

DISTRIBUIÇÃO DE CAPITAL HUMANO E DESIGUALDADE DE RENDA: MOBILIDADE INTERGERACIONAL EDUCACIONAL E MOBILIDADE DE RENDA NO BRASIL

José Luis da Silva Netto Junior¹
Erik Alencar de Figueiredo²

Resumo

O presente estudo tem como objetivo analisar as relações entre a distribuição de capital humano e a desigualdade de renda entre os estados brasileiros e suas repercussões no tocante à mobilidade educacional intergeracional e mobilidade intrageracional de renda. A análise de mobilidade intergeracional educacional foi feita tendo como base as matrizes de transição markovianas que cuja diagonal principal indica a persistência dos pais sobre a trajetória educacional dos filhos. Quanto à mobilidade de renda inter-regional foram usadas matrizes de transição markovianas de renda obtidas a partir de critérios interativos tendo como base as variações de frequência dos quintis de renda do período inicial e final. Os resultados mostram que a relação entre as variáveis desigualdade de renda e de capital humano entre os estados brasileiros apresentam uma relação não linear ao longo do tempo. A persistência dos pais analfabetos é mais forte nas regiões menos desenvolvidas, Nordeste e Norte. Tal resultado é reforçado considerando o comportamento de alguns estados representativos destas regiões. Quanto à mobilidade de renda a região Nordeste, região mais desigual em termos de renda e de capital humano, é a que apresenta a menor mobilidade e a que tem indivíduos com maior probabilidade de permanência no primeiro quintil de renda.

Palavras-chave: Capital humano. Desigualdade de renda. Mobilidade intergeracional educacional. Mobilidade de renda.

Código JEL: J3; I3; C14.

¹ Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba

² Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba

Abstract: This study aims to analyze the relationship between the human capital distribution and income inequality across Brazilian states and the repercussions of these inequalities considering intergenerational educational mobility and income mobility. The measure of intergenerational educational mobility was achieved by Markovian transitions matrix of educational whose main diagonal indicates the educational parental persistence. The inter-regional income mobility was estimated by Markovian matrix transition. These matrixes were calculated using iterative criterions using the variations of quintis frequency considering the initial and final period. The results showed that there is a non-linear relationship between inequality of income and human capital between and across Brazilian states. The persistence of unlettered parents is stronger in non developed regions, Northeast and Middle-West, than developed regions, Southeast and South. This result is confirmed when the same analyze is applied to Brazilian states. When is considered the income mobility, the poorest region, Northeast, present the lowest value and the quantity of people with probability of .

Keywords: Human capital. Income inequality. Intergenerational educational mobility. Income mobility.

JEL: J3; I3; C14.

I INTRODUÇÃO

Fatores que influenciam a desigualdade de renda, como ela evolui ao longo do tempo e como a desigualdade afeta, ou é influenciada, pelo crescimento econômico são importantes fontes de debate na economia. Inicialmente, a atenção dos economistas estava nos fatores que determinam a desigualdade de renda e um exemplo de estudo importante sobre esse tema é o artigo de Kuznets (1955). Aquele artigo analisou os efeitos do desenvolvimento econômico sobre a evolução da distribuição de renda e concluiu que existe uma relação não linear entre produto per capita e desigualdade de renda. Nos últimos anos, grande parte da discussão que associa desigualdade de renda e

crescimento econômico está focada no estudo do capital humano.

Diversos estudos apresentam modelos explicando a relação entre desigualdade de renda e nível educacional associado ao processo de acumulação de capital humano.³ Em Bichernall (2001) o ritmo de acumulação de capital humano está associado a choques técnicos e ao nível educacional dos pais que, por sua vez, está relacionado diretamente com a forma como a renda é distribuída. Em linhas gerais, o citado modelo sugere a existência de um equilíbrio intergeracional na distribuição de renda e de capital humano que seria decorrente de uma inter-relação entre o estoque de capital humano dos pais e dos filhos e de como este é influenciado pelo ambiente global, sensível a choques tecnológicos, e pelo ambiente local, que se refere ao efeito dos pais nas decisões de investimento de capital humano dos filhos.⁴

A idéia básica do modelo de Bichernall (2001) é a de que existe uma persistência do efeito dos pais sobre a trajetória educacional de seus filhos e que esta é afetada pela localização espacial da família. Tal premissa permite a criação de diversos cenários empíricos entre os quais destaca-se o que associa o efeito dos pais ao local onde a família reside. É de se esperar que em regiões com baixo dinamismo econômico o efeito familiar, dos pais de baixa qualificação, prevaleça em relação ao ambiente externo. O inverso se aplica em áreas com maior dinamismo econômico e mais propensas a sofrerem choques técnicos. Em paralelo a esta discussão, o modelo teórico analisado sugere um cenário empírico onde em ambientes mais suscetíveis a avanços tecnológicos tendem a apresentar uma maior mobilidade de renda em relação a regiões com menor dinamismo econômico.

³ Ver Gloom e Ravikumar (1992), Sant-Paul e Verdier (1993), Galor e Tsiddon (1997) e Galor e Zeira (1993).

⁴ Ver Bichernall (2001).

Dado esta pequena introdução o presente estudo tem como objetivo analisar as relações entre a distribuição de capital humano e desigualdade de renda entre os estados brasileiros e suas repercussões no tocante a mobilidade educacional intergeracional e mobilidade intrageracional de renda. Inicialmente o trabalho se detém em estudar os fatos estilizados associados à relação da desigualdade de renda entre os estados brasileiros e o nível de escolaridade. Em seguida, analisa-se de que modo se diferenciam os ritmos de acumulação de capital humano intergeracional das regiões brasileiras tendo como base os microdados de censo demográfico do ano de 2000 e, por último, é feita a análise da mobilidade intrageracional de renda no Brasil e regiões no período de 1995 a 2005.

O presente estudo está dividido em cinco partes além desta introdução. O próximo tópico discute as relações empíricas entre crescimento econômico e capital humano. A terceira parte do estudo analisa a evolução dos indicadores relativos à educação no Brasil no período de 1986 a 2005. Na quarta parte deste artigo são mostradas, usando um instrumental semi-paramétrico, as relações entre a desigualdade de capital humano e algumas variáveis educacionais e de renda. A análise da dinâmica de acumulação de capital humano intergeracional referente ao ano 2000, é apresentada na quinta parte e o penúltimo tópico trata da mobilidade de renda intrageracional no período de 1995 a 2005. Na última parte, são apresentadas as considerações finais.

II CAPITAL HUMANO E CRESCIMENTO ECONÔMICO: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

A literatura que trata da relação entre nível educacional e desigualdade de renda foca basicamente nos dois primeiros momentos da distribuição de renda: o nível educacional médio e

a dispersão da escolaridade na população. Tanto teoricamente, quanto intuitivamente, há um consenso de que o capital humano afeta positivamente o crescimento econômico embora haja controvérsias a respeito da relação causal entre estas duas variáveis. Ademais, evidências empíricas que tratam desta relação costumam apresentar resultados ambíguos.

Em Mankiw, Romer e Weil (1992), são mostradas evidências de uma relação positiva entre a proporção de adultos matriculados no ensino médio e o crescimento da renda per capita. No entanto, Klenow e Rodriguez-Clare (1997) ressaltam que Mankiw, Romer e Weil (1992) se valeram de uma definição muito limitada de capital humano e que, incluindo outros níveis educacionais, a proporção de variação da renda per capita explicada pelo capital humano é muito menor. No estudo de Barro (1999), foram mostradas evidências de que existe uma relação negativa entre crescimento econômico e desigualdade de renda nos países pobres e uma relação positiva nos países ricos. Em Barro (1999), a variável de controle referente ao nível educacional corresponde à média de anos de estudo em três níveis: primário, secundário e superior e os resultados não foram conclusivos quanto à relação entre o nível educacional e a desigualdade de renda.

Usando estratégia semelhante, O'Neil (1995) decompôs a renda em três níveis: um referente à média educacional, o segundo relativo ao retorno da educação e por último um componente residual. Os resultados sugerem que nos países desenvolvidos a convergência do nível educacional contribui para a queda da dispersão da renda per capita. No entanto, os resultados para o mundo mostraram um aumento da dispersão das rendas per capita apesar do aumento na convergência do nível educacional.

O estudo de Deininger e Squire (1998) mostra que a desigualdade na distribuição de terras é um bom instrumento de previsão tanto do crescimento econômico, quanto na mudança

na desigualdade de renda. O trabalho encontra evidências de que uma má distribuição de terras afeta negativamente a média de anos de estudo que seria decorrente do difícil acesso ao crédito estudantil. Já os resultados em Li, Squire e Zou (1998) sugerem que os efeitos da média de anos de estudos sobre a desigualdade de renda é uma aproximação do efeito político, ou seja, quanto maior a liberdade no sentido mais amplo, mais informada é a sociedade, logo mais difícil a apropriação de bens indevidamente.

Perotti (1996) analisou as relações entre distribuição de renda, instituições democráticas e crescimento, onde mostra a existência da relação entre a distribuição de renda, instabilidade sociopolítica e as decisões associadas a investimento em educação e fertilidade. Outra via importante, segundo aquele trabalho, de interferência no crescimento econômico estaria associada às restrições de crédito ao investimento em capital humano.

O artigo de Checchi, Ichino e Rustichini (1999) mostra que apesar do sistema educacional da Itália ser mais igualitário e ter custos menores que o norte-americano sua população apresenta uma baixa mobilidade intergeracional tanto educacional quanto em termos de ocupação profissional. Este resultado se deve, segundo os autores, à alta persistência dos efeitos dos pais associada à baixa sensibilidade aos choques tecnológicos. O estudo de Grossman (2007) sugere que em países pobres, onde existe restrição ao crédito, a alta desigualdade de renda se configura no principal obstáculo ao investimento em capital humano, conclusão esta que se agrega aos citados estudos de Perotti (1996) e Deininger e Squire (1998).

Partindo da base teórica proposta por Galor e Tsiddon (1997), Birchenall (2001) analisou a relação entre distribuição de capital humano e crescimento econômico na Colômbia. A conclusão do trabalho é a de que em períodos de baixo

progresso tecnológico o ambiente local, ou efeitos dos pais se torna mais forte quanto às decisões de investimento em capital humano. Contudo, nos períodos de rápido desenvolvimento técnico o ambiente externo prevalece aumentando os retornos educacionais o que implica num aumento da desigualdade de renda de curto prazo e incremento da mobilidade educacional. Seguindo a mesma linha, Figueirêdo, Silva Netto Jr. e Porto Jr. (2007) mostram que a mudança na distribuição de renda brasileira, caracterizada por um aumento da proporção de indivíduos nos mais baixos estratos de renda, foi acompanhada por aumento no grau de mobilidade educacional e de polarização de renda, apesar da estabilidade dos indicadores brasileiros de distribuição de renda.

O estudo de Bourguignon, Ferreira e Leite (2002) analisou os diferenciais na distribuição de renda entre Brasil, México e Estados Unidos através do método contrafactual. Tal método consiste na substituição dos parâmetros originais da distribuição de um país por outro e o estudo concluiu que a desigualdade de capital humano explica cerca de dois terços dos níveis de desigualdade observados entre Brasil e Estados Unidos. Usando método semelhante, o artigo de Duarte, Ferreira e Salvato (2003) investigou o impacto dos diferenciais de escolaridade sobre os diferenciais de renda regionais no Brasil. O estudo concluiu que os diferenciais de escolaridade respondem por cerca de 50% dos diferenciais de renda entre os estados brasileiros.

Os estudos empíricos de Barro (1993), Barros e Mendonça (1995) e Barros, Camargo e Mendonça (1997) reforçam a tese de que as características individuais, especialmente o nível educacional, são determinantes na explicação dos diferenciais de renda no Brasil.

Em linhas gerais, em grande parte dos estudos apresentados, há um consenso de que o capital humano tem um papel determinante no que se refere às trajetórias de crescimento

econômico e diferenciais de renda. O próximo tópico, se inicia pela análise empírica, onde se fará uma avaliação dos diferenciais de renda entre os estados brasileiros, tendo a variável educacional, anos de estudo, como parâmetro base.

III DISTRIBUIÇÃO DE CAPITAL HUMANO E SUA DINÂMICA POR ESTRATOS EDUCACIONAIS

Este tópico tem como objetivo analisar a dinâmica educacional no Brasil no período de 1986 a 2005. Serão apresentados, inicialmente, os índices de desigualdade de capital humano do Brasil, regiões e estados e depois a análise da variação da frequência de indivíduos por estrato educacional. A idéia central é a de caracterizar as regiões brasileiras tendo como base a variável educacional e mostrar a sua evolução ao longo das últimas duas décadas.

3.1 Base de Dados

Todas as estimações deste tópico foram feitas tendo como base as informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1986 a 2005.⁵ Pesquisa esta realizada anualmente no mês de setembro, excetos nos anos de censo demográfico, pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As variáveis referentes às rendas per capita estaduais foram obtidas no Instituto de Pesquisa Aplicada (IPEA).

A variável educacional, base da análise, foi anos de estudo tendo 1986 como ano de referência. A variável de renda utilizada nos indicadores de desigualdade é a renda pessoal total de todos os trabalhos. Na análise de mobilidade intergeracional, foram consideradas as informações em nível familiar da pessoa de referência e de seu filho.

⁵ Vale ressaltar que as pesquisas correspondentes ao período de 1986 a 2003 não abrangem as áreas rurais dos estados do Norte do Brasil.

3.2 Índice de desigualdade de capital humano

Para o cálculo da desigualdade de capital humano foi aplicada uma representação padrão semelhante à utilizada no artigo de Castelló e Doménech (2002). A diferença básica na metodologia adotada aqui é a inclusão de mais dois estratos educacionais. O coeficiente de Gini está especificado na equação 1.

$$G^k = \frac{1}{2\bar{H}} \sum_{i=0}^5 \sum_{j=0}^5 \left| \bar{x}_i - \bar{x}_j \right| n_i n_j \quad (1)$$

Onde: \bar{H} é a média de escolaridade das pessoas; os índices i e j referem-se aos diferentes níveis educacionais, n_i e n_j representam as parcelas da população com diferentes níveis educacionais dados e \hat{x} é a média acumulada dos anos de escolaridade para cada nível educacional.

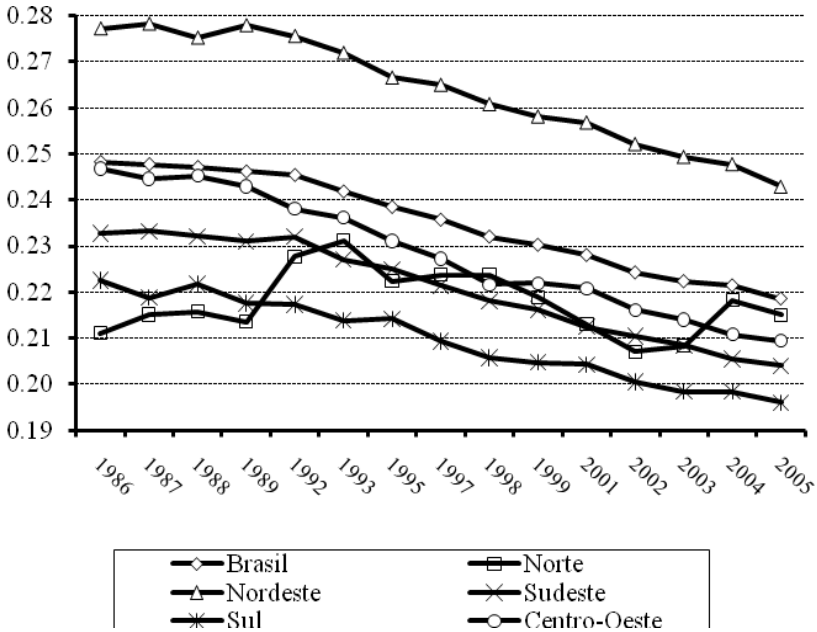
A determinação dos estratos educacionais obedeceu à seguinte regra: o primeiro estrato [1] é formado por pessoas com menos de um ano de estudo; o segundo [2] por pessoas entre um e quatro anos de estudo, o terceiro [3] compreende pessoas com anos de estudo entre cinco e oito; o quarto estrato [4] é formado por indivíduos com nove e onze anos de estudo e; o último estrato [5] é formado por indivíduos com mais de onze anos de estudo. A mesma estratificação é usada na elaboração das matrizes de transição intergeracional.

3.3 Desigualdade de capital humano no Brasil

Em linhas gerais, a trajetória do indicador de desigualdade de capital humano, apresentado no Gráfico 1, mostra uma redução da desigualdade educacional ao longo do período de estudo.⁶ O período compreendido entre 1986 e 1993 foi o único em que esse indicador apresentou relativa

⁶ Para uma análise mais detalhada da relação entre desigualdade educacional e crescimento no Brasil considerando as variáveis de gênero ver Bagolin e Pôrto Jr. (2003).

estabilidade. Considerando o período compreendido como um todo, houve uma queda do Gini de Capital Humano de 0,24 para 0,21 no Brasil.



Fonte: Dados da Pesquisa.

Gráfico 1: Desigualdade de Capital Humano – Brasil e Regiões

Do ponto de vista regional, o Norte brasileiro destaca-se como a única região que apresentou um aumento do Gini educacional, ou seja, é a única região onde a desigualdade educacional aumentou. No entanto, vale ser ressaltado que os dados desta região compreendem apenas as zonas urbanas em quase todo o período analisado, exceto a partir das pesquisas de 2003 a 2005, que mesmo assim, apresentou um aumento da desigualdade de capital humano.

O Nordeste brasileiro é a região que apresenta o maior índice de desigualdade de capital humano em todo o período de análise, sendo a única a apresentar índices superiores aos do Brasil. A região Sul apresenta o menor índice de desigualdade de capital humano e o Sudeste vem em seguida no posto de melhor distribuição de capital humano. Apesar da melhoria da distribuição de capital humano da região Nordeste ao longo do período, o valor do indicador de desigualdade da região é ainda muito alto, em 2005, mesmo se comparado com os índices das regiões Sudeste e Sul de 1986. Ou seja, a desigualdade de capital humano do Nordeste em 2005 é maior que a das regiões Sul e Sudeste em 1986.

3.4 Posição relativa dos estados na distribuição de capital humano no período 1992 - 2005

No gráfico A.1, é mostrada a posição relativa do índice de desigualdade de capital humano dos estados brasileiros e o Distrito Federal, em 2005, em relação a seus valores equivalentes em 1986. Duas retas perpendiculares ao longo da dispersão dos dados delimitam os estados abaixo e acima da média do logaritmo de desigualdade de capital humano nos dois períodos de análise.

A dispersão sugere uma polarização formada por um conjunto de estados com valor abaixo e acima da média. Todos os estados do Nordeste apresentam valores abaixo da média nacional tanto em 1986 quanto em 2005 e os das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste estão acima. Vale observar que os estados de Alagoas, Maranhão, Paraíba, Piauí e Sergipe aumentaram sua distância, negativamente, em relação à média nacional, em 2005, enquanto que Bahia, Ceará, Pernambuco e Rio Grande do Norte reduziram-na. Ressalte-se que a variância calculada, considerando todos os estados, exceto os da região Norte, aumentou, passando de 0,012, em 1986, para 0,015, em 2005.

No outro extremo, destacam-se o Distrito Federal, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Rio de Janeiro com valores acima da média nacional. No grupo intermediário, mas acima da média, estão Minas Gerais, Espírito Santo, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Paraná e Goiás. Dos cinco estados melhores ranqueados em termos de desigualdade de capital humano três aumentaram, positivamente, sua distância em relação à média nacional, em 2005, Rio de Janeiro, Distrito Federal e São Paulo. O Rio Grande do Sul praticamente manteve sua posição relativa, enquanto que Santa Catarina diminuiu. Dos estados intermediários Mato Grosso, Paraná e Goiás se distanciaram da média ao contrário de Minas Gerais e Espírito Santo.

3.5 Dinâmica de capital humano por estratos educacionais

Neste tópico, será apresentada a dinâmica educacional tendo como base a variação da proporção de indivíduos por estrato educacional. A análise tem subjacente a idéia de que, de um modo geral, houve uma redução da desigualdade educacional no Brasil nos últimos anos. Logo, a intenção básica é a de verificar de que forma essa redução pode ser caracterizada em termos de dinâmica por estrato educacional. Os resultados sugerem que, em geral, houve uma redução do primeiro e do segundo estrato educacional no Brasil, contrabalanceado pelo aumento do terceiro, quarto e quinto, conforme a tabela 1.

Ressalta-se a maior intensidade do aumento do quarto estrato educacional. A relação entre o primeiro e o último estrato é crescente, no entanto, é menor que um durante todo o período analisado. Este último resultado mostra um aumento do último estrato educacional acompanhado da redução do primeiro.

No tocante à dinâmica de seus estratos educacionais, a região Norte apresentou um comportamento distinto das demais regiões. A dinâmica dos estratos educacionais não é estável, diferente do sugerido pelo seu indicador de desigualdade de capital humano. O primeiro estrato aumentou seu peso embora de modo não muito expressivo, passando de 11,26% para

12,83%. O segundo e terceiro estratos apresentaram redução em seus valores, sendo a redução do segundo bastante expressiva. O quinto aumentou de valor ao longo do período de análise. A relação entre o último e o primeiro da região é crescente e menor que um, além de ser abaixo da média nacional.

Tabela 1 - Brasil: Estratos educacionais*

Anos	Estrato [1]	Estrato [2]	Estrato [3]	Estrato [4]	Estrato [5]
1986	19,67	36,42	24,04	13,71	6,16
1987	19,28	35,39	24,69	14,25	6,38
1988	18,85	35,45	24,56	14,58	6,56
1989	18,44	34,52	25,08	15,28	6,68
1992	18,17	33,18	26,24	15,37	7,05
1993	17,07	33,08	26,67	15,99	7,19
1995	16,02	32,11	27,34	17,02	7,51
1997	15,23	30,03	28,07	18,64	8,02
1998	14,43	28,79	28,50	20,10	8,17
1999	14,00	28,00	28,32	21,33	8,36
2001	13,73	25,61	28,01	23,82	8,83
2002	12,84	24,85	27,77	25,17	9,37
2003	12,60	23,59	27,46	26,52	9,89
2004	12,43	23,09	26,87	27,47	10,14
2005	11,88	22,52	26,53	28,50	10,56

Fonte: Dados da Pesquisa.*Valores em percentual.

O Nordeste caracteriza a redução de seu indicador de desigualdade de capital humano com a redução expressiva do primeiro e segundo estratos educacionais. Tal redução foi contrabalançada com o aumento do último e, sobretudo, do quarto estrato que apresentou um incremento expressivo percentual, de 19,33% para 29,70%. O Nordeste apresenta uma relação entre o primeiro e último estratos abaixo de um, mas crescente. Vale ressaltar que esta relação de estratos é a que apresenta menor valor entre as regiões brasileiras o que se

coaduna com o indicador de desigualdade de capital humano da região. Outra característica importante da região é o expressivo valor do primeiro estrato, 18,39%, correspondente aos analfabetos, o maior se comparado com as demais regiões.

Na região Sudeste, é importante observar a redução expressiva do segundo estrato, a estabilidade do terceiro e o crescimento expressivo do quarto que apresenta um valor em 2005 mais que o dobro em relação a 1986, de 14,36% a 30,67%. Outro aspecto que afetou os indicadores de capital humano do período está relacionado com o aumento expressivo da relação entre o último e o primeiro estrato que passou de 0,56% para aproximadamente 1,60% em 2005.

O Sul apresenta os menores valores no primeiro estrato e os maiores no quinto ao longo de todo o período estudado. O primeiro e segundo estratos apresentaram uma redução ao longo do período de estudo. O terceiro se manteve estável em todo o período analisado. O quarto e quinto mais que duplicaram neste mesmo período.

Na região Centro-Oeste, o quarto e quinto estrato mais que dobraram de valor no período analisado. O terceiro estrato apresentou um aumento e os dois primeiros reduziram seu peso, sobretudo o segundo, que perdeu quase metade de seu valor caindo de 37,66% para 20,20%. A relação entre o último e o primeiro é superior a 1.

Todos os estados da região Norte apresentam uma relação menor que um entre o último e o primeiro estrato educacional. Os estados de Rondônia, Acre, Roraima, Amapá e Pará apresentaram um aumento do primeiro estrato e apenas os estados do Tocantins e Amazonas tiveram uma redução do valor percentual. No que se refere ao último estrato, apenas o estado de Roraima não teve aumento no seu valor percentual.

Apesar de todos os estados nordestinos apresentarem um aumento da relação entre o último e primeiro estrato educacional, é nesta região onde se encontram os estados com os

valores menores desta relação. Os estados de Alagoas e Maranhão apresentaram, respectivamente, os menores valores para a relação, enquanto que Pernambuco é o que apresentou o maior valor. De um modo geral, os estados do Nordeste apresentaram uma redução acentuada no percentual dos dois primeiros estratos, contrabalançada por um aumento nos três estratos subsequentes, com maior intensidade no quarto estrato educacional.

Na região Sudeste, todos os estados registraram uma relação superior a um entre o último e o primeiro estrato de educação, exceto Minas Gerais que apresentou um valor de 0,92 para esta relação. Os estados de São Paulo e Rio de Janeiro apresentaram, respectivamente, os valores de 2,09 e 2,24. Ressalte-se a distância que separa o Sudeste do Nordeste, considerando a relação entre o último e primeiro estrato. Os valores desta relação dos estados do Sudeste de 1986 e dos estados Nordestinos em 2005 ainda estão bem distantes mesmo considerando o estado de Pernambuco que é o melhor colocado da sua região. Este tem um valor de 0,61, em 2005, enquanto que o estado do Rio de Janeiro tem um valor de 0,86, em 1986. Os estados do Sudeste, exceto Rio de Janeiro, apresentam uma dinâmica de redução e aumento de valores percentuais dos estratos semelhante a da região Norte e Nordeste, ou seja, uma queda do primeiro e segundo e aumento dos três estratos. No Rio de Janeiro, houve uma queda dos três primeiros estratos e aumento dos dois últimos.

No Sul, os estados de Santa Catarina e Rio Grande do Sul apresentaram relação superior a dois no tocante à relação entre o último e o primeiro estrato educacional. O Rio Grande do Sul, assim como o estado do Rio de Janeiro, apresentou uma tendência de redução dos três primeiros estratos associada a um aumento dos dois últimos. Os estados de Santa Catarina e Paraná apresentaram uma tendência semelhante aos demais

estados brasileiros, ou seja, redução dos dois primeiros estratos educacionais associadas a aumento dos três últimos.

O estado de Mato Grosso e o Distrito Federal apresentaram os melhores indicadores da região Centro-Oeste, ambos têm relação entre o último e primeiro estrato superior a um. O Distrito Federal apresentou tendência semelhante a dos estados do Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul quanto à trajetória dos estratos, além de apresentar a relação mais alta entre o último e o primeiro estrato educacional, 3,85. Este valor se deve, sobretudo, ao alto percentual de pessoas situadas no último estrato educacional.

IV ANÁLISE SEMI-PARAMÉTRICA

Neste tópico, serão analisadas algumas relações entre variáveis educacionais dos tópicos anteriores e de renda tendo como base as *splines* cúbicas naturais.⁷ O objetivo deste tópico é o de testar alguns fatos estilizados associados à desigualdade de renda e de capital humano no Brasil em três diferentes períodos de análise. No primeiro período serão consideradas informações educacionais e de renda da PNAD de 1986 a 1989, no segundo, os dados de 1997 a 1999 e o último período vai de 2001 a 2005.

4.1 *Splines* cúbicas naturais

Uma *spline* é, matematicamente, uma curva definida por dois ou mais pontos de controle. A rigor é um método de suavização que fornece funções de direcionamento úteis na modelagem de dados reais que em muitos casos não seguem um padrão de fácil modelagem.

Em linhas gerais, o ajuste feito por uma curva típica tem como ponto de partida a formação de uma equação que representa todos os n pontos desta. A *spline* tem a propriedade

⁷ Sobre formalização das *splines* ver McKinley e Levine (2008) e Whaba (1990). Para um exemplo de aplicação empírica ver Biggeri et al. (2003).

de permitir que cada segmento tenha uma única equação sendo que o formato da curva resultante está diretamente condicionado às características dos dados.

Considerando um conjunto de dados com pontos (x_k, y_k) tal que $1 \leq k \leq N$ e x valores crescentes. Uma *spline* cúbica para este conjunto é uma função $S(x)$ que tem as seguintes propriedades:

- a) Para $x_k \leq x \leq x_{k+1}$ a *spline* $S(x)$ é uma polinomial cúbica ($k = 1, N-1$),
- b) $S(x_k) = y_k$ para $k = 1, \dots, N$ e,
- c) $S(x)$ tem primeira e segunda derivadas em cada ponto de x no intervalo $x_1 < x < x_N$.

Uma *spline* cúbica $S(x)$ para o conjunto de pontos é dita natural se $S''(x_1) = S''(x_N) = 0$. Em outras palavras, uma *spline* cúbica pode ser pensada como uma coleção de polinômios cúbicos que assumem a seguinte representação:

$$p_k(x) = a_k x^3 + b_k x^2 + c_k x + d_k, \text{ sendo que } 1 \leq k \leq N-1 \quad (2)$$

Onde: $p_k(x)$ é definido para $x_k \leq x \leq x_{k+1}$. Todas as condições expressas até aqui podem ser traduzidas, tendo como base a representação da equação 2, nas seguintes condições:

- 1) $p_k(x_k) = y_k, p_k(x_{k+1}) = y_{k+1}$ para $k = 1, N-1$.
- 2) $p_k'(x_{k+1}) = p_{k+1}'(x_{k+1})$ para $k = 1, N-2$.
- 3) $p_k''(x_{k+1}) = p_{k+1}''(x_{k+1})$ para $k = 1, N-2$.

A condição de naturalidade decorre de $p_1''(x_1) = p_{N-1}''(x_N) = 0$. Logo a *spline* cúbica natural para os dados em questão é obtida da equação 3:

$$p_k(x) = \frac{m_{k+1}}{6h_k}(x-x_k)^3 + \frac{m_k}{6h_k}(x_{k+1}-x)^3 + A_k(x-x_k) + B_k(x_{k+1}-x) \quad (3)$$

Onde: $h_k = x_{k+1} - x_k$, $A_k = \frac{1}{h_k}(y_{k+1} - \frac{1}{6}m_{k+1}h_k^2)$ e

$B_k = \frac{1}{h_k}(y_k - \frac{1}{6}m_k h_k^2)$. A outra condição é a de que m deve

satisfazer o conjunto de equações lineares mostrados em 4. Dado $m_1 = m_N = 0$, tem-se:

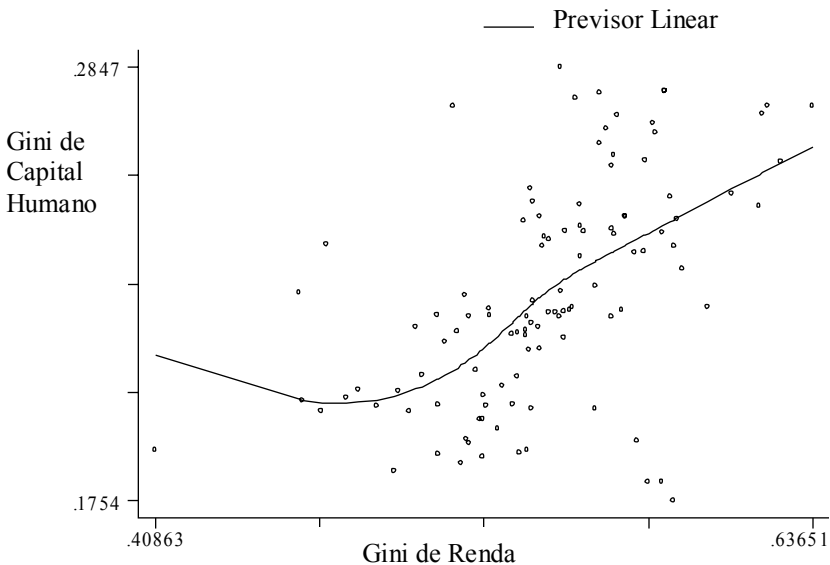
$$h_k m_k + 2(h_k + h_{k+1})m_{k+1} + h_{k+1}m_{k+2} = 6(\mu_{k+1} - \mu_k), \quad (4)$$

tal que $k = 1, N - 2$.

Onde: $\mu_k = \frac{y_{k+1} - y_k}{x_{k+1} - x_k}$.

4.2 Resultados

Os gráficos apresentados neste tópico correspondem às informações estaduais do período 2001 a 2004. O gráfico A.2 (em anexo) mostra uma relação inversa entre o Gini de capital humano e a média de anos de estudos. Este resultado indica que ao longo do período estudado os estados que apresentaram maior média de anos de estudo tiveram os menores indicadores de desigualdade de capital humano o que, em princípio, se coaduna com a intuição e a teoria econômica.



Fonte: Dados da pesquisa.

Gráfico 2: Desigualdade de Capital Humano e de Renda (2001 – 2004)

No gráfico A.3 (em anexo), é mostrada a relação entre desigualdade de capital humano e a renda *per capita* dos estados brasileiros. O previsor linear sugere que existe uma relação inversa entre estas duas variáveis indicando que os estados com maiores rendas *per capita* tendem a apresentar menor desigualdade de capital humano.

No gráfico 2, é mostrada a relação entre as variáveis desigualdade de capital humano e de renda. A variável desigualdade de renda corresponde ao Gini dos estados brasileiros no período de estudo. Tanto teoricamente quanto intuitivamente é de se esperar que estas duas variáveis apresentem uma relação positiva ou direta. Contudo, a *spline* cúbica natural sugere que estas variáveis apresentam uma relação claramente não linear. Vale ressaltar, no entanto, que no trecho onde a relação entre as variáveis é direta o agrupamento dos dados é mais denso que no trecho onde a relação entre as variáveis é inversa.

Este último resultado sugere que as melhorias, no período de estudo, associadas à distribuição de renda e de capital humano não se deram de modo linear entre os estados brasileiros. Em outras palavras, para alguns estados a redução da desigualdade de capital humano pode não ter sido acompanhada por uma redução na desigualdade de renda ou vice-versa.

V DINÂMICA DE ACUMULAÇÃO DE CAPITAL HUMANO INTERGERACIONAL

Este tópico tem como finalidade verificar a dinâmica de acumulação de capital humano tendo como base as informações familiares dos microdados do censo demográfico do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) do ano 2000. A

idéia central é a de avaliar de que modo a acumulação de capital humano difere entre as regiões e os estados brasileiros. A informação relevante a ser analisada é a referente à persistência dos pais, sobretudo no primeiro estrato educacional, sobre o nível educacional dos filhos. Como foi ressaltado, o efeito familiar educacional sobre os filhos depende do efeito externo relacionado com a vizinhança e com choques técnicos. Em outras palavras, em locais onde o prêmio por qualificação for baixo o efeito dos pais será menor comparativamente a lugares onde o trabalho qualificado seja mais valorizado. Esta análise permite também inferir a respeito da armadilha da pobreza associada em grande parte à influência familiar nas decisões de se investir em capital humano.

5.1 Índice de experiência

Como medida do efeito local ou do grau de externalidade familiar sobre o ritmo de acumulação de capital humano dos filhos, foi construído um índice de experiência baseado na idade, anos de estudo e idade inicial de ingresso na escola para cada filho, conforme a expressão mostrada na equação 5.⁸ Este índice terá por base uma matriz de probabilidade que permite a construção de matrizes de transição onde se relaciona os anos de estudo dos pais e dos filhos.

$$\text{Experiência} = \text{Idade} - \text{Anos de Estudo} - 6 \text{ Anos} \quad (5)$$

Quando o valor do índice de experiência, mostrado na equação 5, é muito alto se espera que o indivíduo deixe de acumular capital humano. Foram descartadas as informações de pessoas com índice de experiência inferior a quatro, embora valores abaixo de cinco ou três não produzam resultados significativamente diferentes.

5.2 Matrizes de transição intergeracional e mobilidade de capital humano

⁸ Ver Bichernall (2001).

Em princípio, o que está sendo testado neste tópico é um modelo markoviano de transmissão educacional entre duas gerações.⁹ O modelo empírico pode ser expresso pela seguinte equação:

$$H(t) = \beta_0 + \beta_1 H(t-1) + \varepsilon \quad (6)$$

As crianças pertencem à geração t e seus pais são da geração $t-1$. Logo a equação 6 indica que o nível de escolaridade das crianças ($H(t)$) é função do nível de capital humano de seus pais ($H(t-1)$) e do termo aleatório ε que tem média zero e variância constante ($\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$). O intercepto β_0 captura o crescimento do nível de capital humano entre as gerações e independe do nível de capital humano dos pais. β_1 mensura a relação sistemática entre nível de qualificação dos pais e dos filhos. Vale ressaltar que a equação 6 é auto-regressiva de primeira ordem, logo, a mobilidade pode ser interpretada como um coeficiente de autocorrelação.

O grau de persistência do efeito intergeracional dos pais sobre os filhos é positivamente relacionado com o coeficiente β_1 e negativamente com o tamanho de σ^2 , que por sua vez influencia o termo aleatório. No caso de $\beta_1=1$ e $\sigma^2=0$ o nível de capital humano dos pais e dos filhos só se diferencia um do outro pela constante β_0 , que é o mesmo para todo o par de pai e filho. Neste caso, todas as crianças permanecem na mesma posição na distribuição relativa de capital humano assim como seus pais. Supondo cenário inverso, ou seja, $\beta_1=0$, então o nível de qualificação esperado dos filhos tende a ser igual a β_0 , que corresponde à média de escolaridade de toda a população. Logo, as crianças cujos pais têm escolaridade média abaixo da população se beneficiariam com a redução do efeito dos pais sobre sua trajetória educacional e os que têm pais com escolaridade acima ficariam em situação pior. Este fenômeno é chamado de regressão a média. Em outras palavras, um menor

⁹ Este modelo simples é uma adaptação do apresentado em Peters (1992) referente à mobilidade intergeracional de renda.

β_1 significa uma maior regressão a média e uma maior mobilidade educacional, tanto para cima como para baixo, na sociedade.

Até aqui se pode concluir que os indicadores educacionais brasileiros estão melhorando ao longo dos últimos anos. No estudo de Figueirêdo, Netto Jr. e Pôrto Jr. (2007) foi mostrado um aumento na mobilidade educacional usando os dados da PNAD. Contudo, as informações tinham limitações devido à quantidade expressiva de observações eliminadas. Este trabalho além da análise inter-regional apresentará informações em nível estadual oriundas de uma base de dados cinquenta vezes maior que a da PNAD, os microdados do censo demográfico do IBGE de 2000.

Na tabela 2, é mostrada a dinâmica de acumulação de capital humano para o Brasil. O somatório das linhas horizontais é 100, ou seja, o somatório dos valores percentuais que corresponde à posição dos filhos em cada estrato em relação ao nível educacional paterno.¹⁰ Pais no primeiro estrato educacional têm uma probabilidade de 20,58% de que seus filhos permaneçam neste mesmo nível educacional, isto é, filhos de pais analfabetos têm cerca de um quinto de chance de permanecerem analfabetos e cerca de 62% de atingirem no máximo o nível primário, ou seja, até quatro anos de estudo. Em todos os estratos é mais alta a probabilidade de se atingir níveis educacionais mais elevados e a chance de se fazer o curso superior é proporcional ao nível de estudo dos pais.

Quanto mais elevada a escolaridade dos pais, mais chances de se chegar à universidade. Vale observar a alta persistência, a maior de todas, do pais com nível universitário, isto é, filhos de pais com mais de onze anos de estudo têm uma

¹⁰ O pai, ou mãe, é a pessoa de referência da família de acordo com o censo demográfico. Apenas um dos filhos é considerado na análise. Cerca de 75% das pessoas de referência são do sexo masculino.

probabilidade de quase 100% de terem o mesmo nível educacional de seus progenitores.

Tabela 2 - Brasil: Mobilidade intergeracional – 2000

Estrato educacional dos pais	Estrato educacional dos filhos					
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	Total
[1]	20,58	41,26	23,15	13,07	1,94	100
[2]	6,08	33,72	32,38	24,78	3,05	100
[3]	5,25	17,99	41,43	29,40	5,93	100
[4]	9,62	11,71	30,15	33,09	15,44	100
[5]	0,03	0,05	0,07	0,42	99,44	100

Fonte: Dados da Pesquisa.

A tabela A.1 (em anexo) mostra as matrizes de mobilidade intergeracional para as regiões brasileiras. As regiões Norte e Nordeste são as que apresentam a maior persistência do efeito dos pais nos estratos educacionais mais baixos, reforçando mais ainda as análises feitas nos tópicos anteriores.

As regiões Sudeste e Sul apresentam respectivamente as menores persistências no primeiro estrato educacional sinalizando que os pais residentes nestas regiões têm menor influência no que se refere ao nível educacional dos seus filhos. Os indicadores da região Centro-Oeste estão mais próximos do eixo Sul-Sudeste do que Norte-Nordeste. A persistência do primeiro estrato educacional é de 13,81%.

Na região Nordeste, a probabilidade de um indivíduo não alfabetizado ter filhos na mesma situação é de 24,29%, sendo mais de 43% a probabilidade de um indivíduo que tenha até quatro anos de estudo ter os filhos adultos na mesma situação. Na região Norte, esta mesma probabilidade é ligeiramente mais baixa, 22,93% no primeiro estrato e 42,77% no segundo. Vale observar a diferença da persistência dos pais no último estrato entre as regiões Norte, 90,02%, e Nordeste, 97,22%.

No Sudeste, o efeito dos pais analfabetos é quase metade em relação ao dos residentes no Nordeste, isto é, a probabilidade de que o filho de pais analfabetos sejam iletrados é de 12,51%. A região Sudeste destaca-se na persistência do efeito dos pais no último estrato. Na região Sul, esta mesma probabilidade é um pouco maior (12,63%).

Nas tabelas A.2, A.3 e A.4 (em anexo), são mostradas as matrizes de mobilidade intergeracional dos principais estados de cada região geográfica. O critério para a definição dos estados foi o índice de desigualdade de capital humano. Foram escolhidos os estados com os maiores e menores índices tendo como ano de referência o de 2005. Na Tabela A.4 (em anexo), são mostradas as informações familiares das regiões Norte e Nordeste.

Na região Norte, o estado do Tocantins tem a maior desigualdade de capital humano. Curiosamente, a persistência do primeiro estrato educacional em Tocantins é de 20,42%, enquanto que a do estado Amazonas é de 29,75%. Contudo, a persistência referente ao último estrato educacional em Tocantins é de 22,46%, sendo mais provável que os filhos de pais com curso superior cursem até o nível médio de ensino com probabilidade de 57,97%. No Amazonas, as probabilidades são respectivamente de 59,00% e 30,65%, mais condizentes com o cenário nacional.

Os estados representantes da região Nordeste são Piauí e Pernambuco, respectivamente, o maior e menor Gini educacional. No Piauí, a probabilidade de pais analfabetos terem filhos com até quatro anos de estudo é de 76,86% enquanto que em Pernambuco é de 68,42%. No último estrato educacional, a persistência dos pais com curso superior é bem maior em Pernambuco que no Piauí, respectivamente 91,16% e 52,65%.

Na tabela A.2 (em anexo), são mostradas as informações dos estados das regiões Sudeste e Centro-Oeste. No Sudeste, o Rio de Janeiro e Minas Gerais apresentam o menor e maior Gini

de capital humano, respectivamente. Contudo, a diferença das matrizes de mobilidade destes estados não são expressivas. Minas Gerais apresenta uma persistência maior no primeiro estrato que o Rio de Janeiro, 13,81% e 11,54%. No último estrato, os pais com curso superior têm uma maior probabilidade de terem filhos na mesma situação no Rio de Janeiro que em Minas Gerais, 97,78% e 96,09%.

Na região Centro-Oeste, o Distrito Federal apresenta a menor desigualdade de capital humano e o Mato Grosso do Sul a maior. Vale ressaltar que o Distrito Federal apresenta o menor índice de desigualdade de capital humano se comparado com os demais estados brasileiros. No Mato Grosso do Sul, a probabilidade de um pai analfabeto ter um filho com até quatro anos de estudo é de 58,10%, enquanto que no Distrito Federal é de 34,28%, a mais baixa dentre os estados pesquisados. Vale destacar a baixa persistência dos pais com curso superior no Mato Grosso, 70,44%, enquanto que no Distrito Federal o valor correspondente é de 88,41%.

A Tabela A.3 (em anexo) contém dados relativos ao Rio Grande do Sul e Paraná, que apresentam respectivamente os melhores e piores resultados no tocante à desigualdade de capital humano. No entanto, assim como no Sudeste, a persistência dos pais no primeiro e último estrato educacional não é muito diferente entre estes estados. Contudo, o Rio Grande do Sul apresenta uma menor persistência no primeiro estrato, 12,94% e uma maior no último, 94,93%.

Em linhas gerais, os resultados sugerem que as famílias das regiões historicamente mais desiguais, seja em termos de renda ou em nível educacional, apresentam uma persistência mais alta nos estratos educacionais mais baixos.

VI MOBILIDADE DE RENDA DO BRASIL E REGIÕES

Dos tópicos anteriores concluiu-se que, no Brasil, no período analisado, houve uma melhoria dos indicadores educacionais. Contudo, essa melhoria apresentou um caráter diferenciado regionalmente e não implicou em redução dos diferenciais de desigualdade educacional entre os estados. No tópico anterior, concluiu-se que mobilidade intergeracional educacional apresenta diferenças expressivas entre as diferentes regiões brasileiras. Nos estados e regiões que apresentam os maiores níveis de desigualdade educacional, o efeito dos pais no mais baixo nível de escolaridade é quase o dobro dos estados e regiões mais desenvolvidos.

Neste tópico, serão mostradas matrizes de transição markovianas de renda do Brasil e Regiões no período de 1995 a 2005. O objetivo básico é do averiguar se a melhoria dos indicadores educacionais implicou, necessariamente, em um mais alto grau de mobilidade de renda e de que modo essa dinâmica se diferenciou regionalmente. A idéia central é comparar a dinâmica de mobilidade de renda entre as regiões brasileiras tendo como pano de fundo os diferenciais de desigualdade educacional. Ou seja, nas regiões, que apresentarem os piores indicadores educacionais é de se esperar uma menor mobilidade renda em comparação com as que têm menor desigualdade educacional.

6.1 Metodologia

O objetivo básico dos estudos relacionados à mobilidade econômica é mensurar as variações da distribuição de bem-estar ao longo do tempo, ou seja, comparar a distribuição em dois períodos no tempo. Dentre as várias dimensões associadas ao bem-estar a dimensão renda é a mais utilizada.

As matrizes markovianas dentro deste contexto são um instrumento eficaz na captação da dinâmica de renda através da mensuração do grau de mobilidade econômica. Contudo, a

construção de uma matriz markoviana tradicional requer informações referentes a cada indivíduo repetidas ao longo do tempo. Como é de conhecimento geral, as informações da PNAD, usadas neste estudo, não acompanham os mesmos indivíduos ano a ano. No entanto, dispõe-se de informações percentuais referentes ao número de observações contidas em cada estrato de renda nos anos considerados e é com base em tais dados que se desenvolveram métodos alternativos de construção de matrizes markovianas.¹¹

O método aqui adotado é o mesmo proposto por Aebi, Neusser e Steiner (2001), que tem a capacidade de obter informações dinâmicas a partir de dois vetores temporais. O método assume que a de renda entre dois períodos pode ser obtida a partir de critérios iterativos através da minimização do processo de transição de renda calculado e verdadeiro.¹²

6.1.1 Estimação da matriz de transição a partir de dois pontos no tempo

Aebi, Neusser e Steiner (2001) demonstram a possibilidade de se extrair informações dinâmicas de dados de corte, utilizando-se apenas dois vetores no tempo q_t e q_s com $s > t$. Para tanto, define-se uma função de densidade bidimensional $F = (f_{ij})_{i,j=1,\dots,k}$, onde, f_{ij} denotará a probabilidade do indivíduo estar na classe i no período inicial (t) e migrar para a classe j no período final (s). Sendo assim, a densidade F será o produto de uma distribuição arbitrária π e uma matriz de transição P :

$$F = \text{diagonal}(\pi)P \quad (7)$$

Onde: o operador $\text{diagonal}(\square)$ transforma o vetor $k \times 1$ em uma matriz $k \times k$. Normalmente, a função F não é compatível com as

¹¹ Destaque para os trabalhos de Lee, Judge e Zelter (1977), Adelman et al. (1994) e Golan, Judge e Miller (1996).

¹² Figueirêdo e Ziegelmann (2007) utilizaram este mesmo método para calcular matrizes de transição para o Brasil.

distribuições q_t e q_s . No entanto, propõe-se um ajustamento nesta função de modo a torná-la compatível com as distribuições observadas. Dessa forma, a F -ajustada (F^*) deverá satisfazer as restrições inicial e final, ou seja:

$$q_t = F^* \iota \text{ e } q_s = (F^*)' \iota \quad (8)$$

Onde: ι representa um vetor unitário $k \times 1$. De acordo com Csiszár (1975), o conjunto de densidades bi-dimensionais que satisfazem [8] contém infinitos elementos. No entanto, Aebi (1996) demonstra que caso ι seja um conjunto convexo, a escolha do F^* ótimo poderá ser obtida a partir da minimização da entropia relativa:

$$F^* = \underset{G=g_{ij} \in \zeta}{\operatorname{argmin}} H(G | F) = \underset{G=g_{ij} \in \zeta}{\operatorname{argmin}} \sum_{i,j=1}^k g_{ij} \log \left(\frac{g_{ij}}{f_{ij}} \right) \quad (9)$$

Onde: ζ corresponde ao espaço de densidades bidimensionais e $H(G | F)$ à entropia relativa não-negativa e estritamente convexa de modo a fornecer soluções únicas para o problema de minimização. Tal solução poderá ser computada a partir de critérios iterativos como *iterative proportional fitting procedure* (IPFP). A matriz de transição resultante desse processo pode ser expressa por:

$$P^* = \bar{\Phi}_s^{-1} P \Phi_s \text{ com,} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \bar{\Phi}_s &= \operatorname{diagonal}(\tilde{\phi}_{1,s}, \dots, \tilde{\phi}_{k,s}) = \\ &= \operatorname{diagonal} \left(\sum_{j=1}^k p_{1,j} \phi_{j,s}, \dots, \sum_{j=1}^k p_{k,j} \phi_{j,s} \right) \\ \Phi_s &= \operatorname{diagonal}(\phi_{1,s}, \dots, \phi_{k,s}) \end{aligned}$$

Onde: ϕ 's correspondem aos multiplicadores de Schrödinger¹³. Note que os multiplicadores ajustaram a matriz P de modo a torná-la compatível com as restrições (8).

¹³ Para detalhes ver também Aebi e Nagasawa (1992).

Vale ressaltar que a estimação do processo de transição F necessita de especificações a priori para ϕ e P . A partir de então é iniciado o processo de otimização utilizando o *IPFP*, deste modo, gerando as matrizes F^{adj} e P^{adj} .

A suposição subjacente à construção da matriz P é baseada na premissa de que o indivíduo poderá mover-se de um estrato para outro a cada ano. Logo, um indivíduo que pertença ao terceiro quintil, por exemplo, só poderá transitar para o quintil imediatamente inferior ou superior no ano seguinte.

6.1.2 Índices de mobilidade de renda

A partir da construção das matrizes de transição de probabilidade, pode-se obter diferentes índices de mobilidade que capturam aspectos dinâmicos da distribuição de renda em valores específicos.¹⁴ A base da análise, que se refere à mobilidade de renda, está relacionada com os valores indicados na diagonal da matriz de transição que são, na verdade, medidas de persistência. Tais valores indicam a probabilidade de se manter na mesma posição ao longo do tempo, ou seja, no caso estudado aqui, no mesmo quintil de renda.

Tabela 3: Índices de Mobilidade

Índices	
μ_T	$\frac{n - \sum_j \lambda_j}{n - 1}$
μ_D	$1 - \lambda_2 $
μ_L	$1 - \left \prod_j \lambda_j \right ^{\frac{1}{n-1}}$

Fonte: Geweke, Marshall e Zarkin (1986) e Shorrocks, (1978).

¹⁴ Para um discussão detalhada a respeito dos índices de mobilidade ver Shorrocks (1978).

As medidas de mobilidade podem ser interpretadas como a diferença entre matriz observada e a matriz limite de um processo markoviano. A matriz limite tem todas as linhas com probabilidades iguais e uma distribuição invariante na qual todos tem as mesmas oportunidades, dado que as probabilidades de transição são as mesmas e não dependem da posição inicial. As medidas informam o quão perto se está da posição atual na distribuição de renda em relação à situação onde se tem perfeita igualdade. Os índices de mobilidade são baseados na decomposição da matriz em seus autovalores (λ), como mostrado na tabela 3.

O índice μ_T é baseado no traço da matriz de transição que é a soma de todos os autovalores. Quando o traço é igual a um, todos os autovalores são iguais a zero (exceto o primeiro) e μ_T é igual a um, o que sugere a existência de oportunidades iguais, ou imobilidade total. Quando a matriz de transição é uma matriz identidade, o índice é zero, mostrando a existência de persistência perfeita, ou imobilidade perfeita. O índice μ_D é decorrente da possibilidade de que todos os autovalores sejam iguais a um, como no caso de perfeita imobilidade, e também o caso onde dois autovalores sejam iguais, o que representa a situação de perfeita mobilidade. O índice μ_L é baseado no módulo do segundo maior autovalor. Devido à estrutura da matriz de transição, o maior módulo é sempre igual a um e o segundo determina os aspectos de convergência assintótica. Se o segundo autovalor for zero, o índice representa a possibilidade de uma mais alta mobilidade. Se o segundo autovalor for um, se está diante de uma situação de perfeita imobilidade. Em geral se μ é igual a zero, a matriz de transição markoviana é identidade e indica a inexistência de mobilidade. Se μ for igual a um, existe, então, perfeita mobilidade.

6.2 Resultados

A variável de renda usada na estimação das matrizes de transição é oriunda da PNAD de 1995 e 2005. A variável

utilizada foi *renda pessoal de todas as fontes* tendo como base o mês de setembro dos anos em questão. Foram eliminadas todas as observações de indivíduos com renda zero ou não declaradas. O deflacionamento seguiu os procedimentos sugeridos por Corseuil e Foguel (2002), tendo como período base setembro de 1995. Análise de transição de renda foi efetuada a partir de dois vetores temporais dos anos de 1995 e 2005. As informações nas quais se fundamenta o processo de estimação são sumarizadas nos vetores de proporção de indivíduos por estrato de renda. Os quintis ($k=5$) têm como base o ano de 1995.

Inicialmente, tendo como base as informações da tabela 4, pode-se concluir que os residentes na região Centro-Oeste apresentaram uma maior mobilidade de renda, em dois dos três índices, se comparado com as demais regiões. A região Sudeste vem em seguida, apresentando, também, uma maior mobilidade de renda em dois dos três índices calculados. A região Nordeste foi a que apresentou a menor mobilidade de renda dentre as regiões analisadas, inclusive em relação a média nacional no tocante aos indicadores μ_T e μ_D .

Tabela 4 – Índice de mobilidade de renda – 1995/2005

	μ_T	μ_D	μ_L
Brasil	0,6912	0,2810	0,6398
Nordeste	0,6655	0,1090	0,6639
Sudeste	0,7313	0,3742	0,6515
Centro-Oeste	0,7326	0,3814	0,6511
Sul	0,7272	0,3911	0,6502

Fonte: Dados da Pesquisa.

As tabelas A.5, A.6, A.7, A.8 e A.9 (em anexo) mostram as respectivas matrizes de transição markovianas, base dos índices de mobilidade calculados. Algumas informações das citadas tabelas reforçam o caráter de desigualdade regional no Brasil.

A diagonal principal da matriz de mobilidade de renda do Brasil apresenta as maiores probabilidades se comparado com os demais estratos, ou seja, considerando o Brasil como um todo existe mais chances do indivíduo permanecer no mesmo estrato de renda que mudar de quintil. Contudo, para os indivíduos do segundo e terceiro quintis, tem-se uma probabilidade maior de subirem que de descerem de estrato.

Os indivíduos do primeiro estrato são os que apresentam a maior persistência quanto à permanência no mesmo quintil, ou seja, 63,48% da população que estavam no primeiro quintil, em 1995, continuaram no mesmo, em 2005. Para os indivíduos do último estrato de renda, o percentual de permanência no mesmo quintil é de 53,81%, sendo de 28,85 de cair para o quarto quintil de renda.

Considerando as matrizes regionais, nota-se que na região Nordeste quase 90% dos indivíduos que estavam no primeiro quintil, em 1995, permaneceram neste em 2005. Contudo, apenas 9,74% das pessoas que estavam no segundo estrato de renda continuaram neste em 2005, sendo que se deslocaram em sua maior parte para o terceiro estrato, 49,51%. Estas informações reforçam mais ainda o caráter mais acentuado da armadilha de pobreza já constatado nas matrizes de mobilidade intergeracional educacional. Os indivíduos da região Sudeste apresentam a maior probabilidade de permanecerem no segundo estrato de renda, 50,40%, sendo de 28,79% a probabilidade de mudarem para o terceiro quintil.

As informações das matrizes das regiões Sudeste e Sul são as que apresentam as menores probabilidades de permanência de indivíduos no primeiro quintil de renda no período de 1995 a 2005, respectivamente, 39,84% e 39,20%. Nas regiões Nordeste e Centro-Oeste, os indivíduos no terceiro estrato de renda são os que apresentam a maior persistência a permanecerem nestes, sendo de 47,74% para os nordestinos e 42,92% para os residentes no Centro-Oeste.

No tocante à permanência do quarto estrato de renda, os nordestinos têm o primeiro posto, 34,03%. Contudo, estes apresentam uma probabilidade maior de descerem de quintil, 41,95%, que subirem para o mais alto, 20,48%, característica essa comum a todas as matrizes de transição de renda aqui apresentadas.

VII CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste artigo é analisar as relações entre a desigualdade de renda, distribuição capital humano e mobilidade intergeracional educacional e intrageracional de renda. Em linhas gerais, houve uma melhoria dos indicadores educacionais no Brasil no período em estudo. Foi verificado que a desigualdade de capital humano se reduziu em quase todos os estados brasileiros, indicando que o nível de escolaridade da população se tornou menos disperso em relação à média. Esta redução da desigualdade foi caracterizada, principalmente, por uma diminuição da frequência relativa de indivíduos no primeiro e segundo estratos educacionais, contrabalançado por um aumento do último e notadamente do quarto estrato. Em outras palavras, a redução do número de analfabetos e o aumento de pessoas com o ensino médio e superior caracterizam a redução da desigualdade educacional no Brasil.

No entanto, considerando os dados de desigualdade de capital humano estaduais, verificou-se um ligeiro aumento da dispersão entre os estados considerando os extremos, 1986 e 2005, desconsiderando os estados do Norte. A maior parte dos estados nordestinos aumentou sua distância em relação à média nacional enquanto que, dos cinco principais estados melhores ranqueados quanto à desigualdade de capital humano, três se distanciaram da média nacional.

Da análise semi-paramétrica, concluiu-se que existe uma relação inversa não linear entre desigualdade de capital humano,

média de anos de estudo e relação entre o quinto e primeiro estrato educacional. A análise concluiu que existe uma relação direta e não-linear entre desigualdade educacional e de renda, mas esta não se mostra homogênea em todos os períodos de análise. A conclusão é de que ao longo dos períodos 1997-99 e 2001-05 houve uma redução da desigualdade de renda associada à queda na desigualdade de capital humano.

Do tópico três constatou-se que o ritmo de acumulação de capital humano, mensurado através das matrizes de transição educacionais intergeracionais, varia significativamente dependendo da região de análise. Na região Nordeste, a persistência dos pais analfabetos é maior que se comparada às demais regiões. Em linhas gerais, quanto maior o índice de desigualdade de capital humano maior a persistência dos pais menos qualificados sobre os filhos, o que se coaduna com a análise teórica feita. Quanto à mobilidade intrageracional de renda, ela é diferenciada regionalmente, sendo o Nordeste a região com o mais baixo índice de mobilidade e as regiões Centro-Oeste e Sudeste as que apresentaram os maiores. As matrizes de mobilidade indicam que a maior persistência a permanecer no primeiro no quintil mais baixo de renda, ou seja, a maior probabilidade de permanecer no primeiro quintil é da região Nordeste, enquanto que as regiões Sul e Sudeste apresentam a menores probabilidades.

REFERÊNCIAS

ADELMAN, I.; MORLEY, S.; SCHENZER, C.; WARNING, M. Estimating income mobility from census data. *Journal of Policy Modeling*. v.16, 1994.

AEBI, R.; NAGASAWA, M. Large derivations and propagation of chaos for Schrödinger processes. *Probability Theory and Related Fields*, v. 94, 1992.

AEBI, R.; NEUSSER, K.; STEINER, P. Improving models of income dynamics using cross-section information. University of Berne: Working paper, 2001

BAGOLIN, I. P.; PÔRTO JÚNIOR, S. S. A desigualdade da distribuição da educação e crescimento no Brasil: índice de Gini e anos de escolaridade. Estudos do Cepe, Santa Cruz do Sul - RS, v. 18, 2003

BARROS, R. P. Regional disparities in education within Brazil: the role of quality of education. Texto para discussão, IPEA, 1993.

BARROS, R. P. de; MENDONÇA, R. Os determinantes da desigualdade no Brasil. Texto para discussão 377, IPEA, 1995.

BARROS, R. P. de; CAMARGO, J. M.; MENDONÇA, R. A estrutura do desemprego no Brasil. Texto para discussão, IPEA, 1997.

BIGGERI, A.; BACCINI, M.; ACCETTA, G.; LAGAZIO, C.; SCHWARTZ, J. Estimates of the short term effects of air pollution in Italy using alternative modelling techniques. Università degli Studi di Firenze. Working Paper 2003/06.

BARRO, R. J. Inequality, growth and investment. NBER Working Paper n. 7038, 1999.

BIRCHENALL, Javier A. Income distribution, human capital and economic growth in Colômbia. Journal of Development Economics, v. 66, 2001.

BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F.; LEITE, P. Beyond Oxaca-Blinder: accounting for differences in household income distributions across countries. Delta Working Paper 2002-04, 2002.

CASTELLÓ, A.; DOMENÉCH, R. Human Capital Inequality and economic growth: some new evidence. The Economic Journal. V. 112, 2002.

CHECCHI, D.; ICHINO, A.; RUSTICHINI, A. More equal but less mobile? education financing and intergenerational mobility in Italy and in the US. *Journal of Public Economic*, v. 74, 1999.

CORSEUIL, C.; FOGUEL, M. Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE. *Mercado de Trabalho-Conjuntura e Análise*, v. 1, 2002.

CSISZÁR, I. (1975). I-Divergence geometry of probability distributions and minimization problems. *The Annals of Probability*, 3:146-158, 1975.

DEININGER, K.; SQUIRE, L. New ways of looking at old issues: inequality and growth. *Journal of Development Economics*, vol. 57, no. 2, 1998.

DUARTE, A. J. M.; FERREIRA, P. C.; SALVATO, M. Regional or educational disparities? A counterfactual exercise. *Ensaio Econômicos*, EPGE, n. 352, 2004.

FIGUEIRÊDO, E. A., ZIEGELMANN, F. The dynamics of the Brazilian income. PPGE/UFRGS, 2007.

FIGUEIRÊDO, E. A. de; SILVA NETTO JUNIOR, J. L. da; PÔRTO JUNIOR, S. da S. Distribuição, mobilidade e polarização de renda no Brasil: 1987 a 2003. *Revista Brasileira de Economia*, v. 61, n. 1, 2007.

GALOR, O.; TSIDDON, D. Technological progress, mobility and economic growth. *The American Economic Review*, v. 87, 1997.

GALOR, O.; ZEIRA, J. Income distribution and macroeconomics. *Review of Economics Studies*, v. 60, 1993.

GEWEKE, J.; MARSHALL, R.; ZARKIN, G. Mobility indices in continuous time markov chains. *Econometrica*, v. 54, 1986.

GLOMM, G.; RAVIKUMAR, B. Public versus private investment in human capital: endogenous growth and income inequality. *Journal of Political Economy*, v. 100, n. 4, 1992.

GOLAN, A.; JUDGE, G.; MILLER, D. Maximum entropy econometrics. Chichester: John Wiley & Sons, 1996.

GROSSMANN, V. Risky human capital investment, income distribution, and macroeconomic dynamics. *Journal of Macroeconomics* (2007), doi:10.1016/j.jmacro.2007.01.004

KLENOW, P.; RODRIGUEZ-CLARE, A. The neoclassical revival in growth economics: has it gone too far? Em: BERNANKE, B. S.; ROTEMBERG, J. J. (eds.) *NBER Macroeconomics Annual*, 1997.

KUZNETS, S. Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review*, v. 45, 1-28, 1955.

LEE, T.; JUDGE, G.; ZELNER, A. Estimating the parameters of the Markov probability model from aggregate time series data. New York: North-Holland, 1977.

LI, H.; SQUIRE, L.; ZOU, H. Explaining international and intertemporal variations in income inequality. *Economic Journal*, v. 108. 1998.

MANKIW, N.; ROMER, D; WEIL, D. A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 108, 1992.

MCKINLEY, S.; LEVINE, M. Cubic spline interpolation. Disponível em:
<<http://online.redwoods.cc.ca.us/instruct/darnold/laproy/Fall98/SkyMeg/Proj.PDF>> Acesso em 10 jan. 2008

O'NEIL, D. Education and income growth: implications for cross-country inequality. *Journal of Political Economy*. v. 103, n. 3, 1995.

PEROTTI, R. Growth, income distribution and democracy: what the data say. *Journal of Economic Growth*. v.1, n. 2, 1996.

PETERS, E. H. Patterns of intergeracional mobility in income and earnings. *The Review of Economics and Statistics*. v. 74, n. 3, 1992.

SAINT-PAUL, G., VERDIER, T. Education, democracy and growth. *Journal of Development Economics*, Elsevier, v.. 42(2), 1993.

SHORROCKS, A. The measurement of mobility. *Econometrica*, v. 46, 1978.

WAHBA, G. Spline models for observational data. Philadelphia: Society for Industrial and Applied Mathematics, 1990.

Anexos

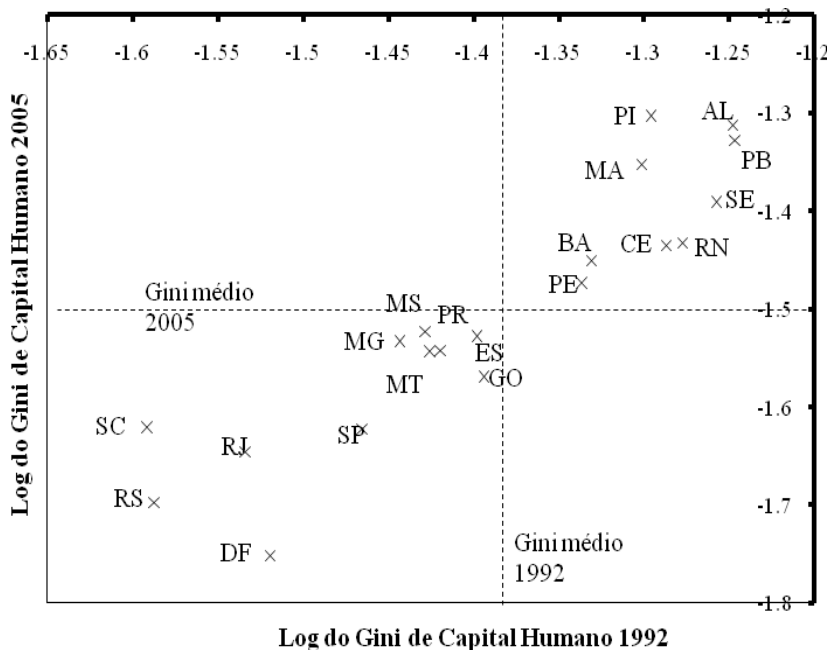


Gráfico A.1: Convergência da Distribuição de Capital Humano

Fonte: Dados da Pesquisa.

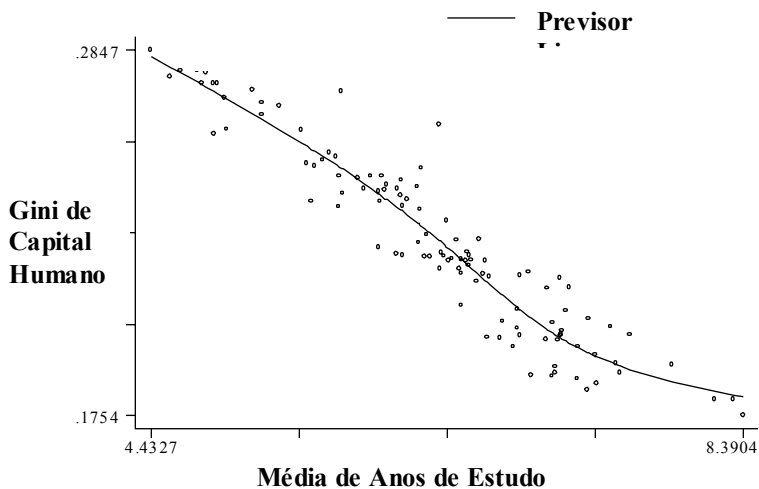
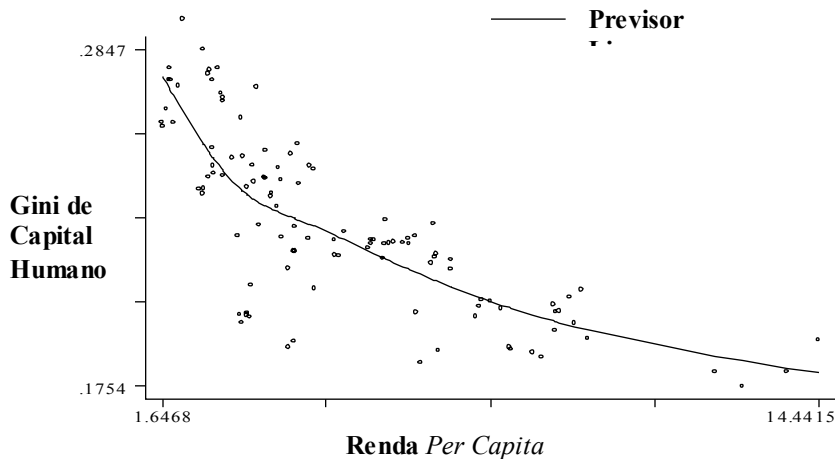


Gráfico A.2: Desigualdade de Capital Humano e Média de Anos de Estudo 2001-2004



Fonte: Dados da Pesquisa

Gráfico A.3: Desigualdade de Capital Humano e Renda Per Capita – 2001-2004

Tabela A.1 - Mobilidade Intergeracional por Regiões – 2000

Norte							
		Estrato educacional dos filhos					
		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	Total
Estrato Educacional dos Pais	[1]	22,93	46,71	21,72	8,21	0,43	100
	[2]	10,13	42,77	29,66	16,00	1,43	100
	[3]	8,20	32,81	34,19	22,04	2,76	100
	[4]	6,39	23,14	30,13	33,21	7,13	100
	[5]	0,47	0,84	1,21	7,46	90,02	100
Nordeste							
		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	Total
Estrato Educacional dos Pais	[1]	24,29	48,24	19,43	7,57	0,47	100
	[2]	10,28	43,43	27,21	17,05	2,02	100
	[3]	7,24	28,68	34,12	25,79	4,18	100
	[4]	6,23	17,62	26,42	37,30	12,42	100
	[5]	0,13	0,23	0,34	2,08	97,22	100
Sudeste							
		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	Total
Estrato Educacional dos Pais	[1]	12,51	41,54	29,37	14,66	1,91	100
	[2]	5,31	25,03	33,53	29,03	7,09	100
	[3]	5,66	14,75	34,30	34,79	10,50	100
	[4]	5,31	9,53	20,68	40,57	23,91	100
	[5]	0,03	0,05	0,08	0,47	99,37	100
Sul							
		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	Total
Estrato Educacional dos Pais	[1]	12,63	40,37	31,42	13,80	1,79	100
	[2]	5,87	27,47	37,08	23,91	5,67	100
	[3]	5,82	19,72	37,89	28,18	8,39	100
	[4]	5,39	13,21	26,72	36,19	18,49	100
	[5]	0,08	0,14	0,20	1,26	98,32	100
Centro-Oeste							
		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	Total
Estrato Educacional dos Pais	[1]	13,81	40,31	31,31	13,10	1,47	100
	[2]	7,26	31,09	36,74	21,17	3,73	100
	[3]	7,08	23,78	38,33	25,15	5,66	100
	[4]	6,65	16,68	30,49	33,63	12,55	100
	[5]	0,18	0,33	0,48	2,92	96,09	100

Tabela A.2 – Regiões SE e CO: Mobilidade Intergeracional segundo os Estados 2000

Minas Gerais							
Estrato Educacional dos Filhos							
		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	Total
Estrato Educacional dos Pais	[1]	13,81	40,31	31,31	13,1	1,47	100
	[2]	7,26	31,09	36,74	21,17	3,73	100
	[3]	7,08	23,78	38,33	25,15	5,66	100
	[4]	6,65	16,68	30,49	33,63	12,55	100
	[5]	0,18	0,33	0,48	2,92	96,09	100
Rio de Janeiro							
Estrato Educacional dos Filhos							
		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	Total
Estrato Educacional dos Pais	[1]	11,54	38,71	32,16	15,55	2,04	100
	[2]	4,88	25,93	35,05	27,69	6,46	100
	[3]	4,49	18,30	36,22	32,00	9,00	100
	[4]	4,33	10,83	23,29	39,66	21,89	100
	[5]	0,10	0,19	0,27	1,66	97,78	100
Mato Grosso do Sul							
Estrato Educacional dos Filhos							
		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	Total
Estrato Educacional dos Pais	[1]	14,58	43,52	29,77	10,34	1,78	100
	[2]	6,38	32,44	38,01	18,16	4,99	100
	[3]	5,02	23,65	41,52	22,62	7,18	100
	[4]	6,34	14,84	30,53	31,45	16,85	100
	[5]	1,38	2,49	3,59	22,10	70,44	100
Distrito Federal							
Estrato Educacional dos Filhos							
		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	Total
Estrato Educacional dos Pais	[1]	9,09	25,19	38,24	25,24	2,24	100
	[2]	4,19	17,44	36,01	35,38	6,98	100
	[3]	4,13	12,88	37,58	35,76	9,64	100
	[4]	4,47	7,07	25,64	40,89	21,93	100
	[5]	0,54	0,98	1,41	8,67	88,41	100

Tabela A.3 – Região Sul: Mobilidade Intergeracional segundo os Estados – 2000

Paraná							
Estrato Educacional dos Filhos							
		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	Total
Estrato Educacional dos Pais	[1]	13,19	42,10	28,06	15,14	1,52	100
	[2]	6,32	28,82	32,68	26,58	5,60	100
	[3]	6,61	17,64	34,13	32,41	9,20	100
	[4]	6,15	10,85	20,66	41,69	20,65	100
	[5]	0,33	0,59	0,85	5,20	93,04	100
Rio Grande do Sul							
Estrato Educacional dos Filhos							
		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	Total
Estrato Educacional dos Pais	[1]	12,94	38,51	36,86	10,16	1,53	100
	[2]	4,77	23,26	42,79	23,00	6,19	100
	[3]	4,38	16,02	42,47	27,36	9,77	100
	[4]	3,89	7,20	27,43	37,66	23,82	100
	[5]	0,24	0,43	0,62	3,79	94,93	100

Tabela A.4 – Regiões Norte e Nordeste: Mobilidade Intergeracional segundo os Estados – 2000

Tocantins							
Estrato Educacional dos Filhos							
		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	Total
Estrato Educacional dos Pais	[1]	20,42	47,06	21,87	10,33	0,33	100
	[2]	9,82	40,26	30,89	17,76	1,27	100
	[3]	10,25	32,65	33,57	21,14	2,39	100
	[4]	9,83	21,24	28,05	34,07	6,81	100
	[5]	3,62	6,52	9,42	57,97	22,46	100
Amazonas							
Estrato Educacional dos Filhos							
		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	Total
Estrato Educacional dos Pais	[1]	29,75	40,63	20,56	8,56	0,50	100
	[2]	10,93	39,94	30,60	17,02	1,51	100
	[3]	7,84	30,43	36,06	23,00	2,66	100
	[4]	5,72	20,09	30,17	35,85	8,16	100
	[5]	1,92	3,45	4,98	30,65	59,00	100
Piauí							
Estrato Educacional dos Filhos							
		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	Total
Estrato Educacional dos Pais	[1]	25,92	50,94	17,02	5,58	0,55	100
	[2]	11,01	50,53	24,34	12,31	1,81	100
	[3]	7,15	35,24	31,74	21,84	4,03	100
	[4]	6,54	22,70	27,23	32,83	10,69	100
	[5]	2,21	3,98	5,75	35,40	52,65	100
Pernambuco							
Estrato Educacional dos Filhos							
		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	Total
Estrato Educacional dos Pais	[1]	22,82	45,60	21,79	9,07	0,71	100
	[2]	9,73	39,94	28,37	19,08	2,89	100
	[3]	6,65	26,99	33,98	27,22	5,16	100
	[4]	6,15	16,93	25,36	36,89	14,66	100
	[5]	0,41	0,74	1,07	6,61	91,16	100

Tabela A.5 – Brasil: Matriz de transição markoviana - 1995 – 2005

		Quintis de 2005					Total
		[0,2]	[0,4]	[0,6]	[0,8]	[1,0]	
Quintis de 1995	[0,2]	63,48	35,37	0,81	0,23	0,11	100
	[0,4]	17,51	40,85	28,97	12,33	0,35	100
	[0,6]	4,25	26,07	32,16	27,92	9,59	100
	[0,8]	0,15	17,54	30,40	33,22	18,69	100
	[1,0]	0,20	0,58	16,56	28,85	53,81	100

Tabela A.6 – Região Nordeste: Matriz de transição markoviana - 1995 - 2005

		Quintis de 2005					Total
		[0,2]	[0,4]	[0,6]	[0,8]	[1,0]	
Quintis de 1995	[0,2]	89,70	8,46	1,39	0,29	0,15	100
	[0,4]	24,64	9,74	49,51	15,64	0,47	100
	[0,6]	5,18	5,38	47,54	30,64	11,26	100
	[0,8]	0,17	3,38	41,95	34,03	20,48	100
	[1,0]	0,21	0,10	20,46	26,45	52,78	100

Tabela A.7 – Região Sudeste: Matriz de transição markoviana - 1995 - 2005

		Quintis de 2005					Total
		[0,2]	[0,4]	[0,6]	[0,8]	[1,0]	
Quintis de 1995	[0,2]	39,84	58,61	1,08	0,31	0,15	100
	[0,4]	8,18	50,40	28,79	12,27	0,36	100
	[0,6]	1,91	30,99	30,78	26,75	9,56	100
	[0,8]	0,07	20,75	28,96	31,69	18,54	100
	[1,0]	0,09	0,70	16,19	28,24	54,78	100

Tabela A.8 – Região Centro-Oeste: Matriz de transição markoviana - 1995 - 2005

		Quintis de 2005					Total
		[0,2]	[0,4]	[0,6]	[0,8]	[1,0]	
Quintis de 1995	[0,2]	46,62	50,69	2,06	0,39	0,24	100
	[0,4]	7,71	35,11	44,23	12,50	0,46	100
	[0,6]	1,64	19,59	42,92	24,75	11,11	100
	[0,8]	0,06	12,56	38,68	28,07	20,64	100
	[1,0]	0,07	0,39	20,01	23,14	56,40	100

Tabela A.9 – Região Sul: Matriz de transição markoviana - 1995 - 2005

		Quintis de 2005					Total
		[0,2]	[0,4]	[0,6]	[0,8]	[1,0]	
Quintis de 1995	[0,2]	39,20	58,77	1,40	0,41	0,22	100
	[0,4]	7,14	44,85	32,99	14,55	0,46	100
	[0,6]	1,54	25,40	32,49	29,24	11,33	100
	[0,8]	0,05	16,32	29,33	33,22	21,08	100
	[1,0]	0,07	0,51	15,05	27,18	57,19	100