

# Desigualdade de renda, desigualdade em educação e escolaridade das crianças no Brasil\*

Ricardo Paes de Barros\*\*

David Lam\*\*\*

*Este estudo analisa os determinantes do grau de escolaridade de crianças de 14 anos nas regiões urbanas de São Paulo e do Nordeste brasileiro, fazendo uso de dados da PNAD de 1982. A média de escolaridade encontrada foi de 4,75 anos em São Paulo e de 3,25 anos no Nordeste, ambas bem distantes dos sete anos de escolaridade que deveriam ter sido cumpridos pelos que já completaram ou iriam completar 14 anos em 1982. Procurando explicar a vantagem de 1,5 ano da escolaridade das crianças paulistas, observamos diferenças regionais nas características dos pais que são, pelo menos qualitativamente, consistentes com a diferença regional do desempenho das crianças. Tanto a escolaridade como a renda dos pais são bem maiores em São Paulo, e a desigualdade no grau de escolaridade dos pais é mais alta no Nordeste, quando o coeficiente de variação é utilizado. Apesar disso, os resultados de nosso estudo sugerem que, de um ponto de vista quantitativo, apenas uma pequena proporção da diferença de escolaridade entre São Paulo e Nordeste pode ser explicada por disparidades nas características dos pais. Fazendo uso de nossos coeficientes de regressão e das características médias de cada região para efetuar uma previsão do nível de escolaridade das crianças de 14 anos, conseguimos explicar menos de 20% do hiato de 1,5 ano entre Nordeste e São Paulo. Isto sugere que a escolaridade das crianças seria relativamente pouco sensível aos progressos no padrão socioeconômico das famílias per se. Portanto, estes resultados indicam que aumentos diretos na quantidade e qualidade do ensino público oferecido no Nordeste poderiam ser capazes de eliminar boa parte do hiato entre as regiões, mesmo que não haja mudanças substanciais no status socioeconômico do Nordeste.*

## 1 - Introdução

O sistema educacional brasileiro tem pelo menos quatro características indesejáveis: primeiramente, o nível médio de escolaridade atingido é bastante baixo, mesmo

---

\* Este trabalho, preparado para a conferência do Banco Mundial sobre "Educação, Crescimento e Desigualdade no Brasil", realizada em março de 1991, foi enriquecido por comentários de Roberto Macedo e outros participantes do evento.

\*\* Do Departamento de Economia da Universidade de Yale e da Diretoria de Pesquisa do IPEA.

\*\*\*Do Departamento de Economia e Centro de Estudos da População da Universidade de Michigan.

quando comparado ao de outros países com padrão semelhante de renda *per capita* e desenvolvimento [Behrman (1987)]; em segundo lugar, a desigualdade educacional é muito alta, conforme demonstram, por exemplo, Lam e Levison (1990), que estimaram uma variância de anos de escolaridade entre pessoas do sexo masculino no Brasil 70% mais alta que a dos homens nos Estados Unidos, muito embora a escolaridade média seja mais que o dobro neste último país; uma terceira característica da educação no Brasil bem menos documentada é o alto grau de correlação entre a escolaridade das crianças e de seus pais e avós, o que indica que existe não apenas falta de igualdade de oportunidade, como sugere, também, a existência de limites à mobilidade social no país; finalmente, um quarto aspecto que recebe particular atenção neste estudo é a existência de grandes disparidades regionais na escolaridade das crianças. Como acontece com as diferenças regionais em muitas outras características socioeconômicas no Brasil, estas diferenças são grandes, estáveis no tempo, difíceis de explicar e provavelmente refletem uma distribuição regional muito desigual dos limitados investimentos em educação.

A melhora do nível de escolaridade, com ênfase especial no nível primário, parece ser uma meta evidente e importante da sociedade brasileira. De fato, uma expansão educacional com ênfase no nível primário seria capaz de elevar o nível educacional e, simultaneamente, reduzir as acentuadas disparidades existentes. Motivado por esta questão, este trabalho tem por objetivo precisamente procurar esclarecer os caminhos pelos quais se pode chegar a esta meta. Analisaremos a dependência do nível de escolaridade das crianças brasileiras à distribuição de renda e educação dos pais. Temos quatro objetivos específicos em vista: em primeiro lugar, queremos descrever o nível atual de escolaridade das crianças brasileiras, as diferenças de escolaridade entre as regiões e os padrões de mobilidade educacional através das gerações; em segundo, desejamos estimar um modelo que nos permita separar o efeito da renda dos pais do efeito da educação dos mesmos; em terceiro, queremos usar este modelo para estimar e comparar o impacto de mudanças na média com o impacto de mudanças no grau de desigualdade na renda e educação dos pais; finalmente, usando o mesmo modelo, queremos verificar até que ponto as grandes disparidades regionais do Brasil podem ser explicadas por diferenças regionais na distribuição da renda e escolaridade do país.

## 2 - Contexto e dados

Nosso estudo baseia-se na Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílio (PNAD) de 1982. A PNAD tem sido coletada desde 1967. Neste trabalho, no entanto, optamos pelo uso apenas da PNAD de 1982 principalmente pelo fato de incluir informações sobre o nível educacional dos avós. Como demonstraremos mais adiante, os dados sobre a escolaridade dos avós são bastante valiosos ao se tentar estimar o efeito dos atributos dos pais no desempenho escolar das crianças. Toda a análise é feita, separadamente, para duas importantes regiões do Brasil: o Nordeste, relativamente mais pobre e com menor escolaridade; e o Estado de São Paulo, mais rico e com maior escolaridade. A pesquisa limita-se às áreas urbanas. Segundo o Censo Demo-

gráfico de 1980, 49% da população brasileira viviam nestas duas áreas geográficas – 28% no Estado de São Paulo e 22% na região Nordeste.

Limitamos a análise a crianças nascidas em 1968, as quais deveriam ter iniciado os estudos no ano em que completaram sete anos de idade (isto é, 1975), chegando aos 14 no ano da pesquisa.<sup>1</sup> Optamos pelo uso desta subpopulação por diversos motivos. Como o custo de oportunidade de permanecer na escola depende muito da idade da criança, a demanda por educação dependerá necessariamente da idade.<sup>2</sup> Uma vez que sabemos muito pouco acerca da relação entre a idade e o valor do tempo entre as crianças brasileiras, decidimos limitar a análise a um único grupo etário, de modo que evite o aparecimento de erros de especificação do modelo. O fato de nosso conjunto de dados ser muito grande torna viável esta opção.<sup>3</sup> Como pensamos na demanda por educação como uma decisão familiar, usamos o domicílio como unidade de análise. Uma observação consiste em uma criança nascida em 1968, com variáveis refletindo as características dos pais e avós da criança. Como estamos primariamente interessados nos efeitos das características dos pais sobre o desempenho escolar, restringimos nossa atenção às crianças que moram com ambos os pais.<sup>4</sup> Nossa amostra de domicílios com pelo menos uma criança nascida em 1968 abrange 1.604 domicílios no Nordeste e 867 em São Paulo. Quando restringimos a amostra às famílias que possuem dados completos acerca da escolaridade dos pais e dos quatro avós e da renda do chefe da família, o tamanho das amostras passa a 820 crianças São Paulo e 1.525 no Nordeste.<sup>5</sup>

---

1 Todas estas crianças completaram 14 anos no ano da pesquisa, embora somente 3/4 delas já tivessem aniversariado até o mês da pesquisa (setembro). Para facilitar, nos referiremos a estas crianças como já tendo 14 anos, embora, para sermos exatos, elas façam parte do grupo dos nascidos em 1968.

2 Ver, por exemplo, Psacharopoulos e Arriaga (1986) e Levison (1991), acerca do compromisso entre o estudo e o trabalho no Brasil.

3 A escolha específica do grupo em 14 anos foi motivada por três fatos. Primeiro, o ensino é obrigatório no Brasil até 14 anos. Como os alunos deveriam iniciar os estudos aos sete anos, estariam na oitava série quando completassem 14, se não ocorresse repetência ou entrada e saída da escola. A oitava série é a última do primeiro grau no Brasil e o ensino do segundo grau não é obrigatório. Em segundo lugar, a legislação trabalhista do país diz que as crianças somente podem trabalhar sem permissão especial a partir dos 14 anos. A partir dos 12 anos, elas podem trabalhar em situações especiais, mas os empregadores são obrigados a provar que as crianças por eles contratadas freqüentam a escola. Em terceiro lugar, como este estudo baseia-se em informações de uma pesquisa domiciliar, só as crianças vivendo com os pais puderam ser incluídas no trabalho. O uso de grupos de faixa etária maior levaria a reduções crescentes e não-aleatórias na amostra, pois a probabilidade de os filhos deixarem a casa dos pais aumenta com a idade.

4 Este processo de seleção exclui da amostra todas as crianças de 14 anos cujo pai não era o chefe do domicílio na ocasião do levantamento. Isto elimina cerca de 15% das crianças no Nordeste e cerca de 7% em São Paulo. Excluímos este grupo porque o enfoque principal do estudo é o relacionamento entre os atributos dos pais e a escolaridade dos filhos. Se os pais com pouca escolaridade ou baixa renda têm menos chances de manter intacta a união quando a criança atinge os 14 anos, então nossa amostra tende a representar mal estas crianças economicamente menos favorecidas. Isto pode nos levar a superestimar o grau de escolaridade nas duas regiões.

5 Embora a população global nessas duas regiões seja mais ou menos a mesma, a fração amostral para a PNAD foi substancialmente maior no Nordeste (cerca de 1/200, em média) que em São Paulo (cerca de 1/400, em média), fazendo com que nossa amostra fosse quase duas vezes maior no Nordeste.

### 3 - Escolaridade das crianças de 14 anos

Utilizamos o número de anos de estudo completos de cada criança como variável de resultado. Uma variável de resultado alternativa seria uma que indicasse a frequência ou não à escola de cada criança, medida que deveria normalmente ser um bom indicador da escolaridade como um todo. Contudo, no Brasil, devido ao elevado grau de repetência, a frequência à escola é uma medida relativamente pobre de escolaridade.

A Tabela 1 mostra informações acerca da distribuição de anos de estudo divididos por região e se a criança estava ou não fora da escola na ocasião da pesquisa. Como já esperávamos, as distribuições na tabela indicam que as crianças de 14 anos que estão na escola têm um nível educacional mais alto que as que estão fora dela. Contudo, as distribuições também mostram a existência de um grau surpreendentemente alto de heterogeneidade no nível de escolaridade entre as crianças de 14 anos.

TABELA 1

*São Paulo e Nordeste: anos de estudo completos e resumo estatístico, por situação atual e matrícula dos alunos com 14 anos – 1982*

	São Paulo			Nordeste		
	Fora da escola	Na escola	Total	Fora da escola	Na escola	Total
% completos						
1 ano	11,5	0,3	2,6	41,8	6,1	12,8
1 ano	6,1	1,5	2,5	14,5	9,0	10,0
2 anos	12,1	5,2	6,6	19,3	12,9	14,1
3 anos	15,1	8,0	9,4	11,1	16,1	15,1
4 anos	32,6	16,2	21,0	9,3	22,7	20,2
5 anos	17,6	22,8	20,9	1,7	14,5	12,1
6 anos	2,4	25,2	20,7	1,4	11,3	9,4
7 anos	1,8	20,0	16,3	0,5	6,8	5,6
8 anos	0,6	0,9	0,9	0,2	0,6	0,5
Média de anos de estudo	3,27	5,13	4,75	1,46	3,67	3,25
Desvio-padrão	1,74	1,55	1,75	1,61	1,91	2,05
% 4 anos	44,9	15,0	20,9	86,8	44,0	52,1
% 6 anos	95,1	53,9	62,1	97,9	81,3	84,4
% pond. na região	19,93	80,07	100,0	18,75	81,25	100,0
Tamanho da amostra			820			1.525

NOTA: Dados estimados com base na PNAD de 1982, usando pesos de amostras do IBGE.

Em São Paulo, por exemplo, mais de 50% das crianças de 14 anos que frequentavam a escola completaram menos de seis anos de estudo. No Nordeste, mais de 80% tinham menos de seis anos de estudo completos. De todas as crianças de 14 anos matriculadas na escola, somente 7% no Nordeste e 20% em São Paulo tinham completado a sétima série. Em nossos dados, não podemos determinar até que ponto estas falhas resultam de frequência intermitente ou de repetência. No entanto, como já foi dito nos trabalhos de Gomes-Neto e Hanushek (1993) e Souza e Silva (1993), mencionados mais adiante neste estudo, a repetência é um dos problemas mais sérios do sistema educacional brasileiro e, sem dúvida, uma das principais causas das deficiências no grau da escolaridade aqui identificadas.

### **3.1 - Distribuição de escolaridade e renda dos pais**

Um dos principais propósitos de nossa análise é examinar até que ponto as grandes diferenças regionais nos resultados escolares, documentados na seção anterior, são consequência de diferenças nas características familiares entre as regiões. As características familiares podem determinar o grau de escolaridade das crianças por várias razões. Como já foi dito em Becker (1975), as famílias com renda mais alta podem demandar maior quantidade (e qualidade) de educação para seus filhos ou porque educação é um bem de consumo com elasticidade-renda positiva ou porque os custos de autofinanciamento da educação dos filhos são mais baixos para famílias mais ricas devido às imperfeições no mercado por crédito. Além disso, pais com um nível educacional mais elevado podem demandar mais educação para seus filhos por causa de diferenças de gostos ou porque têm a vantagem de poder ajudar os filhos a ter sucesso na escola. Não podemos nesse estudo identificar os mecanismos pelos quais a educação e a renda dos pais afetam o grau de escolaridade, estamos apenas interessados no efeito total que age através de uma variedade de mecanismos. Nossa meta é estimar, por exemplo, em quanto cresceria o grau de escolaridade no Nordeste se os pais nesta região tivessem as mesmas características que os de São Paulo. Portanto, começaremos este estudo investigando as diferenças na distribuição das características dos pais entre as duas regiões.

A Tabela 2 mostra estatísticas descritivas básicas da distribuição de escolaridade e renda dos pais de crianças de 14 anos em São Paulo e no Nordeste. Conforme se pode observar, os níveis de escolaridade dos pais e mães são mais altos em São Paulo que no Nordeste. Os pais em São Paulo têm escolaridade média de 3,9 anos, comparados aos 2,6 anos dos pais no Nordeste. Em São Paulo, o nível de escolaridade dos pais tende a ser mais alto que o das mães, enquanto no Nordeste a escolaridade tende a ser semelhante para pais e mães.

A Tabela 2 também fornece informações acerca da desigualdade de escolaridade entre pais para as duas regiões. Embora São Paulo tenha um maior desvio-padrão de anos de estudo tanto para os pais como para as mães, isto é perfeitamente explicável pelas médias mais elevadas em São Paulo. O coeficiente de variação dos anos de estudo é mais baixo em São Paulo que no Nordeste, levando a um grau de desigualdade da escolaridade dos pais menor em São Paulo que no Nordeste.

TABELA 2

*São Paulo e Nordeste: escolaridade e distribuição de renda dos pais das crianças com 14 anos – 1982*

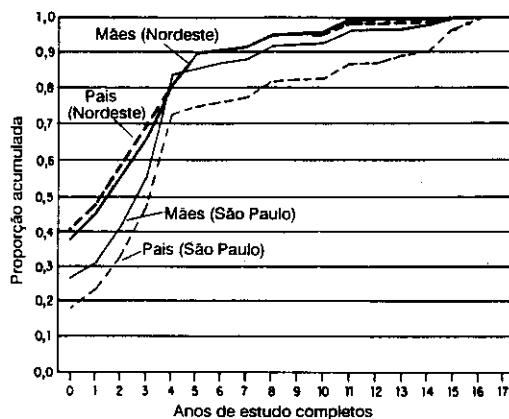
Característica	São Paulo	Nordeste	Diferença
<b>Escolaridade do pai</b>			
Média (anos)	3,92	2,57	1,35
Desvio-padrão (anos)	3,87	3,22	0,65
Coefficiente de variação	0,99	1,25	-0,27
Percentagem com:			
Pelo menos 1 ano	79,1	57,9	21,2
Pelo menos 4 anos	49,5	31,2	18,3
Pelo menos 6 anos	18,7	10,8	7,9
<b>Escolaridade da mãe</b>			
Média (anos)	3,35	2,62	0,73
Desvio-padrão (anos)	3,40	2,97	0,43
Coefficiente de variação	1,01	1,13	-0,12
Percentagem com:			
Pelo menos 1 ano	73,5	62,9	10,6
Pelo menos 4 anos	45,4	34,0	11,4
Pelo menos 6 anos	14,1	10,9	3,2
<b>Correlação</b> (escolaridade da mãe, escolaridade do pai)			
	0,708	0,608	0,101
<b>Renda do chefe</b> (em salários mínimos)			
Média	5,75	2,89	2,86
Desvio-padrão	9,06	4,01	5,05
Coefficiente de variação	1,57	1,39	0,18

NOTA: Dados estimados com base na PNAD de 1982, usando pesos de amostras do IBGE. A renda é o número de salários mínimos oficiais ganhos no mês anterior ao da pesquisa.

O Gráfico 1 apresenta detalhes adicionais acerca da distribuição da escolaridade dos pais nas duas regiões, mostrando as distribuições acumuladas de anos de estudo completos das mães e pais nas duas regiões. Nele se vê que a diferença mais pronunciada entre São Paulo e Nordeste está na proporção dos que possuem baixa escolaridade. Embora a vantagem dos pais do Sudeste possa ser notada através de toda a distribuição educacional, há uma certa diminuição do hiato nos níveis de escolaridade mais altos, especialmente no caso das mulheres. Como mostra a Tabela 2, níveis muito baixos de escolaridade no Nordeste são um traço marcante, com mais

Gráfico 1

**Região urbana do Estado de São Paulo e região Nordeste: distribuições acumuladas e anos de estudo completos de pais e mães de filhos com 14 anos - 1982**



de 40% dos pais e mais de 37% das mães no Nordeste tendo menos de um ano de estudo, em comparação com 20% dos pais e 26% das mães de São Paulo.

Ao comparar as Tabelas 1 e 2, é importante notar que o número de anos completos de estudo das crianças brasileiras de 14 anos é maior que o nível médio dos pais, indicando alguma melhora no nível educacional no Brasil da geração passada para a atual. Enquanto, por exemplo, a escolaridade média dos pais das crianças de 14 anos em São Paulo é um pouco menor que quatro anos, a escolaridade média dos filhos é de 4,7 anos. No Nordeste, as crianças de 14 anos também têm mais ou menos 0,7 ano de estudo a mais que seus pais (3,3 anos para as crianças contra 2,6 para os pais).<sup>6</sup>

Uma determinante importante da mobilidade intergeracional em escolaridade é a tendência para casamento entre pessoas com nível similar de escolaridade. Como mostra a Tabela 2, existe uma correlação muito alta na escolaridade das mães e pais no Brasil. A correlação entre a escolaridade do marido e a da esposa é de mais de 0,7 em São Paulo e acima de 0,6 no Nordeste. Esta alta correlação pode desempenhar um papel importante, pois a inclinação positiva para casamentos entre pessoas de nível similar de escolaridade tenderá a aumentar a inércia na distribuição da educação de uma para outra geração.<sup>7</sup>

6 Ver Lam e Levison (1992), para uma análise mais detalhada dos progressos na distribuição da escolaridade no Brasil, nas últimas décadas.

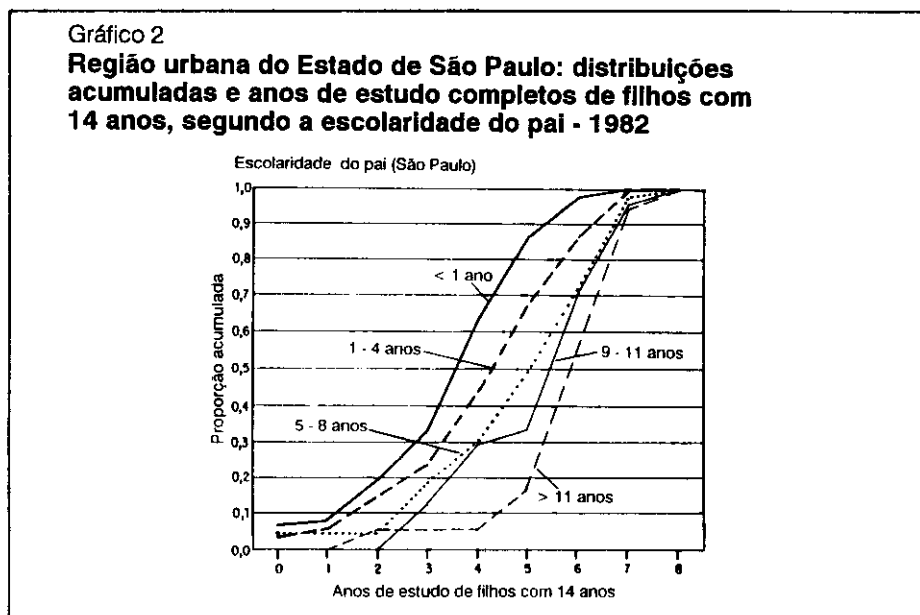
7 Ver Lam e Shoeni (1991), para uma análise da associação entre a educação de maridos e a educação de suas esposas no Brasil e sua conexão com a desigualdade de renda.

Além do grau de escolaridade dos pais, interessa-nos também estudar o efeito da renda domiciliar sobre a escolaridade dos filhos. A Tabela 2 mostra que a renda média dos chefes de domicílio é quase duas vezes maior em São Paulo, embora alguma fração disto possa ser atribuída a diferenças no custo de vida. A desigualdade de renda, medida pelo coeficiente de variação, é alta nas duas regiões, pelos padrões internacionais, sendo um pouco mais acentuada em São Paulo.

#### 4 - Mobilidade educacional intergeracional

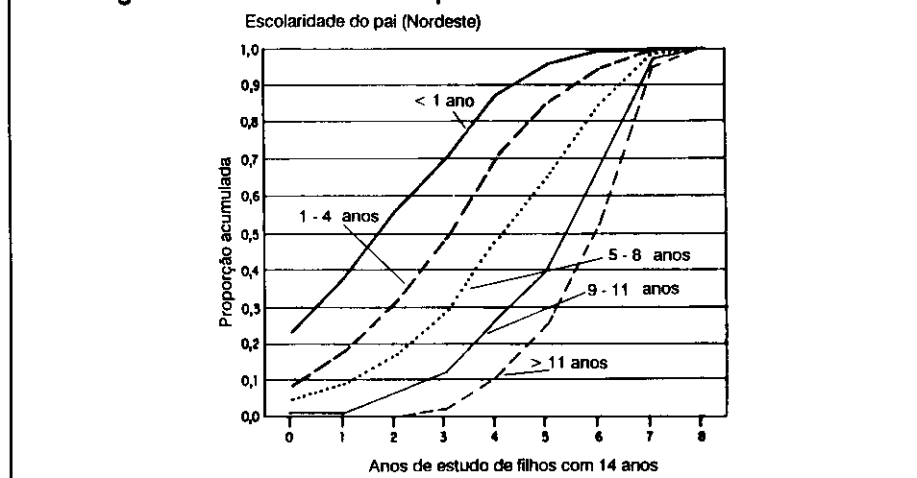
O que foi dito acima demonstrou que os níveis educacionais dos filhos e dos pais são positivamente relacionados entre regiões. Agora analisaremos se esta relação também se verifica dentro de cada região. Esta relação pode ser analisada com base nos Gráficos 2 e 3, que apresentam a distribuição acumulada de anos de estudo entre as crianças de 14 anos condicionada à escolaridade de seus pais. Com uma pequena exceção, no caso dos pais com 9 a 11 anos de estudo em São Paulo, os gráficos indicam que aumentos na escolaridade dos pais levam a progressos incontestáveis na distribuição da escolaridade entre as crianças, no sentido de dominância estocástica de primeira ordem. As distribuições acumuladas da escolaridade das crianças como função da educação das mães, que não aparecem nos gráficos, mostram padrões virtualmente idênticos nas duas regiões.

O Gráfico 4 apresenta a escolaridade média das crianças de 14 anos, por ano de estudo dos pais e região. Os pontos foram suavizados utilizando-se médias móveis





**Gráfico 3**  
**Região urbana do Nordeste: distribuições acumuladas**  
**e anos de estudo completos de filhos com 14 anos,**  
**segundo a escolaridade do pai - 1982**

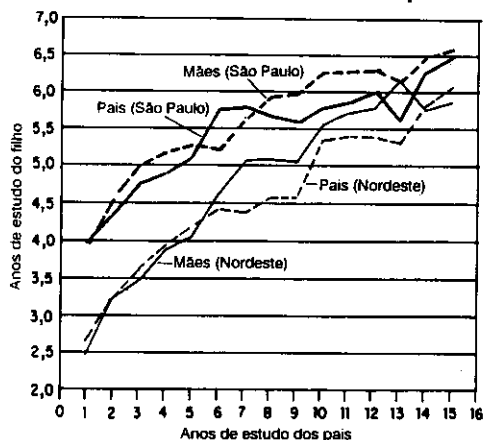


de três anos, ponderadas pelo tamanho da célula para cada ano de escolaridade. O gráfico revela uma relação mais inclinada entre a educação dos pais e a dos filhos no Nordeste que em São Paulo, levantando a hipótese de que o grau de escolaridade dos pais pode ser um determinante mais importante na escolaridade das crianças no Nordeste que em São Paulo. Conseqüentemente, estas duas relações tendem a convergir na medida em que se vai de baixos para altos níveis educacionais dos pais. Assim, quando o nível de escolaridade dos pais é elevado o número médio de anos de estudo das crianças com 14 anos mostra pouca variação entre o Nordeste e o Sudeste. Há, no entanto, diferenças substancialmente maiores em níveis mais baixos de escolaridade dos pais. Para os pais com menos de quatro anos de estudo, há cerca de um ano de vantagem na escolaridade das crianças de 14 anos de São Paulo, em comparação com as do Nordeste.

Os padrões mostrados no Gráfico 4 dão uma idéia bem clara da relação entre o grau de escolaridade dos pais e a dos filhos, em São Paulo e no Nordeste. Embora uma resposta precisa exija o tipo de análise multivariada que faremos a seguir, o gráfico apresenta uma prova dramática de que não se pode explicar o grande hiato entre a escolaridade das crianças das duas regiões apenas através das diferenças das características dos pais. O fato das crianças cujos pais têm menos de quatro anos de estudo (uma grande proporção delas) atingirem no Nordeste, em média, um ano inteiro a menos de estudo ao chegar aos 14 anos em comparação com o que ocorre em São Paulo significa, claramente, que existem outros fatores a explicar essas diferenças regionais de escolaridade além das diferenças nas características dos pais. O gráfico sugere que, mesmo que os pais do Nordeste tivessem um nível de escolaridade tão alto quanto os do Sudeste, haveria ainda um hiato substancial no nível de escolaridade dos seus filhos. Esta questão será tratada mais formalmente a seguir, no contexto de regressões multivariadas.

Gráfico 4

**Ragão urbana do Estado de São Paulo e região Nordeste: escolaridade média de filho com 14 anos, segundo os anos de estudo completos dos pais - médias móveis de três anos dos anos de estudo da mãe e do pai - 1982**



Uma vez que temos informações também sobre o grau de escolaridade dos avós, podemos examinar a mobilidade intergeracional na educação através de três gerações. Os dados sobre escolaridade dos avós são codificados de forma categórica baseados na declaração dos adultos no domicílio sobre a educação de seus pais. A Tabela 3 apresenta a distribuição do nível de escolaridade para cada um dos quatro avós das crianças de 14 anos da amostra, bem como a escolaridade média das crianças para cada categoria de nível de escolaridade dos avós.

Os dados relativos aos avós continuam a mostrar baixos níveis globais de escolaridade e um hiato substancial entre a escolaridade no Nordeste e em São Paulo. Cerca de 35% dos pais em São Paulo declararam que seus pais eram analfabetos, contra 49% no Nordeste. No entanto, os hiatos entre as regiões em escolaridade dos avós são talvez menores que o esperado, especialmente no caso das avós. A proporção de mães que declararam que suas mães eram analfabetas foi de 55% em São Paulo e de 57% no Nordeste. Este pequeno hiato pode refletir o fato de que muitos dos que responderam à pesquisa em São Paulo migraram do Nordeste.

A Tabela 3 mostra ainda uma forte relação positiva entre a escolaridade dos avós e a das crianças de 14 anos. As crianças nas duas regiões que têm avós analfabetos apresentam uma média de anos de estudo que chega a ser de 0,7 a um ano menor que as crianças com avós alfabetizados. Observamos ainda que a origem familiar não consegue explicar completamente a grande diferença na escolaridade das crianças. As do Nordeste, cujos avós são analfabetos, têm uma escolaridade média de apenas 2,7 anos, enquanto as de São Paulo, com avós analfabetos, têm uma média de 4,1 anos de estudo.

TABELA 3

*São Paulo e Nordeste: escolaridade média das crianças de 14 anos por nível de instrução dos avós e distribuição de educação dos avós — 1982*

Escolaridade dos avós	Do pai				Da mãe			
	Pai		Mãe		Pai		Mãe	
	%	$\bar{S}_{14}$	%	$\bar{S}_{14}$	%	$\bar{S}_{14}$	%	$\bar{S}_{14}$
São Paulo								
Analfabeto	34,8	4,1	51,1	4,3	32,7	4,1	55,0	4,3
Alfabetizado	16,4	5,1	12,8	5,1	20,8	5,0	13,4	5,0
1 - 3 anos	19,5	4,8	14,3	5,1	21,5	4,9	15,1	5,3
4 anos	14,9	5,7	11,1	5,7	16,0	5,4	11,0	5,8
5 - 8 anos	2,1	5,1	1,9	5,9	2,1	5,8	0,9	6,7
9 - 11 anos	2,1	5,2	1,8	6,3	2,1	5,8	1,7	6,5
Universidade	1,4	6,5	0,2	7,0	1,2	5,3	0,1	5,0
Nordeste								
Analfabeto	48,9	2,7	58,2	2,8	46,7	2,7	57,2	2,8
Alfabetizado	22,1	3,6	17,0	3,6	25,9	3,4	20,2	3,4
1 - 3 anos	11,1	4,0	8,3	4,0	12,6	3,9	11,0	4,1
4 anos	4,9	4,9	4,3	4,8	6,9	4,8	5,5	5,1
5 - 8 anos	0,9	5,3	0,9	5,5	1,3	5,4	1,2	5,2
9 - 11 anos	0,7	5,5	0,7	5,6	0,6	5,5	0,7	5,7
Universidade	0,5	5,0	0,2	5,0	0,3	6,0	0,0	[-]

NOTA: Dados estimados com base na PNAD de 1982, usando pesos amostrais do IBGE. As colunas assinaladas com % mostram a distribuição de frequência da escolaridade dos avós. As colunas assinaladas com médias apresentam a escolaridade média das crianças de 14 anos com avós naquela categoria.

## 5 - A função resposta de educação domiciliar

Em Barros e Lam (1991), desenvolvemos três modelos alternativos que fornecem um arcabouço para uma interpretação causal de nossas estimativas empíricas. Faremos, a seguir, um breve resumo daqueles modelos. Estamos interessados em como a educação dos filhos responde a mudanças na dotação de recursos domiciliares. A esta relação, nos referiremos como a “função resposta da educação”. Especificamente, se  $e_p$  e  $y$  são, respectivamente, os níveis de escolaridade dos pais e a renda domiciliar, pensamos, então, em uma função  $f_0(e_p, y; h)$  que forneça o nível de escolaridade de uma criança de 14 anos que vive no domicílio  $h$ . A derivada de  $f_0$  com relação a  $e_p$  indica a resposta da educação da criança, em um dado domicílio, a mudanças na educação dos pais, mantendo-se constantes os recursos econômicos do

domicílio. Estamos, também, interessados na reação da educação da criança a mudanças na educação dos pais, sem que os recursos econômicos do domicílio permaneçam constantes. Se  $g_0(h)$  indica a função resposta de educação dos filhos a variações na educação dos pais, permitindo que os recursos econômicos variem com a educação destes, então a derivada de  $g_0$  com respeito a  $e_p$  indica a reação total da educação das crianças a alterações na escolaridade dos pais, incluindo tanto os “efeitos diretos” da escolaridade dos pais sobre a escolaridade dos filhos, como também os “efeitos indiretos” exercidos através do aumento dos recursos econômicos do domicílio que possam advir da maior escolaridade dos pais.

Façamos com que  $E_c$  denote a educação de uma criança,  $E_p$  seja um vetor indicando a educação dos pais e  $Y$  represente os recursos econômicos, tudo relativo ao domicílio  $h$ . Para simplificar a análise, assumimos que podemos decompor a função resposta em uma componente compartilhada por todos os domicílios, e uma função que descreve o nível de heterogeneidade do domicílio, de modo que para um certo domicílio  $h$ :

$$\begin{aligned} E_c(h) &= f_0(E_p(h), Y(h); h) = \\ &= f_1(E_p(h), Y(h)) + g(h) \end{aligned}$$

Isto implica que a heterogeneidade entre domicílios assume a forma de uma simples perturbação aditiva para a função resposta da educação. Referimo-nos a  $g$  como sendo o desvio do domicílio e a  $f_1$  como sendo a função resposta da população.

Dada a distribuição conjunta de escolaridade e renda dos pais, a integração da função  $f_1$  nos dá a média da escolaridade das crianças de 14 anos na população.<sup>8</sup> Nosso objetivo principal é estimar de que modo as características do domicílio afetam a obtenção de escolaridade, isto é, estimar o componente  $f_1$  da função resposta. Baseados na estimativa de  $f_1$ , podemos simular a média de anos de estudo das crianças de 14 anos se fosse alterada a distribuição da escolaridade e renda dos pais.<sup>9</sup> Queremos, por exemplo, estimar qual seria a média de anos de estudo das crianças de 14 anos no Nordeste se os pais no Nordeste tivessem a mesma distribuição de escolaridade e de renda dos de São Paulo.

Consideramos três conjuntos alternativos de suposições que nos permitem estimar  $f_1$ . A motivação e a validade de cada um desses três modelos se relacionam diretamente à maneira como o desvio do domicílio,  $g$ , é gerado. Por construção, o desvio do domicílio permite que a função resposta difira de um para outro domicílio. Este deslocador pode ser imaginado como se representasse outros recursos disponíveis no domicílio, incluindo hábitos familiares (persistência, disciplina etc.) e

8 Note-se que, neste caso,  $E_c(h) = f_1(E_p(h), Y(h)) + g(h)$  e, portanto,  $\mu_{E_c} \equiv E[E_c] = E[f_1(E_p, Y)] \equiv \int f_1(e_p, y) dF_{E_p Y}(e_p, y)$ .

9 Isto é, estimaremos, para alguma distribuição alternativa  $F^*$ , que  $\mu^*_{E_c} \equiv \int f_1(e_p, y) dF^*(e_p, y)$ .

decisões de localização (por exemplo, a proximidade de boas escolas) ou recursos não-observados (riqueza herdada, rede de apoio de outros membros da família) que façam com que pais com o mesmo nível de educação e a mesma renda tenham filhos melhor ou pior educados. Os hábitos familiares e as decisões sobre localização do domicílio são formas de capital humano e, assim sendo, dependem, em princípio, dos mesmos determinantes da educação e da renda. Esta determinação conjunta é a fonte do nosso problema básico de identificação. Portanto, as hipóteses subjacentes aos nossos três modelos são tentativas alternativas de chegar a uma identificação por meio de limites postos ao grau de determinação conjunta.

## 5.1 - O caso do desvio aleatório

O primeiro modelo supõe que o desvio domiciliar seja independente da renda domiciliar e da escolaridade.<sup>10</sup> É o caso em que a heterogeneidade domiciliar não-observada, que afeta o grau de escolaridade da criança, não se correlaciona com as características domiciliares observadas, como educação e renda dos pais. Neste caso, podemos estimar  $f_1$  regredindo a educação da criança na educação dos pais e na renda domiciliar.

Uma possibilidade para justificar este modelo é supor que o desvio do domicílio seja gerado de novo a cada geração, de modo que seja independente de todo o passado do domicílio e, deste modo, independente da renda e da educação dos pais. Se pensarmos no deslocador do domicílio como sendo uma função dos hábitos familiares e decisões de localização, então estaremos supondo que a renda e a educação dos pais, por um lado, e os hábitos familiares e a localização, por outro, são determinados independentemente. Como esta hipótese pode não ser plausível, introduzimos dois modelos alternativos que permitem estimar  $f_1$  com base em dados sobre a educação dos avós.

## 5.2 - O modelo do desvio herdado

Uma crítica que se faz comumente às estimativas do efeito da escolaridade de um indivíduo sobre certos resultados, como, por exemplo, sua renda ou o nível educacional dos filhos, obtidas por regressões simples, é que a escolaridade está correlacionada com diversas variáveis importantes não-observadas. A escolaridade obtida pode, por exemplo, ser influenciada por variáveis “herdadas” dos antecedentes familiares, como a habilidade, o gosto pelos estudos ou o acesso à escola devido às relações da família ou à localização geográfica. A maneira de formalizar este

---

<sup>10</sup> Ou seja, supomos que  $g \perp (E_p, Y)$  e, portanto, que  $E[E_c | E_p, Y] = f_1(E_p, Y)$ .

argumento é imaginar um “desvio herdado” que afeta o nível educacional das crianças e que é passado de geração a geração. Neste caso, podemos observar altas correlações entre a escolaridade dos pais e a dos filhos, sem qualquer vínculo causal direto. Isto é, ao aumentar o número de anos de estudo da mãe não se iria, necessariamente, aumentar a escolaridade de seu filho se não fosse possível mudar o valor desse “desvio herdado”.

Como observamos em nossa amostra a educação dos avós, nos deteremos agora no papel potencial da educação dos avós como uma medida do “desvio herdado”. Para isso, vamos supor, que o desvio do domicílio é uma função da escolaridade dos avós.<sup>11</sup> Neste modelo, podemos estimar  $f_1$  fazendo uma regressão em que a escolaridade das crianças é explicada pela escolaridade dos pais e dos avós e pelos recursos do domicílio. A função resposta do domicílio,  $f_1$ , pode ser recuperada à medida que as variáveis que medem a escolaridade dos avós controlam as variáveis não-observadas (desvio herdado), que refletem os antecedentes da família, que são correlacionados com a escolaridade e renda dos pais.

### 5.3 - O modelo do desvio não-herdado

Uma hipótese alternativa é assumir que o desvio domiciliar é independente da educação dos avós, implicando que a educação dos avós está correlacionada com a educação das crianças apenas pelo fato de ter algum efeito direto sobre a educação dos pais, e não porque ela reflita uma heterogeneidade persistente do domicílio de uma geração para a outra. Ou seja, o deslocador não é “herdado” de gerações anteriores, mas representa efeitos de características não-observáveis dos pais, como o gosto pelo estudo e escolhas de localização do domicílio. De acordo com estes pressupostos, a educação dos avós seria um instrumento válido para identificar o efeito de mudanças exógenas na educação dos pais. Neste caso, um procedimento de variáveis instrumentais estimaria a função resposta da educação  $f_1$ .

### 5.4 - Escolha da forma funcional

Terminamos por estimar modelos nos quais a escolaridade dos filhos é uma função quadrática na escolaridade do pai e da mãe, incluindo a interação entre a escolaridade dos mesmos. Quando a renda é incluída na regressão, usamos uma especificação quadrática na renda do chefe do domicílio. Isto é, assumimos que

11 Se  $E_g$  for um vetor denotando a escolaridade dos avós, então supomos que o deslocador domiciliar seja uma função da escolaridade dos avós, significando que  $g(h) = f_2(E_g(h), g^*(h)) e g^* \perp (E_p, Y) | E_p$ . Daí,  $E[E_c | E_p, Y, E_g] = f_1(E_p, Y) + E[f_2(E_g, g^*) | E_g] = f_1(E_p, Y) + f_3(E_g)$ , onde  $f_3(E_g) \equiv E[f_2(E_g, g^*) | E_g]$ .

$$f_1(E_f, E_m, Y) = \alpha_0 + \alpha_1 E_f + \alpha_2 E_f^2 + \alpha_3 E_m + \alpha_4 E_m^2 + \alpha_5 E_m E_f + \beta_1 Y + \beta_2 Y^2$$

onde  $e_f$  denota os anos de estudo do pai,  $e_m$  os anos de estudo da mãe e  $y$  a renda do chefe do domicílio. Considerando-se esta especificação, a média dos anos de estudo completos das crianças seria dada por:

$$\begin{aligned} \mu(E_c) &= F(\mu(E_f), \mu(E_m), \mu(Y), \sigma(E_f), \sigma(E_m), cv(Y), \rho(E_f, E_m)) = \\ &= \alpha_0 + \alpha_1 \mu(E_f) + \alpha_2 \mu^2(E_f) + \alpha_3 \mu(E_m) + \alpha_4 \mu^2(E_m) + \alpha_5 \mu(E_m) \mu(E_f) + \\ &+ \alpha_5 \rho(E_m, E_f) \sigma(E_f) \sigma(E_m) + \beta_1 \mu(Y) + \beta_2 \mu^2(Y) (1 + cv(Y)^2) \quad (1) \end{aligned}$$

onde  $\mu(E_c) = E[E_c]$ ;  $\mu(E_f) = E[E_f]$ ;  $\mu(E_m) = E[E_m]$ ;  $\sigma(E_f)^2 = Var[E_f]$ ;  $\sigma(E_m)^2 = Var[E_m]$ ;  $\mu(Y) = E[Y]$  e  $cv(Y)^2 = Var[Y] / E[Y]^2$ . Além disso, acrescentamos variáveis *dummies* para a escolaridade dos quatro avós para estimar o modelo do “desvio herdado”. Utilizamos estas mesmas variáveis *dummies* para o grau de escolaridade dos avós como variáveis instrumentais na estimativa do modelo do desvio “não-herdado”.

## 6 - Mudando a distribuição das características dos pais

A expressão relativa à média de anos de estudo completos das crianças na equação (1) nos permite avaliar o efeito de diversas mudanças hipotéticas na distribuição de características dos pais. Algumas delas se relacionam diretamente com intervenções potenciais de política, tais como aumentos na renda média ou na desigualdade de renda. Outras, como mudanças na média e variância da escolaridade dos pais, não representam intervenções de política viáveis no curto prazo, mas apresentam percepções acerca de implicações de longo prazo de estratégias alternativas de investimento em educação. Mais especificamente, nos interessamos em avaliar o modo como as mudanças seguintes iriam afetar o número médio de anos de estudo das crianças de 14 anos: o efeito de aumentos na educação média da mãe e do pai,  $\mu(E_f)$  e  $\mu(E_m)$ ; o efeito de aumentos na renda média,  $\mu(Y)$ ; o efeito de diminuição das desigualdades de educação entre os pais,  $\sigma(E_f)$  e  $\sigma(E_m)$ ; e o efeito de decréscimos no grau de desigualdade de renda,  $cv(Y)$ . Um dado especialmente interessante é a força relativa dessas mudanças. O impacto direto dessas mudanças hipotéticas na distribuição das características do domicílio pode ser avaliado ao se computar as seguintes derivadas:

$$\delta F / \delta \mu(E_f) = \alpha_1 + 2 \alpha_2 \mu(E_f) + \alpha_5 \mu(E_m)$$

$$\delta F / \delta \sigma(E_f) = 2 \alpha_2 \sigma(E_f) + \alpha_5 \rho(E_m, e_f) \sigma(E_m)$$

Para as derivadas da escolaridade da criança com relação à renda, examinaremos a derivada dos anos completos de estudo em relação a variações percentuais na renda média do chefe do domicílio e, também, a variações unitárias no coeficiente de variação da renda do chefe do domicílio. Assim, vamos calcular:

$$\delta F / \delta \ln(\mu(Y)) = [\beta_1 + 2 \beta_2 \mu(Y) (1 + cv(Y)^2)] \frac{\mu(Y)}{100}$$

que pode ser interpretado como o efeito de um aumento de um ponto percentual na renda média do chefe do domicílio sobre a média de anos completos de estudo das crianças de 14 anos. Do mesmo modo, calcularemos:

$$\delta F / \delta cv(Y) = 2 \beta_2 \mu^2(Y) cv(Y)$$

que pode ser interpretada como sendo o efeito de uma variação unitária no coeficiente de variação da renda do chefe do domicílio sobre a média de anos de estudo das crianças de 14 anos.

Podemos também usar estas derivadas para comparar a força relativa dessas intervenções hipotéticas. Por exemplo, podemos estimar em quanto podemos diminuir a escolaridade média dos pais se, ao mesmo tempo, reduzíssemos a variância nesta escolaridade, de modo que mantenha constante a escolaridade dos filhos. Estes compromissos podem nos levar a percepções importantes a respeito do impacto relativo sobre a escolaridade da criança causado, por exemplo, por uma mudança na desigualdade de renda dos pais *versus* uma mudança na renda média dos mesmos. Usando-se o teorema da função implícita, o compromisso entre a média de anos de estudo dos pais e o desvio-padrão desta escolaridade pode ser assim expresso:

$$\left[ \frac{d\sigma(E_f)}{d\mu(E_f)} \right]_{d\mu(E_c)=0} = \frac{\delta F / \delta \mu(E_f)}{\delta F / \delta \sigma(E_f)} = \frac{-[\alpha_1 + 2 \alpha_2 \mu(E_f) + \alpha_5 \mu(E_m)]}{2 \alpha_2 \sigma(E_f) + \alpha_5 \rho(E_m, E_f) \sigma(E_m)} \quad (2)$$

Expressões análogas podem ser derivadas para os outros compromissos que apresentamos nas tabelas 4 e 5 seguida e todos eles podem ser expressos como razões das derivadas mostradas acima.



## 7 - Resultados empíricos

Nesta seção, apresentamos estimativas dos três modelos alternativos, cada um deles para as duas regiões. A Tabela 4 mostra regressões que utilizam apenas variáveis de educação. A Tabela 5 acrescenta as rendas do chefe do domicílio e o quadrado da renda para todas as regressões. Em todos os casos, estimamos três especificações alternativas: a primeira é uma regressão de mínimos quadrados ordinários, utilizando apenas a escolaridade da mãe e do pai; a segunda especificação é uma regressão de mínimos quadrados ordinários que acrescenta a escolaridade dos quatro avós como variáveis independentes; e a terceira é uma regressão de mínimos quadrados em dois estágios, que usa a escolaridade dos avós como instrumento para a escolaridade dos próprios pais.

De acordo com os resultados da primeira regressão (Tabela 4), um aumento de um ano de estudo do pai implica um aumento da escolaridade da criança de 14 anos da ordem de 0,19 ano em São Paulo e 0,27 ano no Nordeste, sendo a avaliação feita quando o pai começa com zero ano de estudo. Abaixo dos coeficientes de regressão, apresentamos estimativas das derivadas da média de escolaridade das crianças com respeito a todas as variáveis relevantes, avaliadas para cada região nos valores médios da amostra. Como a relação entre a educação dos filhos e a educação dos pais é côncava, o efeito da escolaridade dos pais decresce com seus níveis educacionais. Assim, os resultados da primeira regressão mostram que um aumento de um ano de escolaridade do pai implica um acréscimo de 0,13 ano na escolaridade das crianças de São Paulo e de 0,22 ano das do Nordeste, avaliados quando o pai tem a escolaridade média da amostra para a região.

A concavidade do relacionamento entre as escolaridades dos pais e dos filhos implica, também, que um aumento no desvio-padrão da escolaridade dos pais, que mantenha constante a escolaridade média destes, diminuiria a média de anos de estudo das crianças. Como se vê nas derivadas relativas ao desvio-padrão da escolaridade dos pais, um aumento de um ano no desvio-padrão da escolaridade dos pais, mantida a média constante, implicaria um decréscimo na escolaridade média das crianças de cerca de 0,07 ano tanto em São Paulo como no Nordeste. Os efeitos de um aumento de um ano no desvio-padrão da escolaridade das mães são mais ou menos semelhantes, implicando uma redução na média da escolaridade das crianças de cerca de 0,09 ano, em ambas as regiões.

A Tabela 4 mostra, também, o compromisso entre a média de anos de estudo e a desigualdade de educação dos pais ao se determinar a escolaridade das crianças de 14 anos. Os resultados relativos a São Paulo da primeira regressão na Tabela 4 indicam que, se a escolaridade média dos pais (mães) aumentasse em um ano, o desvio-padrão poderia aumentar em 2,1 (2,7) anos que a média de anos de estudo das crianças ainda permaneceria a mesma. Em outras palavras, seria preciso um declínio de 2,1 (2,7) anos no desvio-padrão da escolaridade dos pais (mães) para conseguir o mesmo impacto sobre a escolaridade média das crianças que o aumento de um ano na escolaridade média dos pais (mães). Portanto, a redução da desigualdade de educação dos pais parece ser um instrumento surpreendentemente fraco para melhorar a escolaridade média das crianças, em comparação com um

TABELA 4

*São Paulo e Nordeste: reação da escolaridade dos filhos com 14 anos à escolaridade dos pais – 1982*

	São Paulo			Nordeste		
	OLS I	OLS II	IV	OLS I	OLS II	IV
Escolaridade do pai	0,1857*	0,1529*	0,2324	0,2685*	0,2342*	0,4462*
	(0,0450)	(0,0472)	(0,3617)	(0,0352)	(0,0365)	(0,1799)
Escolaridade do pai ao quadrado	-0,0094**	-0,0071	-0,0870	-0,0150*	-0,0139*	-0,0184
	(0,0045)	(0,0045)	(0,0624)	(0,0039)	(0,0039)	(0,0259)
Escolaridade da mãe	0,3145*	0,2662*	0,9162*	0,3676*	0,3375*	0,4724***
	(0,0465)	(0,0481)	(0,3342)	(0,0384)	(0,0399)	(0,2872)
Escolaridade da mãe ao quadrado	-0,0148**	-0,0116**	-0,1277**	-0,0181*	-0,0170*	-0,0291
	(0,0045)	(0,0045)	(0,0560)	(0,0049)	(0,0049)	(0,0543)
Escolaridade do pai vezes Escolaridade da mãe	0,0047	0,0031	0,1532***	0,0097	0,0097	0,0028
	(0,0066)	(0,0066)	(0,0908)	(0,0064)	(0,0065)	(0,0524)
Constante	3,4844*	3,2568*	2,8743*	2,0106*	1,8654*	1,5923*
	(0,1083)	(0,1239)	(0,3635)	(0,0735)	(0,0829)	(0,1770)
R <sup>2</sup>	0,2435	0,2647	0,0946	0,2897	0,3001	0,1577
Teste F		1,9270**			1,8623**	
Tamanho da amostra	820	820	820	1.525	1.525	1.525
Efeito sobre a escolaridade do filho						
$\delta\mu (E_c) / \delta\mu (E_f)$	0,1230	0,1049	-0,0861	0,2093	0,1807	0,3570
$\delta\mu (E_c) / \delta\mu (E_m)$	0,2284	0,1973	0,4856	0,2902	0,2659	0,3249
$\delta\mu (E_c) / \delta\sigma (E_f)$	-0,0617	-0,0472	-0,3050	-0,0766	-0,0694	-0,1127
$\delta\mu (E_c) / \delta\sigma (E_m)$	-0,0876	-0,0702	-0,4482	-0,0853	-0,0789	-0,1663
Efeitos relativos						
$\delta\sigma (E_f) / \delta\mu (E_f)$	1,9933	2,2200	-0,2823	2,7311	2,6025	3,1675
$\delta\sigma (E_m) / \delta\mu (E_m)$	2,6067	2,8111	1,0836	3,4025	3,3715	1,9532

NOTAS: Erros-padrão entre parênteses. Dados estimados com base na PNAD de 1982. Efeitos avaliados na média e no desvio-padrão da região. OLS I não inclui a educação dos avós. OLS II inclui na regressão 12 variáveis *dummies* para categorias da educação dos avós. O teste F apresentado é para a hipótese nula de que todas as variáveis de educação dos avós têm coeficientes iguais a zero. A coluna IV apresenta resultados para a regressão por mínimos quadrados em dois estágios na qual as variáveis da educação dos avós são usadas como instrumentos.

\* Significativo a 0,01.

\*\* Significativo a 0,05.

\*\*\* Significativo a 0,10.

TABELA 5

São Paulo e Nordeste: reação da escolaridade dos filhos com 14 anos à escolaridade e à renda dos pais – 1982

	São Paulo			Nordeste		
	OLS I	OLS II	IV	OLS I	OLS II	IV
Escolaridade do pai	0,1760*	0,1448*	0,2261*	0,2593*	0,2309*	0,5917***
	(0,0449)	(0,0470)	(0,0896)	(0,0354)	(0,0367)	(0,3393)
Escolaridade do pai ao quadrado	-0,0108**	-0,0058***		-0,0184*	-0,0171*	-0,0374
	(0,0045)	(0,0045)	(0,5249)	(0,0048)	(0,0048)	(0,0645)
Escolaridade da mãe	0,2955**	0,2481**	0,9246***	0,3418*	0,3180*	0,5211
	(0,0466)	(0,0482)	(0,0684)	(0,0380)	(0,0395)	(0,4050)
Escolaridade da mãe ao quadrado	-0,0141*	-0,0110**	-0,1303**	-0,0171*	-0,0162*	-0,0261
	(0,0045)	(0,0045)	(0,5249)	(0,0048)	(0,0048)	(0,0645)
Escolaridade do pai vezes Escolaridade da mãe	0,0034	0,0017	0,1565***	0,0066	0,0069	-0,0215
	(0,0066)	(0,0066)	(0,0643)	(0,0063)	(0,0064)	(0,0840)
Renda do chefe	0,0504*	0,0504*	0,0129	0,1593*	0,1492*	-0,0200
	(0,0141)	(0,0141)	(0,0961)	(0,0239)	(0,0241)	(0,6431)
Renda do chefe ao quadrado	-0,0003*	-0,0003*	0,0001	-0,0023*	-0,0021*	0,0111
	(0,0001)	(0,0001)	(0,3675)	(0,0006)	(0,0006)	(0,0256)
Constante	3,3854*	3,1627*	2,8528*	1,7791*	1,6769*	1,4630*
	(0,1111)	(0,1258)	(0,0055)	(0,0795)	(0,0869)	(0,5352)
R <sup>2</sup>	0,2553	0,2764	0,0925	0,3126	0,3196	0,1186
Teste F		1,9437**			1,2813**	
Tamanho da amostra	820	820	820	1.525	1.525	1.525
Efeito sobre a escolaridade do filho						
$\delta\mu (E_o) / \delta\mu (E_f)$	0,0992	0,0821	-0,1056	0,1744	0,1534	0,3635
$\delta\mu (E_o) / \delta\mu (E_m)$	0,2096	0,1791	0,4822	0,2620	0,2434	0,3496
$\delta\mu (E_o) / \delta\sigma (E_f)$	-0,0653	-0,0563	0,1476	-0,0919	-0,0821	-0,3309
$\delta\mu (E_o) / \delta\sigma (E_m)$	-0,0759	-0,0642	0,0632	-0,0719	-0,0654	-0,2520
$\delta\mu (E_o) / \delta\mu (Y)$	0,0022	0,0027	0,0008	0,0035	0,0040	0,0013
$\delta\mu (E_o) / \delta CV (Y)$	-0,0296	-0,0295	0,0064	-0,0521	-0,0489	0,2560
Efeitos relativos						
$\delta\sigma (E_f) / \delta\mu (E_f)$	1,5189	1,4581	0,7151	1,8992	1,8685	1,0984
$\delta\sigma (E_m) / \delta\mu (E_m)$	2,7599	2,7905	-7,6258	3,6437	3,7241	1,3872
$\delta\mu (E_f) / \delta \ln (\mu (Y))$	-0,0227	-0,0331	0,0074	-0,0201	-0,0258	-0,0035
$\delta\mu (E_m) / \delta \ln (\mu (Y))$	-0,0107	-0,0152	-0,0016	-0,0133	-0,0162	-0,0036
$\delta CV (Y) / \delta \ln (\mu (Y))$	0,0759	0,0920	-0,1220	0,0672	0,0808	-0,0049
$\delta CV (Y) / \delta\sigma (E_f)$	-2,2050	-1,9089	-22,9275	-1,7636	-1,6780	1,2926

NOTAS: Dados estimados com base na PNAD de 1982. Erros-padrão entre parênteses. Efeitos avaliados na média e no desvio-padrão da região. OLS I não inclui a educação dos avós. OLS II inclui 12 variáveis *dummies* para categorias da educação dos avós na regressão. O teste F apresentado é para a hipótese nula de que todas as variáveis de educação dos avós têm coeficientes iguais a zero. A coluna IV apresenta resultados para a regressão por mínimos quadrados em dois estágios, na qual as variáveis da educação dos avós são usadas como instrumentos.

\* Significativo a 0,01.

\*\* Significativo a 0,05.

\*\*\* Significativo a 0,10.

aumento na escolaridade média dos pais. O compromisso correspondente para o Nordeste é de cerca de 2,7 anos para o pai e 3,4 anos para a mãe, implicando que seria preciso um declínio de 2,7 (3,4) anos no desvio-padrão da escolaridade do pai (mãe) para se ter o mesmo impacto sobre a escolaridade média das crianças que o que se obteria com um aumento de um ano na escolaridade média dos pais (mães).

As regressões chamadas OLS II são regressões OLS que incluem variáveis *dummies* relativas ao grau de escolaridade dos quatro avós na regressão. Uma vez que, devido ao grande número de variáveis *dummies* para a escolaridade dos avós só uns poucos coeficientes individuais são estatisticamente significativos, resolvemos não os apresentar na tabela. Embora os coeficientes para as variáveis da educação dos avós não estejam incluídos na tabela, reportamos o teste *F* relativo ao grau de significância conjunta dessas variáveis. As variáveis de grau de escolaridade dos avós são significativas em conjunto, ao nível de 0,05, em todas as regressões reportadas. Olhando-se as derivadas no final dessas colunas, nota-se que a inclusão das variáveis da escolaridade dos avós reduz, de certo modo, os efeitos estimados da educação dos pais. Controlando-se pela educação dos avós, um aumento de um ano na escolaridade do pai implica um crescimento de 0,11 ano na escolaridade das crianças de São Paulo e um acréscimo de 0,19 ano no Nordeste, avaliados na média amostral. Controlando-se pela educação dos avós, o aumento de um ano na escolaridade da mãe implica um acréscimo de 0,20 ano na escolaridade das crianças em São Paulo e de 0,27 ano no Nordeste.

O fato de os efeitos estimados da escolaridade dos pais declinarem quando a educação dos avós é incluída na regressão dá algum apoio ao argumento que diz que a escolaridade dos pais está correlacionada às variáveis omitidas dos antecedentes da família, que influenciam os resultados educacionais das crianças. Isso implica que o verdadeiro efeito de um aumento exógeno na escolaridade dos pais é menor que o sugerido por estimativas convencionais. O efeito do controle pela escolaridade dos avós, que é um controle grosseiro dos antecedentes familiares, é o de reduzir o efeito implícito da escolaridade dos pais em cerca de 10 a 15%. Isto é semelhante ao declínio nos retornos à escolaridade estimados por Lam e Shoeni (1991), quando eles incluem controles semelhantes para os antecedentes familiares nas equações de rendimentos no Brasil. Embora estes resultados reforcem o argumento de que existe um “viés de antecedentes da família” nas estimativas convencionais dos efeitos da escolaridade dos pais sobre a escolaridade dos filhos, este viés parece ser modesto.

A última regressão de cada tabela é uma de mínimos quadrados em dois estágios, usando como instrumentos as variáveis da escolaridade dos avós. Estas estimativas seriam apropriadas se o modelo causal correto fosse o do “desvio não-herdado” acima descrito, indicando que a escolaridade dos avós não está relacionada a características domésticas que afetam a escolaridade. Estes coeficientes têm grandes erros-padrão e parecem ser relativamente instáveis, sugerindo que o uso das variáveis da escolaridade dos avós como instrumento leva a previsões elevadas da escolaridade dos pais. Estes resultados, portanto, devem ser interpretados com cautela. Olhando-se para as derivadas no pé das colunas, vê-se que o uso das variáveis de escolaridade dos avós como instrumento produz estimativas mais elevadas dos efeitos da educação dos pais sobre a escolaridade das crianças. Examinando-se as estimativas mais estáveis relativas ao Nordeste, nota-se que estas estimativas de mínimos quadrados

em dois estágios implicam que um aumento de um ano na escolaridade do pai (mãe) iria aumentar a escolaridade das crianças em 0,36 (0,33) ano.

A Tabela 5 adiciona a renda do chefe do domicílio e a renda ao quadrado a todas as regressões. As especificações e amostras são idênticas, em todos os outros aspectos, às regressões da Tabela 4. Os efeitos estimados da escolaridade dos pais nessas tabelas referem-se aos verificados quando se mantém constante a renda do chefe do domicílio. Além disso, apresentamos os compromissos entre a média e a desigualdade de escolaridade e renda dos pais na determinação da escolaridade das crianças.

Comparando-se os resultados das primeiras regressões da Tabela 5 com as regressões equivalentes, sem a renda, na Tabela 4, vemos que os efeitos da escolaridade dos pais são menores, quando mantemos a renda constante. Isto não surpreende, por causa da alta correlação entre escolaridade e renda no Brasil. Avaliado pela média, o aumento de um ano na escolaridade do pai implica um aumento de 0,10 ano na escolaridade das crianças em São Paulo e de 0,18 ano na das crianças no Nordeste. Um acréscimo de um ano no nível de escolaridade da mãe, controlando-se pela escolaridade e renda do pai, implica um aumento de 0,21 ano na escolaridade das crianças em São Paulo e de 0,27 ano na das crianças no Nordeste.

Os efeitos parciais diretos da renda do chefe do domicílio por nós estimados são bem pequenos. Observando as estimativas na primeira coluna da Tabela 5, as derivadas indicam que um aumento de 10% na renda do chefe implica um acréscimo de apenas 0,02 ano na escolaridade das crianças de 14 anos deste chefe de domicílio em São Paulo e 0,03 ano no Nordeste, mantendo-se constante a escolaridade dos pais. Em outras palavras, fazendo uma extrapolação linear e usando esta derivada, seria preciso uma elevação de mais de 500% na renda média dos chefes de domicílio para aumentar em um ano a média de escolaridade das crianças de 14 anos em São Paulo. Observando-se as outras colunas da Tabela 5, vê-se que esta magnitude não varia muito de uma para outra especificação alternativa.

Como acontece com a escolaridade dos pais nas regressões anteriores, os coeficientes negativos do termo da renda ao quadrado nas regressões da Tabela 5 indicam uma relação côncava entre a escolaridade das crianças e a renda do chefe do domicílio. Isto pressupõe que uma redução da desigualdade de renda entre os chefes de domicílio, mantendo-se constantes todas as outras variáveis, inclusive a distribuição de educação dos pais, implicaria uma escolaridade média maior das crianças de 14 anos. A derivada  $\delta \mu (E_f) / \delta cv (Y)$  resume a magnitude deste efeito sobre a escolaridade média das crianças. Usando-se os parâmetros de São Paulo e as estatísticas da amostra na Tabela 5, vê-se que um decréscimo de 0,1 no coeficiente de variação, isto é, uma redução do valor real de 1,57 para um valor de 1,47, iria aumentar a escolaridade média das crianças em 0,001 ano. A derivada relativa ao Nordeste é maior, mas ainda implica efeitos reduzidos. Assim, mesmo no Nordeste uma queda de 0,5 no coeficiente de variação, de 1,5 para 1, iria aumentar a escolaridade média das crianças em apenas 0,01 ano.

É importante lembrar que todos estes efeitos hipotéticos são baseados na suposição de que todas as outras variáveis se mantêm constantes, inclusive a distribuição de educação dos pais. Além disso, como mudanças na renda média e na desigualdade

de renda em uma região levam a alterações na oferta de bens semipúblicos, como as escolas, os efeitos podem ser muito diferentes dos de uma simples agregação dos efeitos individuais que são calculados neste estudo.

As derivadas ao final da Tabela 5 mostram os compromissos entre a média e a desigualdade da escolaridade dos pais e a média e a desigualdade da renda dos pais. Por exemplo, a derivada  $d cv(Y) / d \ln(\mu(Y))$  mostra a mudança no coeficiente de variação da renda que compensaria uma certa mudança proporcional na renda em termos de manter constante a educação média das crianças. No caso de São Paulo, na primeira regressão na Tabela 5, o aumento da escolaridade das crianças decorrente de um acréscimo de 1% na renda do chefe do domicílio seria compensado por um aumento simultâneo de 0,2 no coeficiente de variação.

O compromisso entre mudanças na renda média e mudanças na escolaridade dos pais é particularmente surpreendente. A derivada  $d \mu(E_p) / d \ln(\mu(Y))$  para São Paulo implica que o efeito de um acréscimo de 1% na renda média dos chefes de família seria equivalente por um aumento de 0,02 ano na escolaridade média do pai. Em outras palavras, seria necessária uma elevação de cerca de 50% na renda média dos pais para ter o mesmo impacto sobre a escolaridade das crianças que um aumento de um ano na escolaridade média dos pais. Similarmente, seria necessário um aumento de 100% na renda média dos pais para obter o mesmo efeito sobre a escolaridade das crianças que o aumento de um ano na média de escolaridade das mães. As magnitudes para o Nordeste são semelhantes, com um aumento de 1% na renda dos pais sendo equivalente a um acréscimo de 0,02 ano na escolaridade dos pais e de 0,01 ano na escolaridade das mães.

Os resultados das outras especificações da regressão mostram muito parecidos. Enquanto as magnitudes dos efeitos variam um pouco conforme a especificação, o padrão geral continua sendo aquele em que os efeitos das mudanças na média ou na dispersão da renda do chefe do domicílio sobre a escolaridade das crianças são surpreendentemente pequenos. Tomados literalmente, os resultados indicam que haveria apenas melhorias pequenas na escolaridade obtida em resposta a aumentos mesmo grandes da renda média ou reduções substanciais na desigualdade de renda entre os chefes de domicílio. Um resultado muito robusto entre as especificações é que muito pouco da diferença na escolaridade média das crianças pode ser explicado por disparidades na renda média ou na desigualdade de renda dos chefes de domicílio. Como mostra a Tabela 2, a desigualdade de renda é até menor no Nordeste que em São Paulo, o que significa que o efeito da desigualdade de renda levaria, por si só, a uma escolaridade maior no Nordeste que em São Paulo. Reiteramos que estas estimativas supõem que a oferta de serviços educacionais públicos se mantém constante. Se, como parece ser plausível, os aumentos na renda média ou decréscimos na desigualdade de renda levam a um aumento da oferta de serviços públicos de educação, então estes efeitos se acrescentarão aos efeitos em nível domiciliar que calculamos neste estudo.

As magnitudes dos efeitos da escolaridade dos pais por nós calculadas são bastante semelhantes às estimativas de outros pesquisadores em estudos anteriores sobre a educação no Brasil. Souza (1979) apresenta regressões do desempenho escolar das crianças como uma função das características do domicílio, utilizando uma pesquisa sobre gastos familiares realizada na Cidade do Rio de Janeiro em

1967/68. Ele estima regressões para crianças em faixas etárias estreitas e inclui, entre os regressores, renda familiar, tamanho da família, variáveis *dummies* para a localização na cidade e escolaridade da mãe. Para crianças entre 14 e 15 anos, grupo semelhante à amostra que usamos, Souza (1979, p. 133) estima um coeficiente da escolaridade da mãe de 0,33, semelhante ao efeito que estimamos tanto para São Paulo como para o Nordeste. Em São Paulo, nossa estimativa quadrática para o efeito da escolaridade da mãe implica que o aumento de um ano na sua escolaridade faria subir a escolaridade da criança em 0,31 ano quando a escolaridade da mãe é zero e em 0,23 ano quando a mãe tem uma escolaridade média de 2,6 anos (veja 1ª coluna da Tabela 4).

Birdsall (1985) usa o Censo de 1970 para estimar os efeitos de características dos pais e da família sobre o desempenho escolar de crianças de diversas idades. As variáveis independentes incluem a escolaridade do pai e a da mãe, ambas na forma linear, e o log da renda do pai. As estimativas de Birdsall dos efeitos da educação dos pais no Brasil urbano são um tanto mais baixas que as nossas. De acordo com seu estudo, um aumento de um ano na escolaridade da mãe implica um aumento de 0,11 ano na escolaridade da criança de 12-15 anos nas áreas urbanas brasileiras, controlando-se pela renda do pai, enquanto nossos resultados deram 0,21 e 0,27 para São Paulo e Nordeste, respectivamente (veja Tabela 5). O efeito do acréscimo de um ano na escolaridade do pai é de 0,08 ano no trabalho de Birdsall, comparado com 0,10 para São Paulo e 0,18 para o Nordeste em nossos resultados. Uma contribuição importante da análise de Birdsall é o uso de medidas diretas da oferta e da qualidade do ensino, incluindo a escolaridade média dos professores e a quantidade de professores por estudantes na região. A inclusão dessas variáveis em suas regressões aumenta o efeito estimado da escolaridade da mãe sobre a escolaridade da criança e tem um impacto pequeno sobre o efeito estimado da escolaridade do pai.

A magnitude dos efeitos por nós estimados das características dos pais sobre a escolaridade das crianças pode ser ilustrada com o uso dos coeficientes de nossa regressão para decompor a diferença na escolaridade das crianças entre São Paulo e Nordeste. A diferença de escolaridade média para crianças entre São Paulo e Nordeste pode ser escrita como a soma de duas parcelas. A primeira é dada pelas diferenças regionais nos valores médios de todas as variáveis independentes multiplicadas pelos seus correspondentes coeficientes de regressão. Podemos obter este componente de duas maneiras, usando os coeficientes estimados para o Nordeste ou os coeficientes estimados para São Paulo. A Tabela 6 apresenta estes cálculos, usando as regressões baseadas apenas na escolaridade dos pais e, também, naquelas que incluem a renda do chefe do domicílio.

As duas primeiras linhas da tabela mostram que a diferença real entre o grau de escolaridade em São Paulo e no Nordeste é de 1,5 ano. A primeira previsão usa as regressões que excluem variáveis de renda. Dadas as diferenças nas médias das variáveis independentes descritas na Tabela 2 e os coeficientes de regressão relativos a São Paulo na Tabela 4, predizemos uma diferença de escolaridade entre as duas regiões de apenas 0,24 ano. A diferença prevista é, portanto, apenas 16,1% da diferença realmente observada, indicando que as diferenças na média e variância da escolaridade dos pais explicam apenas uma fração pequena do hiato em escolaridade entre São Paulo e Nordeste. Quando usamos os coeficientes de regressão para o Nordeste, predizemos uma fração ligeiramente maior da diferença total (18,3%).

TABELA 6

*São Paulo e Nordeste: diferenças prevista no grau de escolaridade, baseadas nos coeficientes de regressão das Tabelas 4 e 5*

Escolaridade real em São Paulo		4,75
Escolaridade real no Nordeste		3,25
Diferença real		1,50
	Diferença prevista usando coeficientes para São Paulo	Diferença prevista usando coeficientes para o Nordeste
Diferença prevista usando regressões sem renda	0,241	0,273
Diferença prevista/diferença real	0,161	0,183
Diferença prevista usando regressões com renda	0,208	0,231
Diferença prevista/diferença real	0,140	0,155

As linhas finais da tabela repetem este exercício, usando as regressões que incluem a renda do chefe do domicílio e seu quadrado. Este exercício deve ser olhado com mais cuidado, pois faz implicitamente a suposição forte de que a renda pode ser comparada diretamente entre as duas regiões, ignorando problemas como diferenças de custo de vida entre elas. A magnitude da diferença prevista é semelhante à da diferença prevista que se baseia nas regressões que excluem a renda; esta diferença é de fato um pouco menor quando usamos regressões que incluem a renda. Explicamos cerca de 15% da diferença atualmente existente entre Nordeste e São Paulo com base nessas regressões.

Considerando-se as diferenças substanciais na educação e na renda dos pais entre Nordeste e São Paulo, é surpreendente que estas diferenças não pareçam explicar grande parte do vasto hiato em escolaridade das crianças entre as duas regiões. Baseados em nossas estimativas para os efeitos da escolaridade e da renda dos pais sobre a escolaridade das crianças, menos de 20% do hiato de quase 1,5 ano entre a escolaridade das crianças no Nordeste e em São Paulo seriam eliminados se os pais do Nordeste tivessem as mesmas características dos de São Paulo, mantendo tudo mais constante, inclusive a oferta de serviços escolares públicos.

Este resultado surpreendente parece indicar que a eliminação do grande hiato na escolaridade das duas regiões dependerá mais de políticas do lado da oferta que de alterações na distribuição de renda e de escolaridade ao nível domiciliar. Na medida em que a educação dos pais pode ser um bom indicador da renda permanente do domicílio, nossos resultados implicam que, mesmo que haja aumentos substanciais na renda média ou reduções da desigualdade de renda no Nordeste, o hiato no grau de escolaridade de longo prazo não seria eliminado se não se efetuassem mudanças na oferta de educação.



A escolaridade e a renda dos pais, variáveis que poderiam ser consideradas determinantes do lado da demanda da escolaridade da criança em nível domiciliar, não parecem ser a causa principal do hiato de escolaridade entre o Nordeste pobre e o Sudeste mais rico. Isto pode constituir uma boa notícia, do ponto de vista de política, pois pode ser mais fácil de implementar a igualdade na oferta de educação no Nordeste e em São Paulo que eliminar a grande diferença na posição socioeconômica dos pais das duas regiões. Obviamente, o aumento da renda domiciliar e a redução da desigualdade de renda dentro e entre as regiões brasileiras é uma política desejável, sob muitos aspectos. Contudo, esta não parece ser, por si só, necessária ou suficiente para eliminar o hiato no grau de escolarização entre as duas áreas. Nossos resultados sugerem que pode ser possível eliminar boa parte deste hiato através de políticas visando diretamente à criação de escolas.

Como foi revelado pelos trabalhos de Hanushek, Gomes-Neto e Harbison (1993), Souza e Silva (1993) e James, Braga e André (1993), os investimentos na qualidade do ensino feitos no Brasil parecem ter um retorno alto, evitando a repetência e aumentando o grau de escolaridade. Nossos resultados são inteiramente consistentes com a idéia de que os investimentos feitos no lado da oferta, em quantidade e qualidade de ensino, podem ser bastante compensadores, mesmo que não haja grandes mudanças na renda ou escolaridade dos pais, em nível domiciliar. De fato, nossos resultados sugerem que grandes aumentos na renda média ou reduções na desigualdade de renda teriam provavelmente, *per se*, pouco efeito sobre o grau de escolaridade, se não houvesse um crescimento da quantidade de escolas e na qualidade do ensino.

## 8 - Conclusões

Este trabalho investiga aquilo que se poderia chamar de “lado da demanda” do ensino no Brasil, tentando explicar o grau de escolaridade de um determinado grupo de crianças, como função da escolaridade e da renda dos pais. Observando-se o grupo de crianças nascidas em 1968 que deveriam já ter sete anos completos de estudo por ocasião da PNAD de 1982, encontramos uma escolaridade média de 4,75 anos na área urbana do Estado de São Paulo e de 3,25 anos na área urbana do Nordeste. Uma das metas específicas deste estudo é a tentativa de explicar esta vantagem de 1,5 ano no grau de escolaridade das crianças em São Paulo sobre as do Nordeste. Encontramos diferenças regionais nas características dos pais que são consistentes com as diferenças dos resultados apresentados pelas crianças das duas regiões. Os pais de São Paulo têm 1,3 ano a mais de escolaridade que os pais do Nordeste e as mães em São Paulo 0,7 ano de vantagem. A renda média dos chefes de domicílio em São Paulo é quase o dobro da dos chefes no Nordeste, embora a desigualdade de renda entre os chefes de domicílio seja ligeiramente menor no Nordeste. A desigualdade na escolaridade, medida pelo coeficiente de variação, é maior para os pais e mães do Nordeste que para os de São Paulo. Nossas estimativas de regressão indicam que um aumento de um ano na escolaridade da mãe eleva a escolaridade das crianças de 14 anos em 0,3 ano, com efeitos ligeiramente maiores

no Nordeste. O crescimento da escolaridade do pai tem efeitos ligeiramente menores. A relação entre a escolaridade dos pais e a dos filhos é côncava, significando que reduções na desigualdade de escolaridade entre os pais fariam aumentar a escolaridade média das crianças de 14 anos na população, mesmo que a escolaridade média dos pais permanecesse constante. Estimamos, também, uma relação côncava entre a renda do chefe do domicílio e a escolaridade da criança. Mas os efeitos da renda parecem ser bem modestos. Um aumento de 10% na renda do chefe do domicílio, mantendo-se constante a escolaridade de ambos os pais, iria elevar o grau de escolaridade da criança em menos de um décimo de ano. Uma redução de 1,5 para 1 no coeficiente de variação da renda também aumenta a escolaridade da criança em menos de um décimo de ano.

Embora as diferenças nas características dos pais no Nordeste e em São Paulo sejam consistentes com o melhor grau de escolaridade das crianças de São Paulo, nossas estimativas de regressão sugerem que apenas uma pequena porção do hiato da escolaridade entre Nordeste e São Paulo pode ser explicada por estas características dos pais. Usando nossos coeficientes de regressão e diferenças nas características médias entre as regiões para predizer a diferença na escolaridade média das crianças, podemos explicar menos de 20% do hiato de 1,5 ano entre a escolaridade no Nordeste e em São Paulo. Isto sugere que o grau de escolaridade parece ser pouco sensível a melhoras na situação socioeconômica dos domicílios, na ausência de mudanças na quantidade e qualidade do ensino oferecido, mas sugere, também, que intervenções diretas de política no sentido de melhorar a oferta pública de serviços educacionais podem ser capazes de eliminar uma grande parte do hiato educacional entre as regiões, mesmo que permaneça o hiato na situação socioeconômica entre as regiões.

#### Abstract

*This paper analyzes the determinants of schooling attainment at the household level for 14-year-olds in urban regions of São Paulo and Northeast Brazil, using data from the 1982 PNAD. We find mean schooling of 4.75 years in São Paulo, and 3.25 years in the Northeast, both far short of the 7 years of years of schooling that should have been completed by 14-year-olds. In attempting to explain the 1.5 year advantage in the schooling attainment of 14-year-olds in São Paulo, we find regional differences in the characteristics of parents that are consistent with the regional difference in child outcomes. Parents' schooling and income are considerably higher in São Paulo, and inequality in parental schooling is higher in the Northeast. Regression estimates imply substantial positive effects of parental schooling and income on child schooling attainment. Our results suggest that only a small proportion of the gap in schooling attainment between São Paulo and the Northeast can be explained by differences in parental characteristics, however. Using our regression coefficients and mean characteristics in each region to predict schooling attainment of 14-year-olds, we are able to explain less than 20 percent of the 1.5 year schooling gap between the Northeast and São Paulo. This suggests that child schooling attainment will be relatively unresponsive to improvements in the socioeconomic status of households per se. The results suggest that direct increases in the quantity and quality of schooling supplied may be able to eliminate a large fraction of the schooling gap between regions, even in the absence of substantial changes in the socioeconomic status of parents.*

## Bibliografia

- BARROS, R. P. de e LAM, D. *Income inequality, inequality in education, and the demand for schooling on Brazil*. Trabalho apresentado na conferência do Banco Mundial sobre Educação, Crescimento e Desigualdade no Brasil. Rio de Janeiro, mar. 1991.
- BECKER, G. S. *Human capital*. 2ª ed. New York: Columbia University Press, 1975.
- BEHRMAN, J. R. Schooling in development countries: waten countries are over- and undelachievers and what is the schooling impact? *Economic of education review*, v. 6, n. 2, p. 111-129, 1987.
- BEHRMAN, J. R. e BIRDSALL, N. The quality of schooling: quantity alone is misleading. *American Economic Review*, v. 73, n. 5, p. 926-946, Dec. 1983.
- BIRDSALL, N. Public imputs and child schooling in Brazil. *Journal of Development Economics*, v. 18, p. 67-86, 1985.
- GOMES-NETO, J. B. e HANUSHEK, E. A. The causes and effects of grade repetition: evidence from Brazil. In: BIRDSALL, N. e SABOT, R. (eds.). Banco Mundial, 1993.
- HANUSHEK, E. A., GOMES-NETO, J. B. e HARBISON, R. W. The causes and effects of grade repetition: evidence from Brazil. In: BIRDSALL, N. e SABOT, R. (eds.). Banco Mundial, 1993.
- JAMES, E., BRAGA, C. A. P. e ANDRÉ, P. T. A. de. The causes and effects of grade repetition: evidence from Brazil. In: BIRDSALL, N. e SABOT, R. (eds.). Banco Mundial, 1993.
- LAM, D. e LEVISON, D. Idade, experiência, escolaridade e diferenciais de renda: Estados Unidos e Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 20, n.2, p. 219-256, ago. 1990.
- \_\_\_\_\_. Declining inequality in schooling in Brazil and its effects on inequality in earnings. *Journal of Development Economics*, v. 37, p. 199-225, 1992.
- LAM, D. e SHOENI, R. *Effects of family background on earnings and returns to schooling: evidence from Brazil*. Trabalho apresentado na reunião anual da American Economic Association. New Orleans, 1991.
- LEVISON, D. *Children's labor force activity and schooling in Brazil*. Universidade de Michigan, Departamento de Economia, 1991 (Tese de Doutorado).
- PARK, Young-Bum, ROSS, D. R. e SABOT, R. The causes and effects of grade repetition: evidence from Brazil. In: BIRDSALL, N. e SABOT, R. (eds.). Banco Mundial, 1993.

- PSACHAROPOULOS, G. e ARRIAGA, A. M. The education composition of the labor force: an international comparison. *International Labour Review*, v. 125, n. 5, p. 561-574, 1986.
- REIS, J. G. A. e BARROS, R. P. de. Wage inequality and the distribution of education: a study of the evolution of regional differences in inequality in metropolitan Brazil. *Journal of Development Economics*, v. 36, p. 117-143, July 1991.
- SHULTZ, T. P. Education investments and returns. In: CHENERY, H. e SRINIVASAN, T. N. (eds.). *Handbook of development economics*. New York: Elsevier Science, v. 1, 1988.
- SOUZA, A. M. *Financiamento da educação e acesso à escola no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 1979.
- SOUZA, A. M. e SILVA, N. V. Family background quality of education, and public and private schools in São Paulo: relationships and effects on school transitions. In: BIRDSALL, N. e SABOT, R. (eds.). Banco Mundial, 1993.

(Originais recebidos em outubro de 1992. Revisões em abril de 1993.)