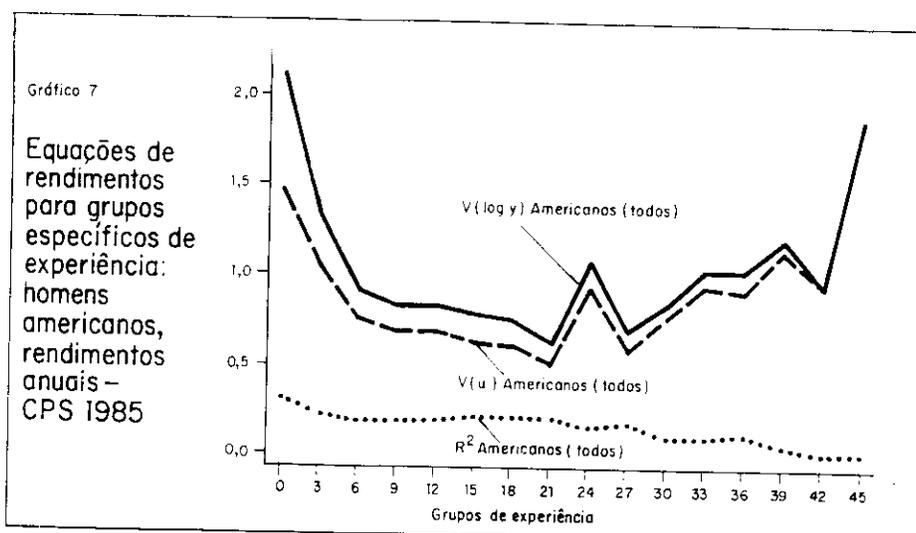
<sup>18</sup>Behrman e Wolfe (1984) concluíram, a partir de dados sobre irmãos na Nicarágua, que as estimativas sobre retornos à educação são muito exageradas quando não se controla pelas características relacionadas aos antecedentes familiares.

(1977) para o Marrocos e com a previsão de Mincer de que no ponto de superação o  $R^2$  teria um pico e a variância dos resíduos teria um mínimo. O mínimo da variância residual e o pico do  $R^2$  ocorrem por volta dos 9-11 anos de experiência.

O Gráfico 7 mostra resultados semelhantes para os homens norte-americanos. Os perfis são agora mais próximos da forma de U do que os brasileiros, explicando os  $R^2$  muito inferiores dos perfis de idade vistos acima. Da mesma forma que Brown (1980), consideramos não conclusivas as evidências norte-americanas a respeito do ponto de superação dos perfis de experiência. Para a amostra com todos os trabalhadores, tanto a variância residual quanto a total não passam por um mínimo até os 20 anos de experiência, e bem depois do que é previsto normalmente em relação ao ponto de superação. Os resultados da amostra dos trabalhadores em tempo integral, mostrados no Apêndice, Tabela A.1, indicam que o mínimo global da variância residual ocorre aos 9-11 anos de experiência, ainda que o perfil seja errático, caindo novamente para nível semelhante aos 21-23 anos.

Da mesma forma que mostramos acima que uma equação de rendimentos baseada na teoria do capital humano tem poder explicativo muito maior no Brasil do que nos Estados Unidos, consideramos surpreendente o fato de que os perfis brasileiros de desigualdade por experiência sejam mais compatíveis com as teorias de Mincer do que os norte-americanos. Há evidências sobre a existência de um ponto de superação em torno dos 9-11 anos de experiência no caso do  $R^2$  e da variância residual no Brasil. É novamente necessário ter cautela, contudo, por todas as razões apresentadas nas primeiras seções do trabalho.





Muitos fatores, af incluídas as mudanças no tamanho dos grupos e nas distribuições de escolaridade, estão embutidos nesses perfis de *cross-sections*, além dos efeitos dos investimentos em capital humano pós-escola e da “superação”. Nem os perfis norte-americanos nem os brasileiros geram uma prova convincente das previsões de Mincer.

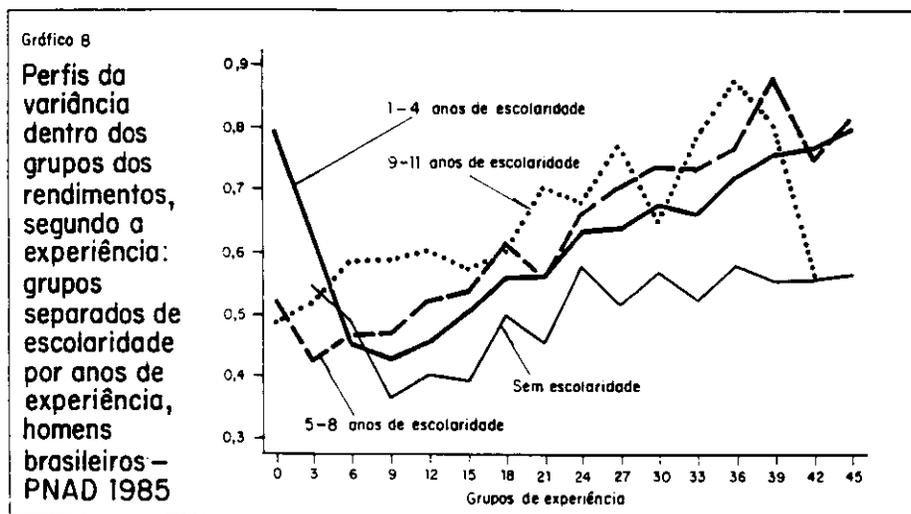
Um teste mais apurado das previsões de Mincer é a análise dos perfis de experiência da variância dos rendimentos, tomadas categorias de escolaridade separadas. O Gráfico 8 mostra as variâncias dos rendimentos por anos de experiência, para grupos específicos de escolaridade no Brasil,<sup>19</sup> as quais correspondem a variâncias dentro do grupo  $v_{ij}(y)$  da equação (4) e são análogas aos perfis da Figura 6.2 de Mincer (1974, p. 104), referentes a homens norte-americanos.

Uma vez que só existem dados de rendimentos a partir dos 10 anos, nenhum trabalhador com escolaridade zero pode ser incluído na categoria zero de experiência, usando-se a expressão “idade - escolaridade - 7” como *proxy* para experiência. O Gráfico 8 mostra que três grupos de escolaridade - zero, 1-4 e 5-8 anos, que representam a grande maioria dos trabalhadores em todos os grupos de experiência - têm perfis de concentração consistentes com um ponto

<sup>19</sup> As categorias baseiam-se em cortes naturais, observados na distribuição de frequência dos anos de escolaridade, e que são consistentes com a estrutura do sistema educacional brasileiro durante o período em que as pessoas frequentaram escolas. As cinco categorias são: zero, 1-4, 5-8, 9-11 e 12 ou mais anos de escolaridade. Cf. Hausman e Haar (1978) para uma discussão do sistema educacional brasileiro, antes e depois das reformas de 1971.

de superação no intervalo de 3-12 anos de experiência. No caso dos homens sem escolaridade e na faixa de 1-4 anos de escolaridade, a variância dos rendimentos atinge um mínimo global aos 6-9 anos de experiência, aumentando a uma taxa razoavelmente fixa a partir daí. Para homens com 5-8 anos de escolaridade, o mínimo ocorre aos 3-5 anos de experiência. O perfil de desigualdade para homens com 9-11 anos de escolaridade não mostra evidências de um “ponto de superação”, tendendo a crescer monotonamente com a experiência. Este comportamento pode ser explicado em termos de investimentos em capital humano pós-escola, desde que exista correlação positiva entre “a capacidade inicial de ganho” e o treinamento no trabalho. É interessante notar que Mincer (1974, p. 103-105) encontrou a mesma relação positiva entre variância dos rendimentos e experiência para grupos com escolaridade mais alta nos Estados Unidos.

Lembrando do padrão da variância global para a combinação de todos os grupos de escolaridade, é interessante notar que a variância total cai com a experiência no Brasil ao mesmo tempo que a variância para cada grupo de escolaridade separado aumenta com a experiência. A explicação básica desse fenômeno é dada por dois fatores na decomposição da variância total. Em primeiro lugar, a variância dentro do grupo em (4) é a média ponderada dos perfis específicos de cada grupo de escolaridade do Gráfico 8. Os pesos refletem a crescente importância do grupo sem escolaridade à medida que aumenta a experiência, resultado do crescimento secular da escolaridade no Brasil. Dado que o perfil do grupo sem escolaridade contém pouca variação, a variância conjunta dentro

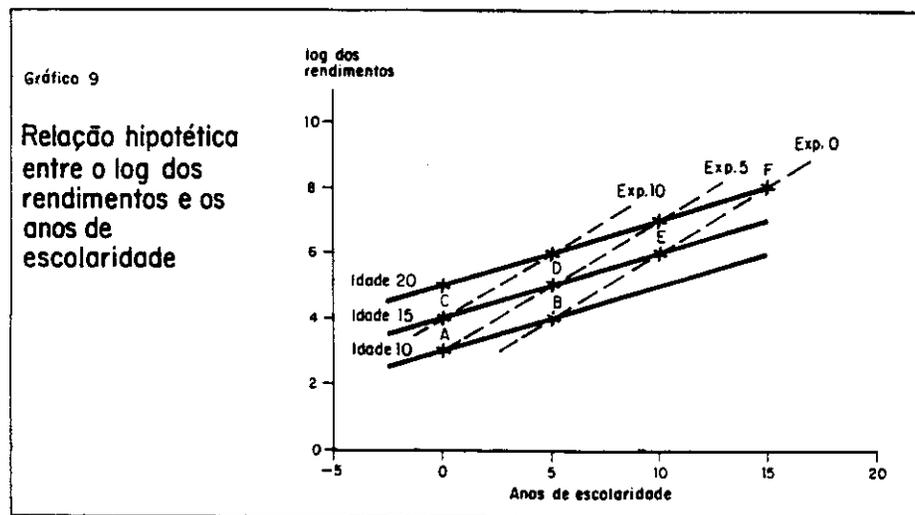


do grupo cresce menos com a experiência do que qualquer dos perfis referentes a grupos com alguma escolaridade. A segunda parte da explicação é dada por nossa decomposição das equações de rendimentos específicos por grupos de experiência, conforme a Tabela 2 e o Gráfico 6. Enquanto a variância dentro do grupo (residual) cresce com a experiência, a variância entre grupos (explicada) cai com a experiência, devido à rápida queda na variância da escolaridade. É o último efeito que predomina no perfil de experiência da variância total no Brasil.

### 5.3 – Comparação dos perfis por idade e por experiência

Conforme se indicou acima, o perfil de experiência da desigualdade exibe, nos Estados Unidos, uma forma de U, muito semelhante à do perfil de idade. No Brasil, no entanto, os dois perfis de desigualdade dos rendimentos apresentam importantes diferenças, sendo a mais notável delas o fato de a desigualdade crescer com a idade, mas cair com a experiência, a partir de 3-5 anos. Da mesma forma que ocorre com a decomposição feita para explicar os perfis de grupos específicos de escolaridade (Gráfico 8), a chave desta discrepância é a força relativa de cada variância – explicada e não-explicada ou residual – dos rendimentos por idade e por experiência. As decomposições dos Gráficos 3 e 6 indicam que a variância residual cresce com a idade e com a experiência no Brasil. O coeficiente de determinação, que reflete as variâncias explicada e total, tem forma de U invertido nos dois perfis, mas cai mais rapidamente com a experiência do que com a idade. A explicação para a queda da desigualdade à medida que cresce a experiência é que a variância explicada,  $\beta^2 V(S)$ , cai rapidamente com a experiência, mas quase não varia em relação à idade. Várias comparações podem ser feitas nas Tabelas 1 e 2, capazes de esclarecer isto: em primeiro lugar, a variância dos anos de escolaridade,  $V(S)$ , cai rapidamente com a experiência, mas tem queda mais lenta com a idade, após atingir um pico aos 31-33 anos; em segundo lugar, os retornos à educação,  $\beta$ , tendem a ser mais altos nos grupos de experiência do que nos de idade (um artifício de composição sistemático, que será discutido adiante), tendendo a cair com a experiência e a subir com a idade. O efeito líquido de tais diferenças é que a variância explicada, mostrada na coluna 12, cai suficientemente rápido como função da experiência, neutralizando o aumento da variância residual e, desta forma, levando a uma queda líquida da variância total como função da experiência. A variância explicada não cai suficientemente rápido com a idade, de forma a neutralizar o aumento da variância residual; assim, a variância total cresce como função da idade. A diferença no formato desses perfis de *cross-sections*, nos Estados Unidos e no Brasil, não revela, necessariamente, qualquer diferença fundamental na relação entre experiência e rendimento nos dois países. Ambos os perfis são afetados por aspectos específicos das mudanças históricas das distribuições de escolaridade e dos tamanhos dos grupos nos dois países.

A comparação das Tabelas 1 e 2 permite notar que no Brasil e nos Estados Unidos os retornos à educação tendem a ser maiores para grupos separados de experiência (Tabela 2) do que os referentes a grupos separados de idade (Tabela 1). Um efeito forte e que tende a gerar sistematicamente tal resultado é mostrado no Gráfico 9, onde se pode notar uma relação hipotética entre os rendimentos e a educação. Admitindo-se, para simplificar, que a escolarização comece aos cinco anos, o gráfico registra rendimentos hipotéticos de trabalhadores com diferentes combinações de idade e escolaridade. As linhas cheias ligam trabalhadores da mesma idade, enquanto as pontilhadas, mais inclinadas, ligam trabalhadores com a mesma experiência; utiliza-se a *proxy* "idade - escolaridade - 5". Dado que é impossível fazer variar a escolaridade enquanto se mantém constantes a idade e a experiência, os retornos à educação só podem ser definidos quando se permite que a idade ou a experiência varie junto com a escolaridade. Se a idade é mantida constante, o crescimento da escolaridade implica a redução da experiência. Se a experiência é mantida constante, o crescimento da escolaridade implica a elevação da idade. Os retornos à educação num grupo de experiência tendem, dessa forma, a ser sistematicamente superiores aos referentes aos grupos de idade, que é exatamente o que ocorre com os resultados brasileiros e norte-americanos.<sup>20</sup> O Gráfico 9 é também ilustrativo para esclarecer os efeitos de definições alternativas de experiência, como se mostra a seguir.



<sup>20</sup> Isto não é um simples resultado de calcular equações de rendimentos para grupos separados de idade e experiência. Exatamente o mesmo resultado é obtido numa regressão multivariada. Se se fazem regressões do rendimento com a educação e a idade, os retornos estimados da educação são reduzidos pela menor experiência dos trabalhadores com mais escolaridade, mantendo-se constante a idade.

## 6 - Definições alternativas de experiências no Brasil

A identificação da experiência no mercado de trabalho é sempre um problema para a estimação de equações de rendimentos. Idealmente, gostaríamos de ter dados diretos sobre os anos de experiência no trabalho ou sobre a idade do início do trabalho em tempo integral. Na ausência de tais informações, a *proxy* comum é “experiência = idade – escolaridade – 7”, que é utilizada em nossas estimativas anteriores. Tal *proxy* supõe que haja uma transição clara e definitiva entre a escola e o trabalho, descartando o subemprego e o desemprego, que são reconhecidamente elevados nos países subdesenvolvidos. O problema é especialmente sério em um país como o Brasil, onde muitos encerram sua educação formal quando ainda são crianças. Existe uma difícil dúvida sobre quando a experiência profissional pode realmente ser considerada um acréscimo ao capital humano. Um exemplo: será que as crianças de sete anos no Brasil, que ficam limpando vidros de carros, aumentam seu capital humano através desta experiência no mercado de trabalho?

A imputação de experiência no mercado de trabalho tem sido um problema nas estimativas dos retornos à educação no Brasil. Behrman e Birdsall (1983 e 1985) argumentaram que a experiência adulta efetiva no mercado de trabalho não começa antes dos 15 anos e, por isso, truncaram a experiência nessa idade. Eaton (1985) criticou aquela hipótese e defendeu uma definição convencional, como a que usamos na Tabela 2. A importância da definição de experiência pode ser vista através de seus efeitos sobre as estimativas de Behrman e Birdsall quanto ao peso relativo da extensão e da qualidade da educação no Brasil.

O Gráfico 9 esclarece os efeitos de definições alternativas de experiência. Tomemos o grupo sem experiência, o qual absorve a maior parte das diferenças de definições alternativas. Através de uma *proxy* comum para a experiência, o grupo sem experiência é definido pelos pontos *B*, *E* e *F* do Gráfico 9. Se a idade de 10 anos é considerada mínima para a aquisição de experiência, o ponto *A* é transferido do grupo com cinco anos de experiência para o dos sem experiência, o que baixa necessariamente os retornos à educação estimados, enquanto seu efeito sobre a variância é mais ambíguo. Se o número de trabalhadores no ponto *A* for muito grande, ele pode dominar o grupo sem experiência e reduzir a variância dentro do grupo.<sup>21</sup> Quando se utiliza o corte aos 15 anos, proposto por Behrman e Birdsall, o grupo sem experiência inclui os pontos *A*, *B*, *C*, *D* e *F*. De novo, este grupo deve ter retornos à educação inferiores aos da definição comum do grupo sem experiência. O efeito dessa definição sobre a variância é, novamente, ambíguo.

---

<sup>21</sup> Para uma análise geral do efeito de expandir uma população sobre a concentração de renda, cf. Lam (1986).

Na ausência de forte conhecimento apriorístico da correta definição de experiência, o pesquisador é levado a escolher entre um viés de seleção e outro. No Brasil só se reportam rendimentos para pessoas com 10 anos de idade ou mais, mas a imputação corrente de experiência pode atribuir anos de experiência a trabalhadores abaixo dessa idade. O resultado é que o grupo dos sem experiência, sob a definição-padrão, exclui todos os trabalhadores com menos de três anos de escolaridade, que é uma boa parte da amostra. Por outro lado, a definição de Behrman e Birdsall exclui qualquer trabalho antes dos 15 anos, tornando os grupos de menor experiência sistematicamente maiores e com menor escolaridade do que ocorreria no caso da definição-padrão.

A importância dessa questão no Brasil pode ser mostrada ao compararmos o tamanho e as características do grupo com 0-2 anos de experiência, através de definições alternativas. Reestimamos nossos resultados usando duas definições de experiência no mercado de trabalho: uma supõe que a experiência comece aos 10 anos e a outra aos 15 anos (esta última idade é a que Behrman e Birdsall utilizaram). Tais resultados aparecem na Tabela A.2 do Apêndice. Quando se usa a definição-padrão,  $E = I - Ed. - 7$ , existem 4.513 homens com 0-2 anos de experiência, como mostra a Tabela 2, com escolaridade média de 8-6 anos. Quando se usa a definição de Behrman e Birdsall,  $E = \min [(I - Ed. - 7), (I - 15)]$ , existem 12.574 homens com 0-2 anos de experiência, com escolaridade média de 4-8 anos. Os retornos à educação estimados para o grupo com 0-2 anos de experiência caem de 0,23 na definição-padrão para 0,14 na definição de Behrman e Birdsall. Passando aos perfis de experiência da variância,  $R^2$ , e à variância residual, a definição alternativa faz uma substancial diferença nos primeiros grupos de experiência, tendo pequeno efeito depois. A variância total dos rendimentos para o grupo de 0-2 anos de experiência cai de 1,1 da Tabela 2 para 0,85, além de mudar sua direção inicial (de crescente para decrescente). Resultados semelhantes são obtidos para o  $R^2$ , que cai de 0,54 para o grupo de 0-2 anos de experiência sob a definição-padrão para 0,36 sob a definição de Behrman e Birdsall. A explicação para a variância significativamente mais baixa sob a definição de Behrman e Birdsall é que os 8.000 trabalhadores com pouca ou nenhuma escolaridade que são acrescentados aos 4.513 originais formam um grupo suficientemente grande e homogêneo para reduzir a variância dos rendimentos no grupo.

## 7 - Variações regionais e urbano-rurais no Brasil

Dados os altos níveis de migração e as grandes diferenças regionais que existem no Brasil, é natural indagar se os perfis de desigualdade variam sistematicamente por regiões ou entre áreas rurais e urbanas. Se, por exemplo, as populações urbanas tendem a ser mais jovens, dada a chegada de adultos jovens, os

perfis de desigualdade por idade podem captar parte dos diferenciais regionais de renda.

A fim de testar a firmeza de nossos resultados para o Brasil e de sua aplicabilidade a diferentes segmentos dentro do país, estimou-se a equação (5) para duas regiões – Nordeste e Sudeste –, sendo também feita uma estratificação urbano-rural para ambas e para o conjunto do país. A região Sudeste foi composta pelos Estados de São Paulo e Rio de Janeiro, representando as partes mais ricas do país. A região Nordeste, por sua vez, é uma das partes mais pobres do Brasil, ficando atrás da Sudeste em praticamente todos os indicadores de desenvolvimento econômico.<sup>22</sup> Os resultados referentes aos pontos extremos, o Sudeste urbano e o Nordeste rural, são mostrados na Tabela A.3 do Apêndice. Nossa amostra é suficientemente grande para permitir a análise de grupos separados por três anos de idade nessas regiões, mantendo-se números razoáveis de observações por célula. Conforme se esperava, encontramos diferenças regionais muito grandes para a escolaridade e o rendimento médios: no Sudeste urbano o rendimento médio é quase quatro vezes o encontrado no Nordeste rural, enquanto a escolaridade média passa de 1,3 ano no Nordeste rural para 6,3 anos no Sudeste urbano.

Supreendentemente, apesar dessas diferenças substanciais nos níveis de escolaridade e rendimento, os perfis de desigualdade por idade e experiência nas duas regiões mostram padrões muito semelhantes aos do país como um todo. O nível global de desigualdade tende a ser menor em regiões específicas do que no caso do Brasil, um resultado esperado (ainda que não obrigatório), dadas as amplas diferenças inter-regionais de renda. Apenas no Nordeste rural, contudo, a desigualdade é substancialmente inferior em todos os grupos de idade. Como fica claro após um exame da Tabela A.3 do Apêndice, isto se explica primordialmente pela variância muito menor da escolaridade no Nordeste rural. O perfil de desigualdade dos rendimentos por idade dessa região é também muito menos variante do que os das demais regiões. Não podemos saber se esta forma diferente é devida ao fato dos aumentos seculares da escolaridade, típicos do resto do Brasil, não terem ocorrido no Nordeste rural ou à seletividade das migrações, que leva à saída dos trabalhadores mais jovens e com mais escolaridade.

Nossas comparações regionais mostram padrões muito semelhantes dos retornos à educação para todos os grupos de idade e experiência. Os retornos à educação estimados para o conjunto dos grupos de idade são quase idênticos no Sudeste urbano e no Nordeste rural, apesar das grandes diferenças nos níveis médios de escolaridade e rendimento.

---

<sup>22</sup> Utilizamos a definição de Nordeste que a PNAD adota, incluindo os Estados de Alagoas, Bahia, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe.

Os perfis do  $R^2$  por idade e experiência têm formatos semelhantes nas diferentes regiões do país, mas são muito inferiores nas áreas rurais, especialmente no Nordeste rural. Assim, embora nossas estimativas de retornos à educação sejam semelhantes nas áreas urbanas e rurais, as diferenças de anos de escolaridade explicam parte muito menor da variância dos rendimentos. A variância residual é apenas ligeiramente menor no Nordeste rural, de modo que a variância explicada, muito menor, leva a um  $R^2$  muito baixo, resultado freqüentemente obtido em equações de rendimentos de amostras rurais.

Em suma, as linhas gerais dos perfis de desigualdade de renda por idade e experiência no país parecem bastante consistentes com os de suas regiões, apesar das grandes diferenças nos níveis de escolaridade e rendimentos dessas regiões.

## 8 - Conclusões

Este trabalho documenta os perfis de desigualdade de renda por idade e experiência para homens do Brasil e dos Estados Unidos, decompondo-os através de um modelo de capital humano. A análise revela vários fatos importantes sobre os perfis de desigualdade em *cross-sections* e sobre os determinantes da desigualdade nos dois países. Enquanto os perfis da desigualdade segundo a experiência e segundo a idade são muito semelhantes nos Estados Unidos, exibindo a forma de U, eles diferem bastante no Brasil, nenhum deles apresentando esse formato. A consistência entre as formas dos perfis da desigualdade, por idade e experiência, não é, dessa forma, uma tendência universal, dependendo das distribuições de idade e de escolaridade.

Examinando os componentes específicos da variância dos rendimentos, concluímos que:

a) Os retornos à educação que obtivemos neste trabalho foram significativamente mais elevados no Brasil do que nos Estados Unidos, o que é consistente com comparações anteriores entre países subdesenvolvidos e industrializados. Tal resultado mantém-se para cada grupo de três anos após a idade de 19 anos, com as diferenças geralmente superando cinco pontos de porcentagem em todas as idades.

b) A variância da escolaridade difere muito entre os grupos de idade e experiência, nos Estados Unidos e no Brasil, e desempenha um papel central na explicação do formato dos perfis nos dois países e das diferenças entre os países. Observamos que o Brasil apresentou variância crescente da escolaridade segundo grupos de homens, por muitos anos, ao mesmo tempo que caía a variância da escolaridade nos Estados Unidos. No caso mais extremo, a variância

da escolaridade é quase duas vezes maior no Brasil, a despeito do nível médio de escolaridade ser apenas 1/4 daquele observado nos Estados Unidos. Esta tendência parece ter passado por um máximo no Brasil, levando a menores índices de desigualdade nos grupos mais jovens.

c) A variância residual é significativamente mais elevada nos Estados Unidos do que no Brasil. Há evidências mais fortes sobre a previsão de Mincer a respeito do “ponto de superação” no Brasil do que nos Estados Unidos, registrando-se no Brasil um mínimo aos 9-11 anos de experiência, enquanto nos Estados Unidos o mínimo aparece aos 21-23 anos de experiência.

Estes resultados, tomados em conjunto, implicam que um modelo simples de capital humano tem poder explicativo substancialmente maior – para quase todos os grupos de idade – no caso do Brasil do que no dos Estados Unidos, sendo o  $R^2$  duas a quatro vezes maior no Brasil. A maior parte de nossos resultados demonstra robustez face a estratificações regionais e urbano-rurais. Encontramos alguma sensibilidade, contudo, quanto à escolha da *proxy* para experiência no mercado de trabalho.

Nossos resultados confirmam a importância da cautela ao interpretar perfis de *cross-sections* para rendimentos e desigualdade. As previsões baseadas em perfis de *cohorts* podem se confundir em *cross-sections* pelas variações nas distribuições de escolaridade segundo os grupos de idade e experiência. Estes efeitos têm importante papel na explicação dos perfis de desigualdade nos Estados Unidos e no Brasil, sendo especialmente críticos neste último país, dadas as rápidas mudanças que ocorrem nas distribuições de escolaridade.

TABELA A.1  
*Rendimentos e escolaridade por idade: homens americanos trabalhando em tempo integral e com rendimentos positivos*

Anos de idade (1)	N (2)	Rendimentos			Equações de rendimentos			Anos de escolaridade			$\hat{\beta}^2 V(S)$ (12)
		Y (3)	$\ln Y$ (4)	$V(\ln Y)$ (5)	$\hat{\beta}$ (6)	$R^2$ (7)	$V(u)$ (8)	$\bar{S}$ (9)	$V(S)$ (10)	$CV(S)$ (11)	
Homens americanos trabalhando em tempo integral, por grupos de idade											
Total	20.113	25.984	9,993	0,445	0,083	0,131	0,386	13,132	8,430	0,221	0,058
16-18	66	6.507	8,432	1,832	0,011	0,000	1,832	10,149	5,278	0,226	0,001
19-21	641	11.054	9,166	0,398	0,056	0,018	0,390	11,775	2,341	0,130	0,007
22-24	1.347	15.112	9,506	0,271	0,051	0,042	0,260	12,399	4,296	0,167	0,011
25-27	1.856	19.546	9,767	0,258	0,059	0,081	0,237	13,118	5,945	0,186	0,021
28-30	2.140	22.645	9,907	0,316	0,064	0,089	0,288	13,437	6,768	0,194	0,028
31-33	2.024	25.529	10,034	0,243	0,070	0,141	0,208	13,678	6,945	0,193	0,034
34-36	1.905	27.355	10,085	0,370	0,074	0,103	0,332	13,857	7,022	0,191	0,038
37-39	1.821	30.479	10,190	0,297	0,087	0,211	0,234	13,833	8,378	0,209	0,063
40-42	1.509	30.966	10,196	0,367	0,074	0,141	0,315	13,520	9,351	0,226	0,052
43-45	1.262	31.889	10,189	0,564	0,099	0,178	0,463	13,203	10,201	0,242	0,101
46-48	1.077	30.736	10,190	0,311	0,086	0,216	0,244	13,058	9,057	0,230	0,067
49-51	1.020	30.247	10,178	0,304	0,084	0,231	0,234	12,777	9,940	0,247	0,070
52-54	989	30.691	10,161	0,567	0,078	0,119	0,499	12,722	11,044	0,261	0,067
55-57	939	29.591	10,105	0,690	0,067	0,076	0,638	12,434	11,764	0,276	0,052
58-60	775	29.637	10,109	0,641	0,098	0,186	0,522	12,177	12,456	0,290	0,119

(continua)

Anos de Idade (1)	Equações de Rendimentos										Equações de escolaridade		
	N (2)	Y (3)	lnY (4)	V(lnY) (5)	$\hat{\beta}$ (6)	R <sup>2</sup> (7)	V( $\mu$ ) (8)	$\bar{S}$ (9)	V(S) (10)	CV(S) (11)	$\beta^2V(S)$ (12)		
Homens americanos trabalhando em tempo integral, por grupos de experiência													
Total	20.113	25.984	9,993	0,445	0,083	0,131	0,386	13,132	8,430	0,221	0,058		
0-2	664	13.385	9,291	0,634	0,185	0,234	0,486	13,726	4,308	0,151	0,148		
3-5	1.570	17.537	9,614	0,364	0,132	0,251	0,273	13,740	5,211	0,166	0,091		
6-8	1.987	21.018	9,819	0,311	0,105	0,210	0,246	13,621	5,934	0,179	0,065		
9-11	2.221	24.015	9,957	0,279	0,096	0,215	0,219	13,613	6,515	0,188	0,060		
12-14	2.185	26.785	10,050	0,425	0,099	0,160	0,357	13,756	6,975	0,192	0,068		
15-17	1.825	28.601	10,124	0,303	0,102	0,241	0,230	13,718	7,014	0,193	0,073		
18-20	1.597	30.144	10,156	0,367	0,104	0,238	0,280	13,480	8,038	0,210	0,087		
21-23	1.287	30.954	10,197	0,304	0,100	0,268	0,223	13,275	8,132	0,215	0,081		
24-26	1.146	30.171	10,139	0,621	0,098	0,130	0,540	12,765	8,437	0,228	0,081		
27-29	1.095	29.945	10,153	0,335	0,091	0,210	0,265	12,902	8,582	0,227	0,070		
30-32	1.002	30.393	10,169	0,420	0,079	0,133	0,364	12,880	8,908	0,232	0,056		
33-35	919	29.849	10,118	0,655	0,080	0,096	0,592	12,544	9,783	0,249	0,063		
36-38	826	30.348	10,167	0,324	0,091	0,237	0,248	12,379	9,368	0,247	0,077		
39-41	716	26.943	10,028	0,623	0,069	0,072	0,578	11,716	9,379	0,261	0,045		
42-44	600	23.752	9,936	0,378	0,068	0,099	0,341	10,683	8,045	0,265	0,038		
45-47	297	22.726	9,852	0,885	0,087	0,061	0,831	9,725	7,228	0,276	0,054		
48-50	117	18.442	9,693	0,260	0,033	0,027	0,253	6,461	6,326	0,389	0,007		

a CPS, março de 1985. As definições estão nas notas da Tabela 2.

TABELA A.2  
*Rendimentos e escolaridade por anos de experiência no Brasil: definições alternativas de experiência – homens (PNAD-1985)*

Expe- riência	N		$\bar{Y}$			V(lnY)			$\beta$			R <sup>2</sup>			V(u)			$\bar{S}$			V(S)		
	E10 (1)	E15 (2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)						
0-2	5.227	12.574	565,0	393,0	1,262	0,852	0,201	0,143	0,574	0,357	0,54	0,55	7,51	4,82	17,88	14,91							
3-5	10.573	12.159	732,6	746,7	1,097	0,772	0,191	0,136	0,563	0,412	0,48	0,45	6,84	6,26	16,86	17,29							
6-8	12.321	12.394	974,9	1.046,7	1,050	0,879	0,181	0,149	0,562	0,466	0,46	0,47	6,46	6,36	18,09	18,40							
9-11	11.668	11.645	1.210,2	1.279,6	1,069	0,958	0,179	0,155	0,577	0,495	0,45	0,48	6,29	6,18	19,26	19,72							
12-14	10.619	10.825	1.382,1	1.477,6	1,086	0,991	0,178	0,157	0,569	0,478	0,47	0,52	5,93	5,87	19,54	19,24							
15-17	10.039	9.760	1.442,8	1.550,3	1,052	0,998	0,175	0,160	0,536	0,482	0,49	0,52	5,42	5,46	18,36	18,66							
18-20	8.924	8.869	1.447,4	1.499,9	0,990	1,007	0,170	0,164	0,476	0,455	0,52	0,55	4,94	4,76	16,25	17,05							
21-23	8.000	7.699	1.463,9	1.577,2	0,983	1,022	0,169	0,162	0,455	0,421	0,54	0,59	4,61	4,50	15,66	16,48							
24-26	7.473	6.817	1.485,6	1.558,0	1,024	1,035	0,174	0,168	0,428	0,427	0,59	0,59	4,06	4,09	14,49	15,75							
27-29	6.610	6.240	1.494,7	1.592,1	1,011	1,030	0,170	0,164	0,389	0,386	0,62	0,63	3,88	3,91	13,68	14,75							
30-32	6.218	5.782	1.424,3	1.443,3	0,974	0,997	0,168	0,166	0,366	0,369	0,62	0,63	3,51	3,48	12,58	13,38							
33-35	5.677	4.966	1.310,3	1.397,8	0,939	0,999	0,168	0,165	0,339	0,335	0,62	0,66	3,20	3,30	11,31	12,31							
36-38	4.806	3.930	1.322,6	1.353,2	0,939	0,984	0,168	0,163	0,297	0,309	0,66	0,68	3,02	3,07	9,88	11,46							
39-41	4.027	3.420	1.152,0	1.129,3	0,875	0,934	0,174	0,176	0,224	0,236	0,68	0,71	2,52	2,46	6,46	7,15							
42-44	3.413	2.678	1.051,6	1.007,1	0,815	0,934	0,179	0,184	0,193	0,199	0,66	0,75	2,22	2,16	4,93	5,47							
45-47	2.876	873	934,8	1.029,2	0,860	0,970	0,198	0,206	0,169	0,210	0,71	0,77	1,82	1,87	3,72	4,81							

Obs.: A experiência no mercado de trabalho é definida como  $\min[(j-E_d)-7], (j-k)$ . Para E10,  $k=10$ ; para E15,  $k=15$ . Na definição convencional do presente texto,  $k=7$ . As definições das variáveis estão nas notas que acompanham a Tabela 2.

TABELA A.3  
*Rendimentos e escolaridade por idade e região do Brasil: rendimentos dos homens  
 Sudeste urbano e Nordeste rural (PNAD-1985)*

Anos de Idade (1)	N		$\bar{Y}$		V(lnY)		$\beta$		R <sup>2</sup>		V(u)		$\bar{S}$		V(S)	
	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)
Total	37.631	11.680	1.548	402	1,061	0,663	0,125	0,160	0,272	0,082	0,74	0,61	6,30	1,32	17,70	4,80
10-12	235	226	120	118	0,913	0,410	0,121	0,002	0,038	0,000	0,88	0,41	2,30	0,38	2,38	0,70
13-15	1.167	501	251	164	0,629	0,439	0,087	0,002	0,048	0,000	0,60	0,44	4,32	0,94	3,98	2,30
16-18	2.479	970	409	230	0,383	0,383	0,046	0,030	0,035	0,009	0,37	0,38	5,72	1,54	6,50	3,88
19-21	3.560	1.023	687	265	0,429	0,437	0,067	0,063	0,109	0,049	0,38	0,42	6,77	1,77	10,30	5,43
22-24	3.667	974	970	336	0,516	0,468	0,090	0,084	0,217	0,095	0,40	0,42	7,14	1,84	13,76	6,23
25-27	3.671	1.019	1.338	391	0,625	0,621	0,104	0,112	0,283	0,146	0,45	0,53	7,21	1,86	16,31	7,27
28-30	3.607	860	1.605	453	0,677	0,617	0,110	0,131	0,332	0,199	0,45	0,49	7,12	1,72	18,57	7,12
31-33	3.364	757	1.947	490	0,826	0,779	0,128	0,137	0,412	0,159	0,49	0,66	7,10	1,56	20,66	6,63
34-36	2.860	870	2.161	453	0,894	0,603	0,138	0,123	0,451	0,137	0,49	0,52	6,74	1,30	21,18	5,46
37-39	2.566	762	2.276	545	0,921	0,783	0,134	0,175	0,428	0,203	0,53	0,62	6,46	1,22	22,08	5,22
40-42	2.324	705	2.227	500	0,958	0,632	0,145	0,152	0,466	0,155	0,51	0,53	5,96	1,05	21,30	4,26
43-45	1.975	655	2.149	494	0,968	0,651	0,143	0,179	0,429	0,136	0,55	0,56	5,56	0,87	20,20	2,77
46-48	1.668	563	2.064	492	0,967	0,610	0,141	0,163	0,411	0,113	0,57	0,54	5,42	0,90	19,88	2,61
49-51	1.474	517	2.177	496	1,027	0,672	0,144	0,158	0,411	0,093	0,61	0,61	5,37	0,83	20,27	2,51
52-54	1.249	460	1.960	462	1,008	0,570	0,150	0,102	0,428	0,041	0,58	0,55	4,74	0,82	19,18	2,25
55-57	1.018	415	1.710	444	1,033	0,543	0,144	0,157	0,381	0,078	0,64	0,50	4,47	0,68	19,08	1,72
58-60	747	403	1.860	462	1,119	0,648	0,150	0,157	0,376	0,068	0,70	0,60	4,25	0,62	18,68	1,78

a Compreende os Estados de São Paulo e Rio de Janeiro.

b Compreende os Estados de Alagoas, Bahia, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe.

OBS.: As definições das variáveis estão nas notas que acompanham a Tabela 2.

## Abstract

*This paper analyses age and experience profiles of earnings inequality for American and Brazilian males. Decomposition of the inequality profiles using a human capital framework clarifies the determinants of cross-section inequality profiles and demonstrates a number of important differences in the shape of the two countries' profiles and in their underlying components. Changes in the distribution of schooling across cohorts are shown to play a central role in explaining cross-section inequality profiles within each country and in explaining differences in earnings inequality in the United States and Brazil.*

## Bibliografia

- ATKINSON, Anthony B. On the measurement of inequality. *Journal of Economy Theory*, v. 2, p. 244-263, 1970.
- BECKER, Gary S., CHISWICK, Barry R. Education and the distribution of earnings. *American Economic Review*, v. 56, n. 2, p. 358-369, 1966.
- BEHRMAN, Jere R., BIRDSALL, Nancy. The quality of schooling: quantity alone is misleading. *American Economic Review*, v. 73, n. 5, p. 926-946, Dec. 1983.
- \_\_\_\_\_. The quality of schooling: reply. *American Economic Review*, v. 75, n. 5, p. 1.202-1.205, Dec. 1985.
- BEHRMAN, Jere R., WOLFE, Barbara L. The socioeconomic impact of schooling in a developing country. *Review of Economics and Statistics*, v. 66, n. 2, p. 296-303, 1984.
- BROWN, Charles. The "overtaking point" revisited. *Review of Economics and Statistics*, v. 62, n. 2, p. 309-313, 1980.
- CHISWICK, Barry. Earnings inequality and economic development. *Quarterly Journal of Economics*, p. 21-39, 1971.
- DOOLEY, Martin D., GOTTSCHALK, Peter. Earnings inequality among males in the United States: trends and the effect of labor force growth. *Journal of Political Economy*, v. 92, n. 1. p. 59-89, 1984.
- EATON, Peter J. The quality of schooling: comment. *American Economic Review*, v. 75, n. 5, p. 1.195-1.201, Dec. 1985.
- HAUSE, John C. The fine structure of earnings and the on-the-job training hypothesis. *Econometrica*, v. 48, p. 1.013-1.029, May 1980.

- HAUSSMAN, Fay, HAAR, Jerry. *Education in Brazil*. Hamden, CT: Archon Books, 1978.
- HECKMAN, James J., HOTZ, V. Joseph. An investigation of the labor market earnings of Panamanian males: evaluating the sources of inequality. *Journal of Human Resources*, v. 21, n. 4, p. 507-542, 1986.
- KAKWANI, Nanak C. *Income inequality and poverty: methods of estimation and policy applications*. Oxford University Press, 1980.
- LAM, David. The variance of population characteristics in stable populations, with applications to the distribution of income. *Population Studies*, v. 38, p. 117-127, Mar. 1984.
- \_\_\_\_\_. The dynamics of population growth, differential fertility, and inequality. *American Economic Review*, v. 76, n. 5, p. 1.103-1.116, 1986.
- LANGONI, Carlos Geraldo. *Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil*. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973.
- \_\_\_\_\_. Income distribution and economic development: the Brazilian case. In: INTRILIGATOR, Michael D. (ed.). *Frontiers of quantitative economics*. Amsterdam: North Holland, 1977, v. B, p. 587-606.
- MINCER, Jacob. *Schooling, experience, and earnings*. New York: NBER, 1974.
- MORLEY, Samuel. The effect of changes in the populations on several measures of income distribution. *American Economic Review*, v. 71, n. 3, p. 285-294, 1981.
- PAGLIN, Morton. The measurement and trend of inequality: a basic revision. *American Economic Review*, v. 65, p. 598-609, Sept. 1975.
- PSACHAROPOULOS, George. Schooling, experience, and earnings: the case of an LDC. *Journal of Development Economics*, v. 4, p. 39-48, 1977.
- \_\_\_\_\_. Returns to education: an updated international comparison. *Comparative Education*, v. 17, p. 321-341, 1981.
- PSACHAROPOULOS, George, LAYARD, Richard. Human capital and earnings: British evidence and a critique. *Review of Economic Studies*, v. 46, n. 3, p. 485-503, 1979.

SCHULTZ, T. Paul. Long-term change in personal income distribution: theoretical approaches, evidence, and explanations. In: LEVINE, Donald M., BANE, Mary Jo (eds.). *The "inequality" controversy: schooling and distributive justice*. New York: Basic Books, 1975.

SMITH, James P., WELCH, Finis. Inequality: race differences in the distribution of earnings. *International Economic Review*, v. 20, n. 2, p. 515-526, 1979.

*(Originais recebidos em agosto de 1989. Revistos em maio de 1990).*