

# Mobilidade Intergeracional de Educação no Brasil

Sergio Guimarães Ferreira  
BNDES

Fernando A. Veloso\*  
Ibmec

Julho de 2003

## Resumo

Neste artigo, apresentamos evidências detalhadas sobre a mobilidade intergeracional de educação no Brasil, com base no suplemento de mobilidade da PNAD de 1996. O artigo tem duas contribuições principais. Primeiro, utilizamos diferentes métodos para caracterizar padrões não-lineares no grau de mobilidade intergeracional. Segundo, exploramos as não-linearidades observadas para analisar em detalhe a dinâmica da mobilidade intergeracional entre coortes. O principal resultado é que a mobilidade intergeracional de educação é significativamente menor entre filhos de pais com baixa escolaridade que entre filhos de pais com elevada escolaridade, exceto para indivíduos no topo da distribuição educacional. Em particular, o comportamento da mobilidade no grupo de filhos de pais sem nenhuma escolaridade é crucial para entendermos diferenças no grau de mobilidade entre raças e regiões e a dinâmica da mobilidade entre coortes.

**Área 6: Economia do Trabalho, Economia Social e Demografia**

**Palavras-Chave:** Mobilidade Intergeracional, Educação, Análise de Coorte

**JEL:** I20, J62, O10

---

\* Sérgio Guimarães Ferreira: BNDES, Av. República do Chile, 100/1227, Rio de Janeiro-RJ, 20139-900, Tel: (21) 2277-8069, Email: sergiogu@bndes.gov.br. Fernando A. Veloso: Ibmec, Av. Rio Branco 108, 12o andar, Rio de Janeiro-RJ, 20040-001, Tel: (21) 3806-4125, Email: fveloso@ibmecrj.br

# Mobilidade Intergeracional de Educação no Brasil

## 1. Introdução

Embora exista uma grande literatura sobre desigualdade de educação e renda no Brasil, o tópico de mobilidade intergeracional tem recebido muito menos atenção. Dentre os poucos estudos sobre o assunto, Pastore (1979, 1986), Pastore e Zylberstajn (1996) e Pastore e Silva (1999) utilizaram dados das PNADs de 1973, 1982 e 1996 e mostraram que, a despeito de existir um elevado grau de mobilidade social no Brasil, o status social do pai é um determinante importante do status social do filho.<sup>1</sup> Barros e Lam (1993) e Barros et al (2001) também utilizaram dados da PNAD e mostraram que a educação dos pais é um importante determinante da educação dos filhos.

Behrman et al. (2001) estudaram recentemente a mobilidade intergeracional de educação na América Latina. Um resultado importante é que o grau de mobilidade educacional é consideravelmente menor para países latino-americanos do que o observado em países desenvolvidos.<sup>2</sup> Eles também mostram que a mobilidade educacional vem aumentando para coortes mais jovens no Brasil e em outros países da América Latina, tanto para homens como para mulheres.

Neste artigo, apresentamos evidências detalhadas sobre mobilidade intergeracional de educação no Brasil, com base no suplemento de mobilidade da PNAD de 1996. O artigo tem duas contribuições principais. Primeiro, utilizamos diferentes métodos para caracterizar padrões não-lineares no grau de mobilidade intergeracional. Segundo, exploramos as não-linearidades observadas para analisar a dinâmica da mobilidade intergeracional de educação entre coortes, um aspecto que não tem sido muito estudado na literatura.

Os resultados mostram que o grau de mobilidade intergeracional de educação no Brasil é menor que o observado em países desenvolvidos e em países em desenvolvimento para os quais existem dados disponíveis, com exceção da Colômbia. Além disso, o grau de mobilidade varia entre raças<sup>3</sup> e regiões. Em particular, a mobilidade é menor no Nordeste que no Sudeste, e é mais baixa entre negros do que para brancos.

Nós encontramos evidências de não-linearidades significativas no padrão de mobilidade educacional. Em particular, a mobilidade é menor para filhos de pais com pouca escolaridade que para filhos de pais de escolaridade mais elevada, com exceção de pais no topo da distribuição educacional, que apresentam mobilidade relativamente baixa.

Nós mostramos que as não-linearidades observadas ajudam a explicar as diferenças no padrão de mobilidade entre raças e regiões. Especificamente, a menor mobilidade entre os negros está fortemente associada à maior probabilidade neste grupo do filho de um pai sem escolaridade permanecer sem

---

<sup>1</sup> Pastore (1979, 1986), Pastore e Zylberstajn (1996) e Pastore e Silva (1999) usam um índice de status social baseado em educação, ocupação, idade e renda. É importante observar que estes estudos utilizam uma medida de mobilidade distinta da que é empregada neste artigo e na literatura econômica em geral. Segundo a definição que adotamos neste trabalho, uma sociedade na qual o status social dos pais é um importante determinante do status social dos filhos é caracterizada por baixa mobilidade social. Ver seção 2 para uma discussão mais detalhada.

<sup>2</sup> Os países Latino-Americanos pesquisados por Behrman et al. (2001) são Brasil, Peru, México e Colômbia. Behrman et al. (2000) também encontram evidência de baixa mobilidade educacional na América Latina. Para a evidência sobre mobilidade de educação em países desenvolvidos, ver Borjas (1992), Couch e Dunn (1997) e Mulligan (1999). Mulligan (1997) apresenta resultados para os Estados Unidos e um resumo da literatura. A seção 2 discute em detalhe estes resultados.

<sup>3</sup> Ao longo do texto nos referiremos ao termo raça para designar a cor da pele. O questionário da PNAD adota a mesma terminologia. No entanto, outras denominações como etnia e cor da pele seriam equivalentes. Os indivíduos reportam sua própria raça. O questionário define cinco grupos raciais: índio, branco, amarelo, negro e pardo. Neste artigo, consideramos negros aqueles que se declaram negros ou pardos.

escolaridade. Enquanto a probabilidade de um filho negro de um pai sem escolaridade permanecer na mesma categoria de educação do pai é de 42%, a probabilidade análoga para brancos é de 24,5%.

Por outro lado, a persistência de alta escolaridade é mais elevada em indivíduos de cor branca. Em particular, a probabilidade do filho de um pai com ensino superior completo também completar seus estudos universitários é de 40%, se o indivíduo reporta ser negro ou pardo, e de 62,5% para brancos.

A comparação entre a transmissão intergeracional de educação no Nordeste e no Sudeste mostra que a grande diferença entre as duas regiões está na mobilidade observada no grupo de filhos de pais sem escolaridade. No Nordeste, a probabilidade do filho de um pai sem escolaridade permanecer na mesma categoria de educação do pai é de 54%, enquanto no Sudeste esta probabilidade é de apenas 21%.

De modo a analisar o padrão dinâmico de mobilidade intergeracional no Brasil, analisamos a evolução do grau de mobilidade educacional para cada coorte de cinco anos no intervalo entre 25 e 64 anos de idade. Os resultados mostram que a mobilidade tem se elevado substancialmente para as coortes mais jovens, para todas as regiões, raças e áreas urbanas.

Em seguida, exploramos as não-linearidades observadas no grau de mobilidade para obter uma melhor compreensão da evolução da mobilidade entre coortes. Os resultados sugerem que o aumento da mobilidade está sendo causado pelo melhor desempenho de filhos de pais com pouca escolaridade em relação à média. Esse resultado é coerente com a redução na dispersão educacional para coortes mais jovens, observada em diversos trabalhos (ver, por exemplo, Lam e Levison (1992)).

Este artigo está organizado da seguinte maneira. Na seção 2, apresentamos a metodologia empírica adotada, uma breve discussão da literatura e uma descrição da amostra. A seção 3 apresenta resultados de mobilidade intergeracional de educação para toda a amostra e para diferentes regiões e raças. A seção 4 apresenta resultados de mobilidade educacional entre coortes. A seção 5 conclui o artigo.

## 2. Modelo Empírico e Base de Dados

O modelo econométrico que utilizamos para avaliar o grau de mobilidade intergeracional de educação é dado por

$$S_{fi} = a + bS_{pi} + e_i \quad (1)$$

onde  $S_{fi}$  representa a educação do filho da família  $i$ ,  $S_{pi}$  representa a educação do pai da família  $i$ , e  $e_i$  é um termo estocástico com

$$E(e_i) = 0, E(e_i S_{pi}) = 0, \text{ e } E(e_i^2) = \sigma_e^2.$$

O coeficiente  $b$  é o coeficiente de persistência intergeracional de educação. Por exemplo, se  $b$  é 0,5, então o filho de um pai cuja educação exceda em dois anos a média (da educação dos pais) terá uma educação cujo valor esperado será um ano acima da média (da educação dos filhos). A medida  $1 - b$  é chamada de grau de regressão à média, ou grau de mobilidade intergeracional de educação.

Outro método comumente usado no estudo de mobilidade intergeracional é baseado na análise de matrizes de transição, que fornecem a probabilidade do filho pertencer a uma determinada categoria educacional dada a categoria de educação do pai.<sup>4</sup>

Neste artigo, usaremos a persistência intergeracional como nossa principal medida de mobilidade. Além disso, também usaremos matrizes de transição para caracterizar padrões não-lineares na transmissão da desigualdade entre gerações.<sup>5</sup>

---

<sup>4</sup> Ver Pastore (1979, 1986), Pastore e Zylberstajn (1996) e Pastore e Silva (1999) para uma análise de matrizes de transição ocupacionais para o Brasil.

A Tabela 1 apresenta um resumo das estimativas do grau de persistência,  $b$ , obtidos na literatura a partir da estimação de (1) usando o método de regressão por mínimos quadrados, utilizando dados para pais e filhos quando adultos e amostras representativas de diversos países.

Autor	Grau de Persistência	País
Borjas (1992)	0,25	Estados Unidos
Couch e Dunn (1997)	0,27	Estados Unidos
Mulligan (1997)	0,32	Estados Unidos
Behrman et al (2001)	0,35	Estados Unidos
Couch e Dunn (1997)	0,20	Alemanha
Behrman et al (2001)	0,70	Brasil
Behrman et al (2001)	0,70	Colômbia
Behrman et al (2001)	0,50	México
Behrman et al (2001)	0,50	Peru
Lillard e Willis (1994)	0,19	Malásia

Como mostra a Tabela 1, o grau de persistência intergeracional de educação em geral é mais elevado em países em desenvolvimento (com exceção da Malásia) que em países desenvolvidos, variando de 0,2 na Alemanha a 0,7 no Brasil e Colômbia. A persistência nos Estados Unidos é baixa, variando entre 0,25 e 0,35. Peru e México apresentam um valor intermediário de persistência, em torno de 0,5.

Em relação à evidência para o Brasil, Behrman et al (2001) fornecem a única evidência do grau de persistência educacional que seja comparável aos estudos citados na Tabela 1. Barros e Lam (1993) e Barros et al (2001) mostram que a educação dos pais é um importante determinante da educação dos filhos. No entanto, eles não utilizam dados de educação dos filhos quando adultos, de modo que os mesmos ainda não completaram sua educação. Além disso, eles não estimam uma versão de (1), focando sua análise em regressões que incluem outras variáveis postuladas como determinantes da educação dos filhos.

Pastore (1979, 1986), Pastore e Zylberstajn (1996) e Pastore e Silva (1999) analisaram o grau de mobilidade social no Brasil com base em um índice de status ocupacional baseado em educação, idade e renda. Estes autores encontraram um elevado grau de mobilidade social no Brasil, utilizando dados das PNADs de 1973, 1982 e 1996.

Estes resultados contrastam fortemente com a evidência de elevada persistência educacional no Brasil obtida por Behrman et al (2001) e apresentada na Tabela 1, e que será confirmada neste artigo, como mostraremos adiante. Para reconciliar os diferentes resultados de mobilidade social no Brasil, cabem duas observações.

Primeiro, é importante observar que o conceito de mobilidade empregado nos estudos de Pastore e seus co-autores, baseado na literatura sociológica, é bastante distinto do conceito empregado na literatura econômica e sumarizado pelo modelo representado na equação (1). Pelo conceito empregado por Pastore et al., uma sociedade apresenta maior mobilidade que outra se os filhos na primeira sociedade têm uma probabilidade maior de pertencer a uma classe social diferente da dos seus pais. Segundo o conceito sumarizado em (1), uma sociedade apresenta maior mobilidade que outra se a classe social dos pais na primeira sociedade têm um efeito menor na determinação da classe social dos filhos.

Neste sentido, é possível obter o resultado de que a mobilidade é alta no primeiro conceito e baixa na segunda definição. De fato, Pastore e Silva (1999) verificaram que a mobilidade social no Brasil é elevada, com base nos dados da PNAD de 1973, na medida em que cerca de 60% dos filhos mudaram de posição na escala social em relação aos pais. A análise baseada nos dados de 1996 revelou um aumento da mobilidade em 5%. No entanto, os autores também observam que, como havia sido observado usando os dados de 1973, os dados de 1996 mostram que a educação e o status ocupacional do pai são fatores importantes na

<sup>5</sup> É importante ressaltar que existem diversas medidas de mobilidade na literatura. Ver Behrman (2000) e Bowles e Gintis (2002) para uma discussão.

determinação do status ocupacional do filho, o que caracteriza baixa mobilidade na definição empregada neste artigo.

Segundo, os poucos estudos que estimaram o grau de persistência de status ocupacional de acordo com (1) obtiveram um valor menor que os observados para a persistência de outras medidas de *status* social, como educação e renda do trabalho. Por exemplo, Borjas (1992) estimou um valor de persistência ocupacional em torno de 0,19, abaixo do valor de 0,25 obtido para a persistência educacional. Zimmerman (1992), por sua vez, obteve uma persistência de status ocupacional de 0,3, significativamente abaixo do valor de 0,5 obtido para a persistência de renda do trabalho.

A análise empírica neste artigo será baseada na PNAD de 1996 (Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios).<sup>6</sup> A PNAD de 1996 acrescentou um suplemento especial de mobilidade, incluindo questões sobre a educação dos pais do chefe de domicílio e do cônjuge.

A variável de educação do pai tem o inconveniente de ser categórica. Em função disso, tivemos de transformar a variável de educação do filho em uma variável categórica de forma que esta tivesse a mesma dimensão da educação do pai, para efeito da análise econométrica.<sup>7</sup> A amostra resultante consiste de 43.772 homens entre 25 e 64 anos, cuja condição no domicílio era a de chefe de família ou cônjuge, que forneceram dados completos sobre a própria educação e sobre a educação de seus pais.

De acordo com a Tabela 2, 41% dos filhos na amostra têm pais com menos de um ano de estudo, e 89% da amostra têm pais com quatro anos de estudo ou menos.<sup>8</sup>

Escolaridade dos Pais	N (sem pesos)	Frequência Amostral	Anos de Estudo	Idade Média	Características dos Filhos			
					Frequencia Condicional à Educação do Pai			
					Negros	Rural	NE	SE
0	17604	41,2%	3,21	43,56	53,3%	29,7%	35%	41%
1-3	12510	28,91%	5,72	41,63	35,8%	20,1%	19%	47%
4	8030	18,72%	8,46	40,69	25,4%	9,4%	12%	58%
5-7	1028	1,94%	9,41	37,99	32,9%	5,2%	18%	43%
8	1470	2,93%	10,89	39,54	28,2%	2,9%	16%	57%
9-10	285	0,54%	11,73	39,17	29,8%	6,7%	23%	42%
11	1531	3,08%	12,27	40,29	18,9%	2,9%	17%	56%
12-15	119	0,25%	12,34	38,77	20,8%	6,1%	15%	65%
16	1195	2,43%	13,83	39,85	11,0%	2,9%	16%	61%
Total	43772	100,00%	5,87	42,01	39,6%	20,2%	24%	47%

O número médio de anos de estudo do filho é positivamente correlacionado com a escolaridade do pai, e o aumento médio de anos de estudo é de 3,38 anos.<sup>9</sup> Negros pertencem a famílias com menor nível de instrução: 53% dos filhos de pais sem escolaridade são negros ou pardos, embora este grupo corresponda a

<sup>6</sup> A PNAD é uma pesquisa anual de domicílios conduzida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Ela é próxima de uma amostra representativa nacionalmente, embora não seja inteiramente representativa de áreas rurais, especialmente na região Norte (com menor densidade populacional).

<sup>7</sup> Nós atribuímos os seguintes valores para as diferentes categorias de educação dos pais. A escolaridade do pai assume valor zero, se o filho reportou que o pai tem menos de um ano de estudo; dois, se ele completou a primeira, segunda ou terceira série do ensino fundamental, mas não completou a quarta série; quatro, se ele completou a quarta série; seis, se ele completou a quinta, sexta ou sétima série, mas não completou a oitava; oito, caso tenha completado a oitava série; dez, caso tenha ensino médio incompleto; onze, caso tenha completado o ensino médio; treze, caso tenha cursado mas não completado o ensino superior; e dezesseis, caso tenha completado a graduação. As categorias de educação dos filhos são definidas de forma análoga, com uma importante diferença. A PNAD-1996 informa apenas se o indivíduo tem 15 anos ou mais de escolaridade. Contudo, é possível saber se ele completou ou não o ensino superior (variável 1522). Neste caso, se o indivíduo reporta ter 15 anos ou mais de escolaridade e ensino superior completo, ou formação de pós graduação, atribuímos 16 anos de escolaridade. Caso contrário, atribuímos 13 anos de escolaridade.

<sup>8</sup> Os resultados reportados neste artigo usam pesos amostrais fornecidos pelo IBGE de forma a produzir uma amostra representativa da população. Os tamanhos reportados das amostras se referem ao número de observações desconsiderando os pesos. Todas as regressões e estatísticas descritivas foram calculadas usando os pesos amostrais.

<sup>9</sup> O número médio de anos de estudo dos pais é de 2,49.

apenas 39,6% da amostra. Em média, filhos que moram em áreas rurais também descendem de pais com baixa escolaridade: 30% dos filhos de pais sem escolaridade moram em áreas rurais, enquanto este grupo corresponde a apenas 20% de toda a amostra. O nível de escolaridade é consideravelmente menor no Nordeste: 35% dos entrevistados cujos pais não tem escolaridade moram no Nordeste, enquanto apenas 16% dos que reportaram ter pais com pelo menos nível superior completo moram nesta região.

### 3. Mobilidade Intergeracional de Educação

Nesta seção, primeiro apresentamos um quadro da mobilidade educacional para a amostra como um todo. Depois, analisaremos diferenças no padrão de mobilidade em sub-populações distintas, em particular raças e regiões.

#### 3.1 – Mobilidade na Amostra Inteira

Em primeiro lugar, estimamos (1) por mínimos quadrados ordinários para a amostra completa. Utilizamos como controles a idade e idade ao quadrado do filho, e variáveis *dummy* para áreas urbanas, raça e região.

Como mostra a Tabela 3, o grau de persistência (coeficiente *b*) no Brasil é de 0,68, o que significa que, se o pai tem 1 ano de estudo acima da média, seu filho tem um valor esperado de 0,68 anos de estudo acima da média.

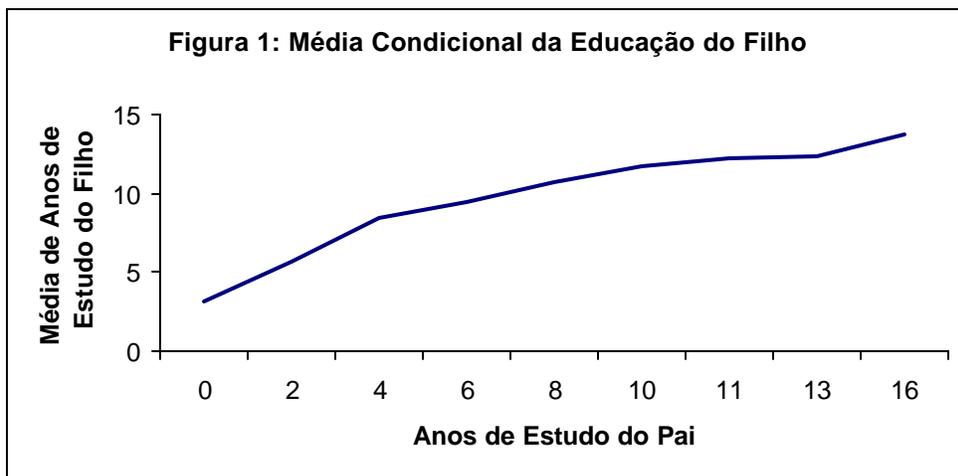
Tabela 3: Persistência Intergeracional de Educação. PNAD 1996.						
Variável Dependente: Escolaridade do Filho						
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
escolaridade do pai	0,68	0,79	0,74	0,76	0,78	0,81
	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
R2 ajustado	0,42	0,35	0,38	0,36	0,35	0,33
Erro-padrão em parênteses.						
As variáveis de controle são:						
(a) idade do filho e idade do filho ao quadrado, dummies para região, dummy para raça negra, dummy para residência urbana.						
(b) idade do filho e idade do filho ao quadrado						
(c) dummy para áreas urbanas.						
(d) dummy para negros.						
(e) dummy para regiões.						
(f) nenhuma variável de controle.						

O valor obtido para a persistência no Brasil caracteriza um reduzido grau de mobilidade educacional, se compararmos com outros países para os quais existem dados disponíveis. Como mostramos na Tabela 1, o grau de persistência em países desenvolvidos varia entre 0,2 e 0,35. Mesmo em comparação com outros países Latino-Americanos, o grau de persistência educacional no Brasil é elevado, sendo igualado somente pelo da Colômbia.

A estimação usual da equação (1) para os Estados Unidos geralmente inclui a idade do pai e do filho (e as respectivas idades ao quadrado) como controles (ver, por exemplo, Mulligan (1997) ). A PNAD fornece apenas a idade do entrevistado. Como mostra a Tabela 3, usando somente a idade e idade ao quadrado do filho como controles, *b* sobe para 0,79.

O grau de persistência da educação, *b*, é uma medida sumária do grau de imobilidade social. Para analisarmos em detalhe o padrão de mobilidade, utilizamos a seguir alguns procedimentos que fornecem uma descrição da mobilidade para diferentes níveis de educação dos pais.

A Figura 1 mostra a média condicional da educação do filho como função da educação do pai. Como podemos observar, a persistência educacional é elevada para pais com quatro anos ou menos de escolaridade, atenuando-se à medida em que aumenta a educação do pai. A persistência se eleva novamente para filhos de pais com mais de treze anos de estudo.



A Figura 1 sugere que o padrão de mobilidade varia com o nível de escolaridade dos pais. A Tabela 4 mostra evidências adicionais de que o grau de persistência varia com a educação do pai. Dividindo a amostra de acordo com a educação dos pais, entre aqueles abaixo e acima da mediana educacional (três anos de estudo), obtemos um coeficiente de persistência de 0,94 para filhos de pais com três anos ou menos de estudo, e 0,43 para filhos de pais com mais de três de estudo, como mostram as colunas (1) e (2)<sup>10</sup>. O resultado de uma regressão da educação do filho em um polinômio de ordem dois da educação do pai confirma a evidência de não-linearidade na transmissão da desigualdade de educação entre gerações. A coluna (3) mostra que o termo quadrático da regressão é negativo (-0.03) e significativo ao nível de 5%, o que indica que a persistência é menor para filhos de pais com maior escolaridade.

<sup>10</sup> Este resultado não é mera função da forma com que a amostra foi particionada. Por exemplo, dividindo a amostra em três grupos (com quatro ou menos anos, com seis a dez anos, e com onze anos ou mais de estudo), encontramos coeficientes de persistência de 1,03, 0,58 e 0,28, respectivamente. Dividindo a amostra em um grupo cujos pais têm onze anos ou menos, e outro com mais de onze anos de escolaridade, encontramos coeficiente de 0,80 para o grupo com baixa escolaridade e 0,42 para o grupo com alta escolaridade.

Tabela 4: Presença de Não-Linearidades			
Variável Dependente: Educação do Filho			
	(1)	(2)	(3)
educação do pai	0,94	0,43	1,11
	(0,02)	(0,01)	(0,01)
(educação do pai)^2	-----	-----	-0,03
			(0,00)

OBS: Regressão de mínimos quadrados com controles de idade do filho, idade do filho ao quadrado, residência urbana, raça e região.

(1) Amostra de filhos de pais com educação abaixo da mediana.

(2) Amostra de filhos de pais com educação acima da mediana.

(3) Amostra integral.

Com o objetivo de analisarmos em maior detalhe a distribuição educacional dos filhos condicional à educação dos pais, apresentamos na Tabela 5 a matriz de transição de educação. Como mencionamos na seção 2, esta matriz fornece a fração de filhos em cada categoria de educação dada a categoria de educação do pai.

Tabela 5: Matriz de Transição. Amostra Integral									
pai/filho	0	2	4	6	8	10	11	13	16
0	33,85	23,72	18,49	10,71	5,65	1,65	4,2	0,65	1,08
2	9,03	19,15	22,43	17,48	11,36	3,19	11,37	2,04	3,96
4	2,78	5,86	15,67	15,45	15,15	5,95	22	5,54	11,59
6	1,4	5,47	6,58	17,25	13,17	8,5	25,81	7,67	14,15
8	1,38	2,44	4,07	8,68	13,71	6,07	28,78	10,43	24,44
10	0	1,29	1,66	8,56	8,53	7,49	31,95	9,65	30,86
11	0,37	1,2	1,76	5,09	6,48	5,06	32,56	11,8	35,8
13	0	1,47	3,03	4,72	9,69	3,12	25,88	13,26	38,82
16	0,75	0,67	0,9	2,74	3,77	1,99	16,19	12,98	60,02

OBS: Os valores são expressos em %. A mediana está sombreada.

Diversos padrões interessantes surgem a partir da análise da Tabela 5. Primeiro, ela revela uma forte persistência nos extremos da distribuição.<sup>11</sup> A fração de filhos de pais sem escolaridade que permaneceram na categoria de educação do pai é de 34%, enquanto que a fração de filhos de pais que tenham concluído o ensino superior que repetiram o desempenho dos pais é de 60%. De outro modo, a probabilidade de um indivíduo subir da categoria educacional mais baixa para uma mais alta (66%) é maior que a probabilidade de um indivíduo cair da categoria mais alta para uma mais baixa (40%). Grande parte da persistência no nível de zero ano de escolaridade reflete a dificuldade de acesso de filhos de pais analfabetos<sup>12</sup>.

<sup>11</sup> A elevada persistência da educação nos extremos possivelmente reflete, em parte, o fato de que a variável de educação é limitada tanto inferior como superiormente. Em particular, o grau de escolaridade completa mais elevado registrado pela PNAD corresponde ao ensino superior completo, que corresponde a dezesseis anos de estudo.

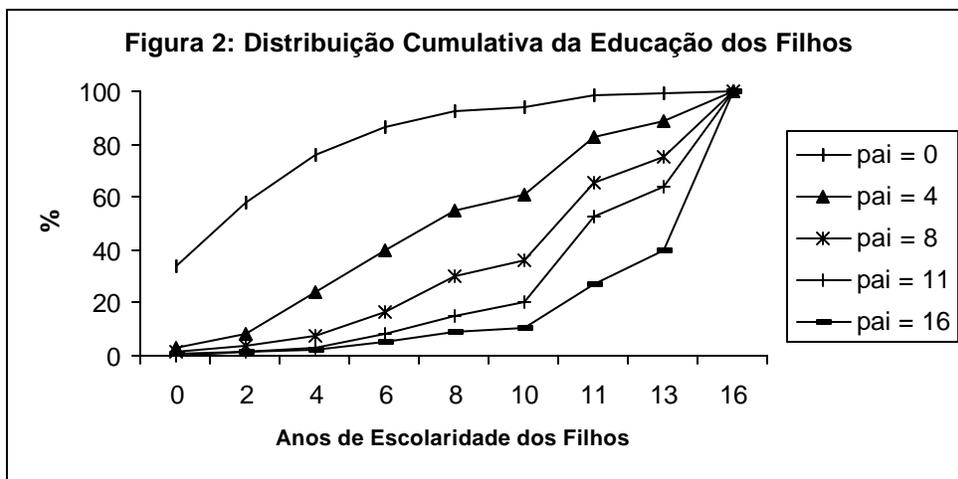
<sup>12</sup> Um percentual significativo dos indivíduos que reportaram zero ano de escolaridade são analfabetos. A PNAD-1996 pergunta se o pai do entrevistado sabia ler e escrever e se o próprio entrevistado sabe ler e escrever: 84% dos pais com zero ano de escolaridade também não sabiam ler e escrever, e 80% dos entrevistados (filhos) com zero ano de escolaridade não sabiam ler e escrever. A probabilidade de um filho de pai analfabeto permanecer analfabeto é de 32%. Entretanto, filhos de pais com zero anos de escolaridade, mas alfabetizados, têm distribuição de probabilidade educacional muito semelhante aquela de filhos de pais com dois anos de escolaridade, inclusive com a mesma mediana de escolaridade igual a quatro anos completos.

Também podemos observar que a mediana de educação do filho, condicional à educação do pai, representa um acréscimo de dois anos de escolaridade para filhos de pais com menos de quatro anos de escolaridade, e de quatro anos de escolaridade para filhos de pais com quatro anos, o que indica a existência de um *threshold* no nível da quarta série primária.

Adicionalmente, a mediana da distribuição educacional de indivíduos cujos pais tenham entre oito e onze anos de escolaridade é a mesma (onze anos de escolaridade completa). Este é um importante indício da existência de um *threshold* nesse nível educacional, indicando a possível presença de uma barreira no acesso ao ensino superior.<sup>13</sup>

Este resultado é compatível com o que observamos na Tabela 4, o que parece indicar que a menor persistência de educação observada anteriormente para filhos de pais com maior escolaridade está fortemente associada ao fato de que não existem diferenças significativas na distribuição educacional de filhos cujos pais têm entre seis e onze anos de escolaridade.

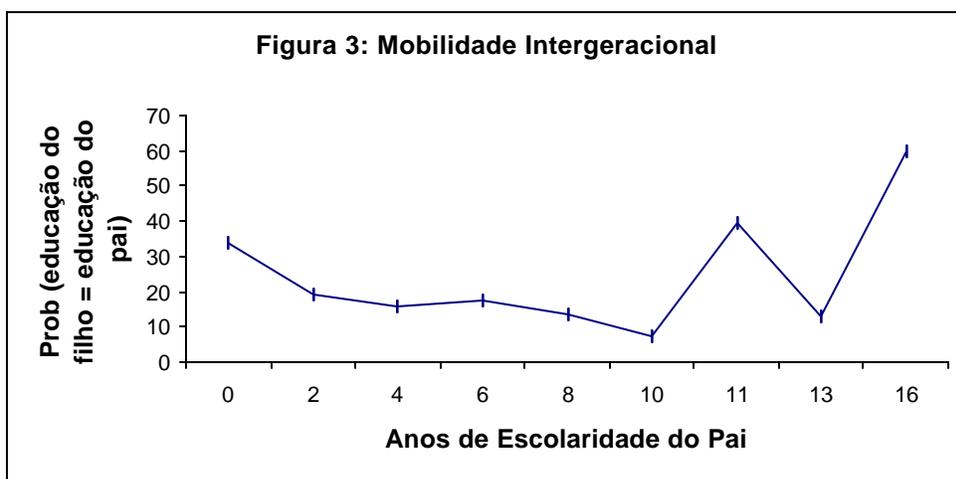
A Figura 2 mostra a distribuição cumulativa de educação dos filhos condicional à escolaridade dos pais, para grupos selecionados de pais. Observa-se que a probabilidade de um pai sem nenhuma escolaridade ter um filho com escolaridade zero é de cerca de 33%, e de apenas 3% para pais com quatro anos de escolaridade. Em particular, 92% dos filhos de pais com escolaridade inferior a um ano têm oitava série ou menos, comparado com 9% dos filhos de pais com dezesseis anos de estudo. Dado que 41% dos pais na amostra não têm nenhuma escolaridade, o padrão de mobilidade para este grupo é particularmente importante para entender o comportamento da mobilidade para a amostra como um todo.



A Figura 2 também mostra que a distribuição cumulativa é muito semelhante para filhos de pais com escolaridade entre oito e onze anos, confirmando o comportamento observado na matriz de transição. Outra observação importante é que a probabilidade do filho de um pai bacharel obter um grau de bacharel é de 60%, comparado a 36% para filhos de indivíduos com segundo grau completo. Ou seja, existe também uma forte correlação entre educação do pai e do filho dentre os indivíduos com maior escolaridade. Assim, observa-se não só uma forte transmissão intergeracional de educação no grupo de pais sem nenhuma escolaridade, como também uma persistência da alta escolaridade em famílias com maiores níveis educacionais.

<sup>13</sup> Nossos resultados são coerentes com os encontrados por Von Amsberg et al. (2000) que relacionam frequência escolar com nível de consumo familiar e encontram evidências de “gargalos” no nível de ensino superior para indivíduos em faixas elevadas de consumo, e no nível de ensino médio, para indivíduos em faixas de consumo mais baixas. Segundo os autores, 94% dos filhos de famílias no quarto quintil de consumo, e 100% dos filhos de famílias nos três primeiros quintis não frequentam instituições de ensino de terceiro grau. Esse percentual cai somente para o quintil mais rico (67%). Os autores identificam ainda que cerca de 1/3 dos filhos (ou filhas) em famílias no primeiro quintil de consumo não frequentam escola primária.

Outra forma de observar este padrão de mobilidade é através da Figura 3, que mostra a probabilidade do filho permanecer exatamente na mesma categoria educacional do pai. Podemos observar que existem três máximos locais, para pais com zero, onze e dezesseis anos de escolaridade, sendo o terceiro um máximo global.



### 3.2 – Comportamento da Mobilidade em Diferentes Sub-Populações

Como mostra a Tabela 6, o grau de persistência é substancialmente mais alto no Nordeste (0,79) do que na Região Sudeste (0,65)<sup>14</sup>; para negros e pardos (0,72), em comparação com brancos (0,66) e para residentes em áreas rurais (0,72) em comparação com residentes de áreas urbanas (0,67)<sup>15</sup>.

Variável Dependente: Educação do Filho								
	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Negros	Branco	Rural	Urbano
educação do pai	0,79 (0,01)	0,65 (0,01)	0,65 (0,01)	0,66 (0,02)	0,72 (0,01)	0,66 (0,01)	0,72 (0,02)	0,67 (0,01)
R2 ajustado	0,45	0,38	0,37	0,37	0,36	0,39	0,34	0,36
Número de obs.	11670	15875	8738	5300	18714	24790	8135	35635

Erro-padrão em parênteses.  
 Cada regressão contém as seguintes variáveis de controle: idade do filho e idade do pai ao quadrado. Além destas variáveis, as regressões por região incluem dummies para áreas urbanas e rurais.  
 As regressões por raça incluem controles de idade do filho (e idade ao quadrado), dummies para áreas urbanas e rurais.  
 A regressão por área urbana inclui controles de idade do filho (e idade ao quadrado), dummies para raças e regiões.

Outra forma de caracterizar a baixa mobilidade de negros e pardos é através do estudo de matrizes de transição. As Tabelas 7 e 8 apresentam matrizes de transição para negros (incluindo pardos) e brancos.<sup>16</sup>

<sup>14</sup> Consideramos o estado de Tocantins como parte da região Centro-Oeste.

<sup>15</sup> Não apresentamos os resultados para a Região Norte pelo fato dos dados da PNAD para esta região não serem representativos. Em particular, a PNAD não fornece dados de áreas rurais para aquela região.

<sup>16</sup> É importante observar, no entanto, que a variável raça pode estar na realidade capturando a persistência de outros indicadores não-observáveis de status econômico.

	0	2	4	6	8	10	11	13	16
0	42,06	24,5	14,63	9,24	4,72	1,3	2,69	0,43	0,43
2	14,34	23,22	18,28	17,92	10,48	2,81	9,74	1,3	1,91
4	5,66	8,64	15,73	20,2	14,96	6,42	19,58	3,78	5,03
6	3,54	8,88	8,63	22,71	15,24	7,21	21,98	4,7	7,13
8	3,42	3,93	4,42	11,31	17,26	8,16	31,69	8,66	11,15
10	0	4,34	3,92	14,84	7,94	8,2	30,27	8,17	22,33
11	0,66	2,54	2,52	11,86	10,34	6,34	39,52	7,95	18,27
13	0	5,14	1,98	5,35	11,89	7,9	32,79	1,96	32,99
16	1,51	0,38	1,58	7,35	4,66	5,39	24,59	14,28	40,25

OBS: Os valores são expressos em %. A mediana está sombreada.

pai/filho	0	2	4	6	8	10	11	13	16
0	24,36	22,91	23,03	12,38	6,7	2	5,96	0,91	1,75
2	6,08	16,87	24,79	17,34	11,84	3,41	12,25	2,43	4,99
4	1,82	4,94	15,52	13,97	15,29	5,84	22,99	6,1	13,53
6	0,36	3,83	5,61	14,26	12,23	9,19	27,86	9,18	17,48
8	0,59	1,69	3,73	7,37	12,53	5,34	27,41	11,24	30,1
10	0	0	0,71	6	8,22	7,32	32,2	10,46	35,09
11	0,31	0,91	1,62	3,44	5,67	4,64	30,66	12,46	40,29
13	0	0,52	3,34	4,6	9,19	1,88	24,28	15,47	40,72
16	0,66	0,72	0,83	2,2	3,61	1,59	15,21	12,99	62,19

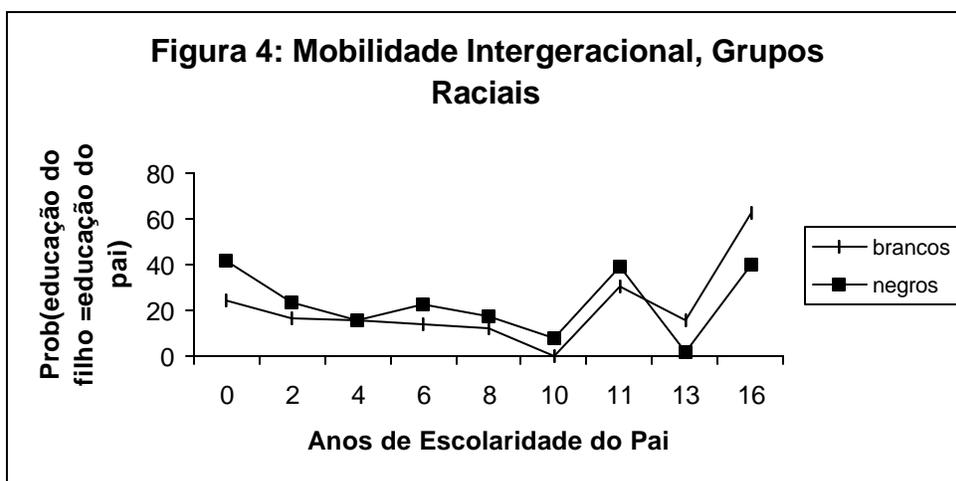
OBS: Os valores são expressos em %. A mediana está sombreada.

As Tabelas 7 e 8 mostram que a probabilidade de um indivíduo que reportou ser negro ou pardo de “herdar” escolaridade zero do pai é consideravelmente maior (42%) do que a probabilidade análoga para brancos (24,5%), indicando uma persistência de baixa escolaridade mais elevada para negros.

Por outro lado, a persistência de alta escolaridade é mais elevada para brancos. Em particular, a probabilidade do filho de um pai com ensino superior completo também completar seus estudos universitários é de 40%, se o indivíduo reporta ser negro ou pardo, e de 62,5% para brancos.

As Tabelas 7 e 8 também mostram a ocorrência de uma aglomeração de medianas condicionais em torno de onze anos de escolaridade, conforme observado para a amostra como um todo. Isto indica uma possível barreira no acesso ao ensino superior, embora menos pronunciada para brancos. De fato, para estes últimos, observa-se também uma pequena concentração de medianas em torno de treze anos de estudo.

O grau de persistência pode ser melhor visualizado a partir da matriz de transição através da probabilidade do filho ter a mesma educação do pai. A Figura 4 mostra a diferença neste indicador para negros e brancos. A probabilidade de indivíduos de cor branca terem a mesma educação dos pais é inferior à dos negros para todas as categorias educacionais, exceto para as duas mais altas. As diferenças são particularmente pronunciadas nas categorias extremas (zero e dezesseis anos de escolaridade).



Como vimos na Tabela 6, o grau de persistência intergeracional da educação no Nordeste (0,79) é maior que o do Sudeste (0,65). As Tabelas 9 e 10 apresentam matrizes de transição para o Nordeste e o Sudeste.

**Tabela 9: Matriz de Transição. Nordeste**

pai/filho	0	2	4	6	8	10	11	13	16
0	53,91	21,78	9,55	6,78	3,28	0,95	2,91	0,35	0,5
2	21,33	23,71	13,49	13,07	8,42	3,01	11,79	1,47	3,71
4	5,64	8,5	9,02	17,61	12,65	5,83	27,26	4,73	8,75
6	2,42	8,58	6,48	17,98	9,8	5,8	30,22	7,33	11,38
8	2,23	2,4	3,65	8,6	11,04	8,8	37,05	7,85	18,38
10	0	4,02	2,07	9,63	3,6	9,93	27,37	10,05	33,34
11	0,58	0,58	2,72	5,34	3,2	6,65	40,1	6,7	34,12
13	0	2,77	2,8	5,55	16,73	0	27,54	8,38	36,23
16	0,93	0,26	0,26	3,59	2,84	3,03	22,3	14,38	52,41

OBS: Os valores são expressos em %. A mediana está sombreada.

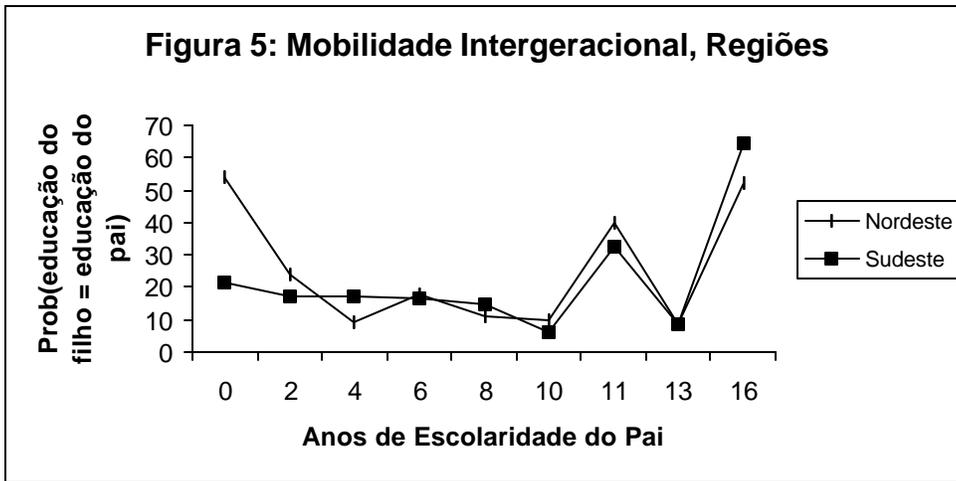
**Tabela 10: Matriz de Transição. Sudeste**

pai/filho	0	2	4	6	8	10	11	13	16
0	21,21	23,93	25,8	12,19	7,48	2,08	4,91	0,85	1,55
2	5,72	17,1	26,31	16,84	12,92	2,85	11,7	2,16	4,41
4	2,16	4,98	17,32	13,39	15,97	5,81	21,51	6,04	12,82
6	0,64	4,12	7,24	16,64	14,74	9,36	24,57	8,81	13,88
8	1,3	2,08	4,21	8,27	14,75	4,66	25,67	11,23	27,83
10	0	0	2,34	8,74	10,45	6,31	33,93	7,28	30,94
11	0,15	0,84	1,31	4,86	6,92	4,14	32,3	13,04	36,44
13	0	1,63	4,01	5,97	7,4	4,14	24,66	8,47	43,72
16	0,46	0,91	1,23	2,08	3,62	1,45	14,21	11,56	64,47

OBS: Os valores são expressos em %. A mediana está sombreada.

A comparação entre a transmissão intergeracional de educação no Nordeste e no Sudeste mostra que a grande diferença entre as duas regiões está na persistência de educação no grupo de filhos de pais sem escolaridade. No Nordeste, a probabilidade do filho de um pai sem escolaridade permanecer sem escolaridade é de 54%, comparado a apenas 21% no Sudeste, como mostra a Figura 5.<sup>17</sup> Como uma parte substancial da amostra nordestina é composta de pais sem escolaridade formal, isto pode contribuir para explicar a diferença significativa nos coeficientes de persistência apresentados na Tabela 3.

<sup>17</sup> Deve ser observado que a maior persistência observada para pais sem escolaridade no Nordeste pode refletir, em parte, um viés de seleção resultante de migração de nordestinos para o Sudeste. Evidência de tal viés é encontrada por Santos Júnior et al. (2003). O mesmo viés pode estar presente na comparação entre áreas urbana e rural.



As Tabelas 9 e 10 também confirmam a evidência observada anteriormente de uma aglomeração de medianas condicionais em torno de onze anos de escolaridade, embora menos pronunciada no Sudeste.

#### 4. Evolução da Mobilidade: Análise de Coorte

De modo a analisar o padrão dinâmico de mobilidade intergeracional no Brasil, estudamos o comportamento do grau de persistência da educação para cada coorte de cinco anos no intervalo entre 25 e 64 anos de idade.

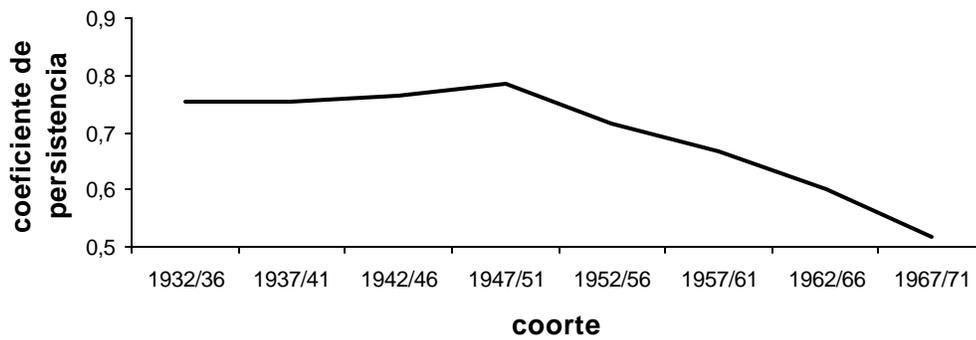
As Figuras 6-9 mostram que a persistência vem caindo em todas as regiões, raças e áreas urbanas. Coortes mais antigas apresentam mobilidade substancialmente menor que coortes mais novas. A persistência intergeracional é estável ( $b$  é cerca de 0,77) para coortes de cinco anos nascidas entre 1932 e 1947 e a partir daí cai monotonicamente.<sup>18</sup> O valor estimado do impacto da educação do pai na educação do filho cai em 32% para homens nascidos entre 1967 e 1971, em comparação com homens nascidos em 1947/51.

Esta queda na persistência observada para as coortes nascidas a partir de 1951 ocorre em todas as regiões, para negros e brancos, e para residentes urbanos.<sup>19</sup> É importante observar, no entanto, algumas diferenças, como o fato de que a mobilidade cai substancialmente antes de se elevar na região Nordeste, nas áreas rurais, e para membros da raça negra.

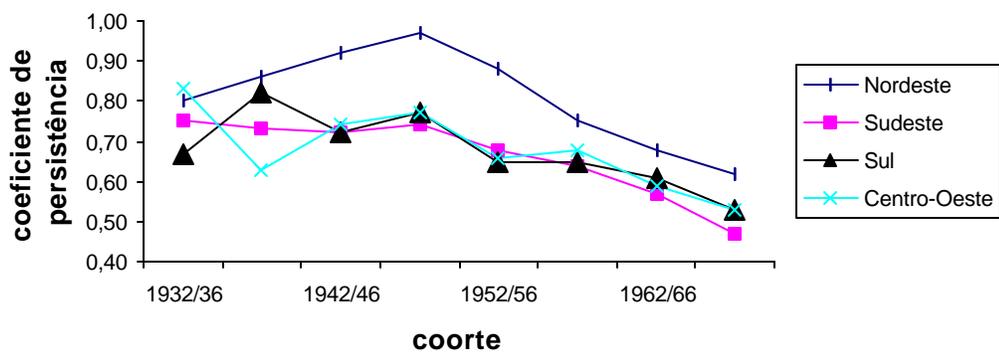
<sup>18</sup> A Tabela A.1 do Apêndice apresenta as estimativas de  $b$  para cada coorte. Como o erro-padrão aumenta para coortes nascidas antes de 1951, não podemos rejeitar a hipótese de estabilidade para estes grupos mais velhos. A Tabela A.2 apresenta as estimativas de  $b$  entre coortes por região, raça e residência urbana e rural.

<sup>19</sup> Para residentes rurais, a queda na persistência é observada para as coortes nascidas entre 1952 e 1956.

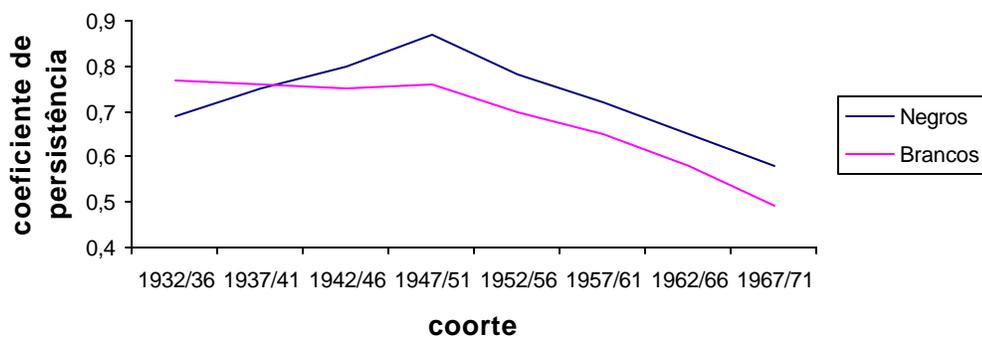
**Figura 6: Persistência Intergeracional de Educação, Brasil**

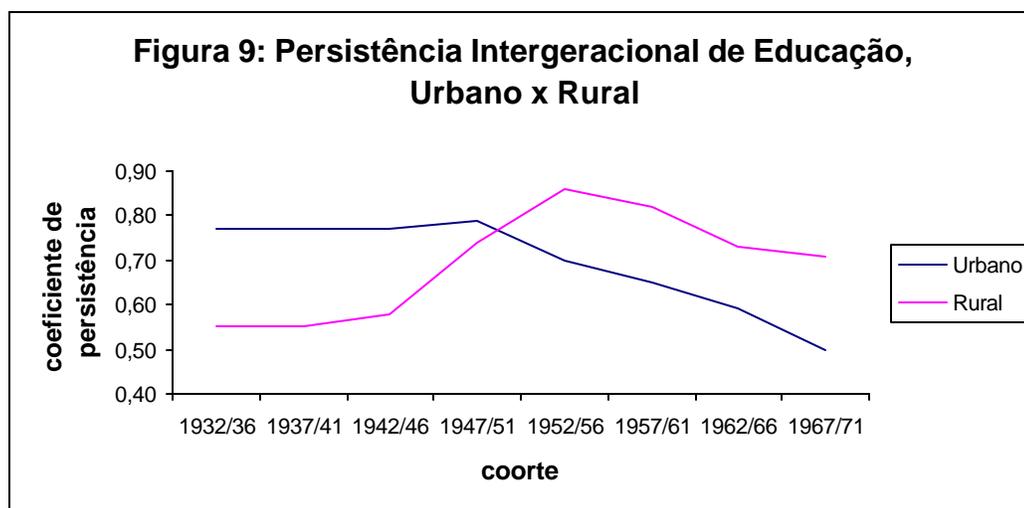


**Figura 7: Persistência Intergeracional de Educação, por Região**



**Figura 8: Persistência Intergeracional de Educação, por Raça**





Dado que a mobilidade está aumentando entre coortes, nós gostaríamos de ter um melhor entendimento do mecanismo que está gerando este resultado. De modo a analisar em detalhe a evolução do grau de mobilidade intergeracional de educação entre coortes, usaremos três abordagens distintas: partição da amostra, médias condicionais e matrizes de transição.

Primeiro, dividimos a amostra em dois grupos, consistindo respectivamente de uma sub-amostra na qual os pais têm três anos ou menos de estudo e uma sub-amostra na qual pais têm mais de três anos de estudo.<sup>20</sup> Então estimamos (1) para cada grupo e cada coorte. A Tabela 11 apresenta os resultados.

**Tabela 11 : Grau de Persistência Educacional, Por Coortes de Nascimento**

Ano de Nascimento do Filho	1932/36	1937/41	1942/46	1947/51	1952/56	1957/61	1962/66	1967/71
pais com educação abaixo da mediana	0,73 (0,07)	1,01 (0,07)	1,02 (0,06)	1,03 (0,06)	1,04 (0,05)	1,01 (0,05)	0,82 (0,05)	0,77 (0,06)
pais com educação acima da mediana	0,54 (0,05)	0,48 (0,04)	0,45 (0,03)	0,51 (0,03)	0,42 (0,02)	0,43 (0,02)	0,41 (0,02)	0,35 (0,02)
Proporção de pais acima da mediana (%)	20	22	25	27	31	33	36	35
Persistência Média	0,75	0,75	0,76	0,79	0,71	0,67	0,60	0,52

OBS: (1) Erro-padrão entre parênteses; (2) A referência é a mediana da amostra integral.

Podemos observar que, para cada coorte, a mobilidade é menor entre filhos de pais com menor escolaridade, como já observado anteriormente para a amostra como um todo.

A Tabela 11 sugere que a persistência educacional pode ter caído em função da combinação de dois fatores. Em primeiro lugar, a fração de pais com escolaridade superior a três anos se eleva para coortes mais jovens, e assim o coeficiente médio de persistência educacional cai, já que a persistência é menor para filhos de pais com maior escolaridade. De fato, na amostra como um todo, a proporção de pais com escolaridade superior a três anos é de 30% (ver Tabela 2), sendo de 35% para a coorte nascida em 1967/71 e somente 20% para a coorte nascida em 1932/36.

Além disso, observamos a partir do coorte nascido em 1952/56 uma substancial queda da persistência entre coortes dentro do grupo de indivíduos cujos pais têm escolaridade abaixo da mediana, sendo a persistência relativamente estável para famílias com pais de escolaridade acima da mediana.<sup>21</sup>

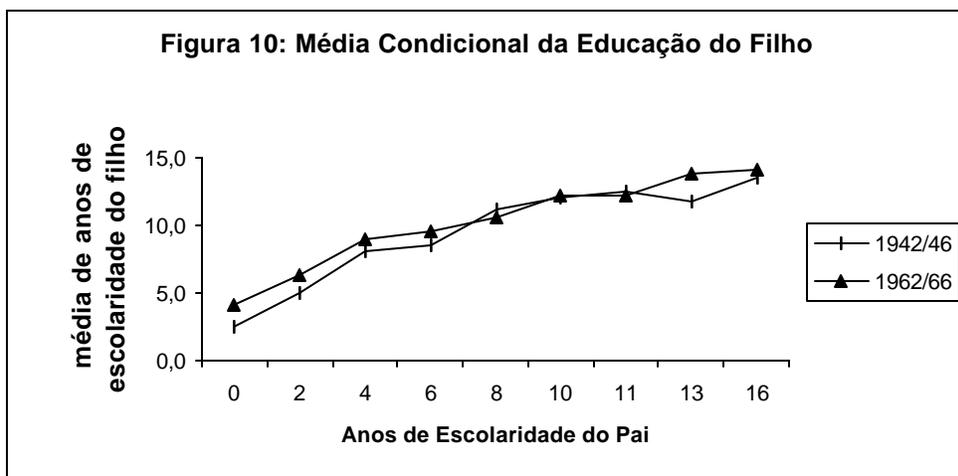
A Figura 10 apresenta o número médio de anos de estudo condicionado na educação do pai para dois coortes: um relativamente antigo e outro relativamente jovem.<sup>22</sup> Podemos observar que o aumento da mobilidade para as coortes mais jovens resulta, pelo menos parcialmente, do aumento significativo da escolaridade média de filhos de pais sem nenhuma escolaridade. Para a coorte na faixa de idade 30-34, a

<sup>20</sup> A motivação para esta partição específica da amostra é que três anos de estudo é a mediana da distribuição de educação dos pais.

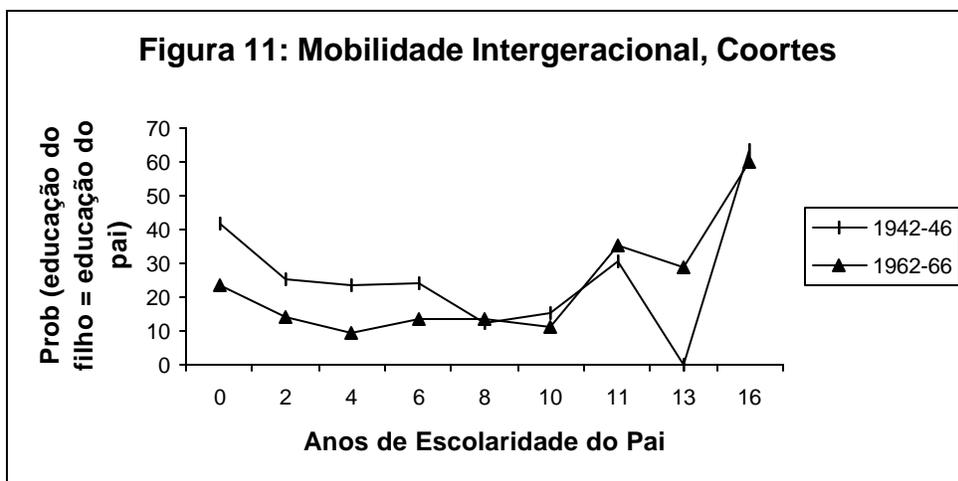
<sup>21</sup> O coeficiente de persistência para este grupo permanece estável em torno de 0,4 até a coorte nascida em 1962/66. Para a coorte nascida em 1967/71, o coeficiente cai para 0,35. Esta queda pode ser resultante, no entanto, do fato de filhos nascidos em 1967/71 não terem completado sua escolaridade.

<sup>22</sup> A Tabela A.3 no Apêndice mostra as médias para cada um dos oito coortes.

escolaridade média de filhos de pais sem escolaridade é de 4,1 anos de estudo, enquanto a mesma média para a coorte na faixa de idade 50-54 era de somente 2,5 anos de estudo. É importante observar que a média educacional de filhos de pais medianamente educados (entre oito e onze anos de escolaridade) é muito próxima nas duas coortes, indicando mais uma vez a possível presença de barreiras no acesso ao ensino superior.



Uma terceira abordagem para analisar a dinâmica de mobilidade é observar os padrões em outros quantis da distribuição condicional de educação através da análise de matrizes de transição. A Figura 11 baseia-se nas matrizes de transição para mostrar a probabilidade de que o filho tenha exatamente a mesma educação do pai, para dois coortes selecionados.<sup>23</sup>



A Figura 11 mostra que a queda no coeficiente de persistência educacional deve-se principalmente ao substancial aumento de anos de estudo dos filhos de pais com nenhuma escolaridade. Em particular, a probabilidade de um filho de pai sem escolaridade nascido em 1942/46 permanecer sem escolaridade é de 42%, enquanto a probabilidade análoga para a coorte nascida em 1962/66 é de 24%. Não há praticamente qualquer mudança na persistência intergeracional no extremo superior (dezesseis anos de estudo), embora seja observada uma elevação significativa na persistência observada para pais com treze anos de estudo.

<sup>23</sup> As Tabelas A.4 e A.5 do Apêndice mostram as matrizes de transição para as coortes nascidas em 1942-46 e 1962-66. Foram computadas matrizes de transição para cada coorte, mas estas não foram incluídas nesta versão do artigo por limitações de espaço.

Diante da evidência sumarizada pela diagonal principal da matriz de transição, pode-se concluir que a queda no coeficiente de persistência para coortes mais jovens está refletindo um progresso educacional relativamente maior de filhos de pais com menor escolaridade.<sup>24</sup>

## 5. Conclusão

Neste artigo, apresentamos evidências detalhadas sobre mobilidade intergeracional de educação no Brasil, baseado no suplemento de mobilidade da PNAD de 1996. Através do uso de diferentes métodos, caracterizamos a existência de importantes não-linearidades na transmissão intergeracional de educação.

O principal resultado é que a persistência intergeracional de educação é significativamente mais elevada entre filhos de pais com baixa escolaridade que para filhos de pais com maior escolaridade, exceto para indivíduos no topo da distribuição educacional. Em particular, o comportamento da mobilidade no grupo de filhos de pais sem nenhuma escolaridade é crucial para entendermos diferenças no grau de mobilidade entre raças e regiões e a dinâmica da mobilidade entre coortes.

A comparação da transmissão intergeracional de educação entre negros (incluindo pardos) e brancos mostra que a maior persistência entre os negros está fortemente associada à maior probabilidade neste grupo do filho de um pai sem escolaridade permanecer sem escolaridade. Da mesma forma, a maior persistência observada no Nordeste em relação ao Sudeste está fortemente associada à maior probabilidade na primeira região do filho de um pai sem escolaridade permanecer sem escolaridade.

Os resultados também mostram que o aumento da mobilidade para coortes mais novos deveu-se principalmente a três fatores. Primeiro, ocorreu uma elevação significativa da média educacional dos filhos de pais com menor escolaridade, especialmente filhos de pais sem escolaridade. Este fato se reflete na queda do coeficiente da persistência dentro do grupo com baixa escolaridade, em particular entre filhos de pais sem escolaridade.

Segundo, a mediana educacional dos filhos de pais com escolaridade entre 8 e 11 anos estabilizou-se em torno de onze anos de escolaridade. Este resultado é observado para a amostra como um todo e para todas as raças e regiões, e indica uma possível barreira no acesso ao ensino superior. A combinação do primeiro e do segundo efeito contribuiu para reduzir as diferenças educacionais nas coortes mais jovens e aumentar a mobilidade educacional.

Terceiro, o aumento da escolaridade média entre coortes fez com que a fração de cada coorte pertencente ao grupo de maior escolaridade aumentasse o que, devido à menor persistência de educação neste grupo, contribuiu para reduzir o grau de persistência médio.

A série de evidências apresentadas neste artigo indicam que o aumento da mobilidade para os grupos mais jovens se deveu aos maiores ganhos educacionais obtidos por indivíduos de pais com pior *background* educacional, e não um resultado de um aumento generalizado da educação para todos os grupos.

Neste artigo, nos limitamos a documentar padrões de mobilidade educacional no Brasil. Os resultados sugerem, no entanto, diversas possíveis interpretações. Em particular, existem diversas teorias econômicas de mobilidade social na literatura que podem ser relevantes para o caso brasileiro. Dentre estas explicações, podemos destacar teorias de restrição de crédito, efeitos de vizinhança (*neighborhood effects*) e transmissão

---

<sup>24</sup> Como observamos anteriormente, um aumento generalizado da educação viesou para cima o coeficiente de persistência ( $b$ ). O fato de que este coeficiente cai apesar da elevação da escolaridade média reforça, portanto, a interpretação de que o aumento da mobilidade refletiu um aumento relativo da escolaridade dos filhos de pais sem escolaridade, e não um aumento generalizado da educação para todas as famílias.

não-observada de habilidade.<sup>25</sup> Por exemplo, diferenças no grau de mobilidade entre raças podem refletir um efeito de discriminação, restrições de crédito ou efeitos de vizinhança, dentre outros. Diferenças no grau de mobilidade entre regiões podem refletir diferenças em políticas educacionais ou resultarem de vieses decorrentes de migração do Nordeste para o Sudeste. Outra questão importante é até que ponto o aumento da mobilidade entre coortes resulta de políticas educacionais voltadas para o ensino fundamental e/ou outras políticas de transferências de renda para indivíduos mais pobres. Pretendemos investigar estas hipóteses em uma pesquisa futura.

## Bibliografia

Barros, R. & D. Lam. Desigualdade de renda, desigualdade em educação e escolaridade das crianças no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.23, n.2, p. 191-218, Ago. 1993.

Barros, R., R. Mendonça, D. Santos & G. Quintaes. Determinantes do desempenho educacional no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.31, n.1, p. ?, Abr. 2001.

Behrman, J. Social mobility: concepts and measurement. In Birdsall, N. & C. Graham, eds. *New markets, new opportunities? Economic and social mobility in a changing world*. Washington: Brookings Institution Press and the Carnegie Endowment for International Peace, 2000.

Behrman, J. & P. Taubman. The intergenerational correlation between children's adult earnings and their parents' income: results from the Michigan Panel Survey of Income Dynamics. *Review of Income and Wealth* 36, p. 115-127, Junho 1990.

Behrman, J., N. Birdsall e M. Székely. Intergenerational mobility in Latin America: Deeper markets and better schools make a difference. In Birdsall, N. & C. Graham, eds. *New markets, new opportunities? Economic and social mobility in a changing world*. Washington: Brookings Institution Press and the Carnegie Endowment for International Peace, 2000.

Behrman, J, A. Gaviria & M. Székely. Intergenerational mobility in Latin America. *Economia*, v. 2, n. 1, p. 1-44, Outono 2001.

Borjas, G. Ethnic capital and intergenerational mobility. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 1, p. 123-50, Fevereiro 1992.

Bowles, S. & H. Gintis. The inheritance of inequality. *Journal of Economic Perspectives*, v. 16, n.3, p. 3-30, Verão 2002.

Chadwick, L. & G. Solon. Intergenerational income mobility among daughters. *American Economic Review*, v. 92, n. 1, p. 335-44, Março 2002.

Cooper, S., S. Durlauf & P. Johnson. On the evolution of economic status across generations. *American Economic Review*, v. 84, n.2, p. 50-58, 1994.

Couch, K. & T. Dunn. Intergenerational correlations in labor market status: a comparison of the United States and Germany. *Journal of Human Resources*, v. 32, n. 1, p. 210-232, 1997.

Dearden, L., S. Machin & H. Reed. Intergenerational mobility in Britain. *Economic Journal*, v. 107, n. 440, p. 47-66, Jan 1997.

Grawe, N. & C. Mulligan. Economic interpretations of intergenerational correlations. *Journal of Economic Perspectives*, v. 16, n. 3, p. 45-58, Verão 2002.

Han, Song & C. Mulligan. Human capital, heterogeneity and estimated degrees of intergenerational mobility. *The Economic Journal*, v. 111, p. 207-243, Abril 2001.

---

<sup>25</sup> A teoria de restrição de crédito é discutida em detalhe em Mulligan (1999). Mulligan e Song Han (2001) analisam o efeito da transmissão não-observada de habilidade sobre o grau de mobilidade social. Cooper et al (1994) analisam o impacto de efeitos de vizinhança sobre o grau de mobilidade. Grawe e Mulligan (2002) apresentam uma discussão das diversas teorias econômicas de mobilidade social.

Lam, D. & D. Levison. Declining inequality in schooling in Brazil and its effects on inequality in earnings. *Journal of Development Economics* 37, p. 199-225, 1992.

Lillard, L. & R. Willis. Intergenerational educational mobility: effects of family and state in Malaysia. *Journal of Human Resources*, v. 29, n. 4, p. 1126-1166, Outono 1994.

Mulligan, C. Parental priorities and economic inequality. Chicago: University of Chicago Press, 1997.

Mulligan, C. Galton versus the human capital approach to inheritance. *Journal of Political Economy*, v. 107, n. 6, p. S184-S224, 1999.

Pastore, J. Desigualdade e mobilidade social no Brasil. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 1979.

Pastore, J. Desigualdade e mobilidade social: dez anos depois. In: Bacha, E. e Klein, H., eds. *A Transição Incompleta: Brasil desde 1945*. Rio de Janeiro: Editora Paz e Terra, 1986.

Pastore, J. & N. Silva. *Mobilidade social no Brasil*. Makron Books, 1999.

Pastore, J. & Zylberstajn, H. Social mobility: the role of education in determining status. In *Oportunity foregone: education in Brazil*. N. Birdsall & R. Sabot, eds. Washington: Inter-American Development Bank, p. 289-318, 1996.

Santos Júnior, E., Menezes Filho, N. & P. C. Ferreira. Migração, seleção e diferenças regionais de renda no Brasil. *Ensaio Econômicos da EPGE/FGV*, Working Paper N. 484, Junho 2003.

Von Amsberg, J., Lanjouw, P. & K. Nead. A focalização do gasto social sobre a pobreza no Brasil. In Ricardo Henriques (ed.), *Desigualdade e Pobreza no Brasil*. IPEA: Rio de Janeiro, 2000.

Zimmerman, D. J. Regression toward mediocrity in economic stature. *American Economic Review*, v. 82, p. 409-429, 1992.

## Apêndice

Tabela A1: Persistência Intergeracional de Educação, PNAD 1996, por ano de nascimento do filho									
Variável Dependente: Educação do Filho									
	Todos	1967/71	1962/66	1957/61	1952/56	1947/51	1942/46	1937/41	1932/36
Educação do pai	0,68	0,52	0,6	0,67	0,71	0,79	0,76	0,75	0,75
	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)
R2 ajustado	0,42	0,37	0,41	0,41	0,4	0,42	0,42	0,38	0,41
Número de Obs.	43772	5442	7403	7331	6843	5771	4464	3593	2917
Erro-padrão em parênteses.									
Cada regressão contém um conjunto completo de variáveis de controle: idade do filho e idade do filho ao quadrado; variáveis dummy para residência urbana, região e raça.									

Tabela A2: Mobilidade Intergeracional de Educação, PNAD - 1996.								
Coeficiente de Persistência								
	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Branco	Negro	Urbano	Rural
1932/36	0,8	0,75	0,67	0,83	0,77	0,69	0,77	0,55
1937/41	0,86	0,73	0,82	0,63	0,76	0,75	0,77	0,55
1942/46	0,92	0,72	0,72	0,74	0,75	0,8	0,77	0,58
1947/51	0,97	0,74	0,77	0,77	0,76	0,87	0,79	0,74
1952/56	0,88	0,68	0,65	0,66	0,70	0,78	0,7	0,86
1957/61	0,75	0,64	0,65	0,68	0,65	0,72	0,65	0,82
1962/66	0,68	0,57	0,61	0,59	0,58	0,65	0,59	0,73
1967/71	0,62	0,47	0,53	0,53	0,49	0,58	0,5	0,71

Tabela A.3.: Média de Escolaridade, Por Ano de Nascimento e Escolaridade do Pai								
escolaridade do pai	1932/36	1937/41	1942/46	1947/51	1952/56	1957/61	1962/66	1967/71
0	2,0	2,2	2,5	2,9	3,5	3,7	4,1	4,1
2	3,8	4,7	5,0	5,4	6,0	6,3	6,3	6,1
4	6,7	7,4	8,1	8,4	9,0	8,9	8,9	8,2
6	8,3	9,0	8,6	10,5	9,4	9,7	9,6	9,0
8	9,8	9,9	11,3	11,3	11,9	11,4	10,6	9,7
10	7,3	12,9	12,0	12,0	11,9	12,2	12,2	10,6
11	11,9	11,5	12,6	13,2	12,7	12,6	12,2	11,0
13	9,1	13,3	11,7	11,7	11,3	13,4	13,8	11,7
16	13,2	13,0	13,5	14,6	14,1	14,2	14,1	12,7

Tabela A.4: Matriz de Transição, 1942-46									
pai/filho	0	2	4	6	8	10	11	13	16
0	41,83	25,67	18,86	5,36	3,08	0,87	2,99	0,3	1,03
2	12,26	25,52	26,69	10,7	7,24	1,58	9,74	1,28	4,99
4	5,63	6,55	23,64	11,42	12,42	3,21	16,04	4,86	16,22
6	5,1	11,81	6,01	23,84	5,8	4,24	20,36	3,79	19,05
8	2,73	2,54	4,89	9,06	12,59	1,15	24,37	8,29	34,38
10	0	0	1,93	10,26	7,48	15,06	23,05	1,88	40,34
11	0,96	1,38	3,2	3,08	6,3	3,5	30,03	5,84	45,7
13	0	0	0	23,35	0	0	39,21	0	37,44
16	1,68	1,94	2,4	3,01	5,42	0	14,88	6,99	63,67

OBS: Os valores são expressos em %. A mediana está sombreada.

Tabela A.5: Matriz de Transição, 1962-66									
pai/filho	0	2	4	6	8	10	11	13	16
0	23,72	22,62	16,26	17,27	8,76	3,4	6,22	0,94	0,81
2	6,65	14,18	16,55	23,17	15,13	5,2	14,25	2,34	2,53
4	1,57	5,02	9,37	17,09	17,02	7,58	26,63	5,69	10,03
6	0,58	4,58	2,8	13,56	18,1	11,6	32,11	9,06	7,61
8	1,54	1,6	3,67	7,64	13,81	9,94	33,8	12,8	15,21
10	0	0	0	9,66	1,67	11,08	35,58	8,35	33,67
11	0,34	0,41	1,07	5,2	6,62	4,71	35,56	16,27	29,82
13	0	0	0	2,02	1,73	0	19,87	28,54	47,84
16	0	0,78	0	0,77	3,83	2,71	15,1	17,07	59,74

OBS: Os valores são expressos em %. A mediana está sombreada.