

# Mobilidade Intergeracional de Renda no Brasil

Valéria Pero  
IE/UFRJ  
vpero@terra.com.br

Dimitri Szerman  
IE/UFRJ  
dimitrijoe@yahoo.com.br

## Resumo

Este artigo utiliza metodologias alternativas para estimar o grau de mobilidade intergeracional de renda no Brasil. Aplicando o estimador de variáveis instrumentais em duas amostras proposto por Björklund e Jäntti (1997), verificamos que a persistência intergeracional da renda familiar per capita é maior do que a de outros conceitos de renda. Além disso, todas as medidas baseadas em matrizes de transição apontam o Brasil como o país com menor mobilidade intergeracional, em comparação com países desenvolvidos. Por fim, nossos resultados baseados na metodologia de Benabou e Ok (2001) indicam que a estrutura de mobilidade do Brasil reduz o Gini em 20 pontos percentuais, o que equivale a dizer que a desigualdade de oportunidades é responsável por algo em torno de 65% da desigualdade observada.

Palavras-chave: Mobilidade intergeracional, Mobilidade de renda, Desigualdade de oportunidades, Matriz de transição, Variáveis instrumentais.

## Abstract

This article adopt alternative methodologies to estimate the degree of intergenerational income mobility in Brazil. We apply the two sample instrumental variables used by Björklund e Jäntti (1997) and show that intergenerational persistence of family per capita income is greater than that of other income concepts. Moreover, all the measures based on transition matrices support previous findings on the less degree of intergenerational mobility compared to other developed countries. Finally, results based on Benabou e Ok (2001) indicate that the mobility structure in Brazil reduce the Gini coefficient in 20 percentage points, wich means that inequality of opportunities accounts for nearly 65% of observed inequality.

Key-Words: Intergerational mobility, Income mobility, Inequality of opportunities, Transition matrix, Instrumental variables.

Área Anpec: 11 – Economia Social e Demografia Econômica  
JEL: J62

## Introdução

Vários estudos têm mostrado que a desigualdade de renda do Brasil é uma das maiores do mundo e tem se mantido estável ao longo dos últimos 30 anos. Uma fonte potencial de desigualdade é a transmissão intergeracional de renda: se filhos de pais ricos tendem a ser igualmente ricos e, simetricamente, filhos de pais pobres tendem a ser pobres, então pode-se dizer que a desigualdade é transmitida através das gerações. Em outras palavras, o grau de persistência de status econômico entre gerações é diretamente relacionado com o grau de persistência da desigualdade ao longo do tempo.

Além de estar relacionada com a desigualdade de resultados, a transmissão intergeracional de status econômico é identificada com a parte da desigualdade relativa às oportunidades. Existe um consenso na literatura econômica de que este tipo de desigualdade - a de oportunidades - é pior, sob a perspectiva da justiça social, do que a de resultados. Assim, políticas redistributivas apropriadas são justificadas por evidências de baixa mobilidade intergeracional.

É atribuída a Becker e Tomes (1979) a primeira análise teórica sobre as relações entre mobilidade intergeracional e desigualdade de renda. Desde então, os economistas têm se esforçado em compreender os mecanismos de transmissão intergeracional de status econômico. Os modelos teóricos enfatizam o papel do altruísmo das famílias em investir no capital humano das suas gerações futuras; do retorno ao capital humano; da transmissão de características inatas ou adquiridas ao longo da vida; e da “sorte” dos indivíduos no mercado de trabalho.

Não obstante os avanços da teoria em entender os mecanismos pelos quais o status econômico é transmitido entre gerações, alguns autores, como Goldberger (1989) e Bowles e Gintis (2002), argumentam que seu poder de predição não difere muito do modelo galtoniano de transmissão de características genéticas. De fato, a forma pela qual a persistência de status econômico é estimada pelos economistas continua essencialmente a mesma que Francis Galton utilizou para analisar a transmissão de características inatas. Além disso, muitas das contribuições para o tema decorreram de avanços nas técnicas estatísticas e de mensuração, dentre as quais se destacam as de Solon (1992) e Zimmerman (1992), que revelaram graus de mobilidade intergeracional nos EUA bastante distintos do que se verificava outrora. Isto talvez explique porque uma grande parte da literatura vem se dedicando à análise empírica do grau de mobilidade intergeracional de status econômico.

Considerando a importância da mobilidade intergeracional de renda para a determinação dos diferentes tipos de desigualdade, é surpreendente o número reduzido de estudos que têm se dedicado a analisar o tema no Brasil. Parte da literatura que estuda as fontes de desigualdade tem focado no papel do *background* familiar na determinação de salários (Lam e Schoeni (1993)), ou na mobilidade intergeracional de educação (Ferreira e Veloso (2003a) e Barros (2001)) e de ocupação (Valle e Pastore (2000), Pero (2001)). De uma maneira geral, a conclusão destes trabalhos é a de que há significativa transmissão de status entre as gerações, o que contribui para a persistência das desigualdades.

Os únicos trabalhos que tratam especificamente da mobilidade intergeracional de renda no Brasil são os de Ferreira e Veloso (2004) e de Andrade et al. (2003). Em Ferreira e Veloso (2004), os autores mostram que o grau de mobilidade intergeracional de salários é baixo no Brasil, e que tem variado ao longo do tempo, diminuindo para coortes mais jovens. Em Andrade et al. (2003), é corroborada a hipótese de que restrições ao crédito constituem um fator gerador de transmissão intergeracional no Brasil, ao contrário das evidências de outros países como o Canadá.

O presente artigo tem como objetivo principal estimar o grau de mobilidade intergeracional de renda no Brasil utilizando metodologias alternativas e comparando-o com estimativas

de outros países. Para tanto, adotamos duas abordagens utilizando os dados do suplemento de mobilidade social da Pesquisa Nacional de Amostra Domiciliares (PNAD) de 1996. Primeiro, estimamos o grau de persistência de status econômico para diferentes conceitos de renda e de amostras através da método de variáveis instrumentais em duas amostras aplicado por Björklund e Jäntti (1997). Em seguida, utilizamos matrizes de transição quantílicas para estimar medidas alternativas de mobilidade. Em particular, aplicamos as metodologias propostas por Atkinson (1983) para avaliação da mobilidade segundo seus efeitos sobre o bem-estar social; de Benabou e Ok (2001) para avaliar a progressividade da estrutura de mobilidade no Brasil; e de Bigard, Guillotin e Lucifora (1998) para a identificação das barreiras à mobilidade de renda.

O artigo apresenta evidências empíricas de que a persistência intergeracional da renda familiar per capita é maior do que a de outros conceitos de renda. Além disso, não encontramos evidência de que as correlações entre pais e filhos sejam diferentes das entre pais e filhas. Todas as medidas baseadas em matrizes de transição apontam o Brasil como o país com menor mobilidade intergeracional, em comparação com países desenvolvidos para os quais encontramos dados disponíveis na literatura, reforçando os resultados já encontrados por Ferreira e Veloso (2004). A análise de progressividade revela que a estrutura de mobilidade do Brasil reduz o Gini em 20 pontos percentuais, o que equivale a dizer que a desigualdade de oportunidades é responsável por algo em torno de 65% da desigualdade observada. Essa estimativa é bem superior à encontrada pela metodologia de Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2003) que mostram uma contribuição de 15-20% da desigualdade de oportunidades para o Gini.

Assim sendo, esse artigo está estruturado da seguinte forma. Na próxima seção apresentamos a descrição da base de dados e das variáveis de análise. A seção 2 descreve a metodologia para estimação da persistência de status econômico utilizando o método de variáveis instrumentais de duas amostras e analisa os resultados. A seção 3 refere-se à análise da mobilidade a partir das matrizes de transição. Para tanto, apresentamos inicialmente as diferentes metodologias e, em seguida, as análises dos resultados. A última seção apresenta a conclusão.

## 1 Dados e definições de variáveis

A Pesquisa Nacional de Amostras Domiciliares (PNAD) tem sido realizada anualmente pelo IBGE desde 1973. Apesar da PNAD não possuir uma estrutura em painel, geralmente essencial para análises sistemáticas de mobilidade, as pesquisas de 1973, 1976, 1982, 1988 e 1996 continham um suplemento sobre mobilidade social que trazia questões retrospectivas sobre a educação e a ocupação dos pais dos respondentes.

A PNAD possui vantagens e desvantagens em comparação a bases de dados de outros países. A coleta de dados da renda mensal, ao invés da anual, constitui a maior desvantagem para estudos que, como este, desejam trabalhar com medidas o menos voláteis possível. Por outro lado, a qualidade dos dados de educação e ocupação, bem como o tamanho das amostras e a representatividade nacional da pesquisa constituem vantagens em relação às bases de dados em painel dos Estados Unidos.

Para a implementação do estimador de variáveis instrumentais de duas amostras, utilizamos a PNAD de 1996 e a de 1977. A primeira, a qual nos referimos como a “amostra dos filhos”, traz as informações de renda dos filhos, bem como as características (educação e ocupação) dos seus pais reportadas pelos filhos quando estes tinham 15 anos de idade. Por sua vez, a amostra de 1977, ou a “amostra dos pais”, fornece informações sobre as rendas e as características dos pais “sintéticos”. Restringimos a amostra dos filhos a chefes de família nascidos entre 1957 e 1966 que reportaram a educação e a ocupação dos pais, com rendimentos positivos e participando no mercado de trabalho com jornada mínima de 40 horas semanais. Além de permitir comparações

com outros estudos<sup>1</sup>, a escolha desta faixa etária comparar pais e filhos em estágios semelhantes dos seus ciclos de vida. A fim de compatibilizar as amostras, a amostra dos pais é restrita a homens, chefes de domicílios onde residiam filhos nascidos entre 1957 e 1966, que reportaram a sua educação e ocupação, com rendimentos positivos e participando no mercado de trabalho com jornada mínima de 40 horas semanais. A aplicação destes filtros gerou uma amostra de filhos com 12.147 indivíduos, e de pais com 28.835 indivíduos<sup>2</sup>.

Neste trabalho são utilizados três conceitos de renda: renda de todos os trabalhos (RTRA), renda pessoal (RPES) e renda familiar per capita (RFPC). Na renda pessoal estão incluídos os rendimentos do trabalho, de capital e benefícios como aposentadorias e pensões. A renda familiar per capita é a razão das rendas pessoais de todos os membros do núcleo familiar pelo número de membros da família. A Tabela 1 mostra as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas<sup>3</sup>.

Os indivíduos da amostra de 1996 reportam a educação de seus pais em nove níveis, o que nos leva a agregar a educação dos filhos também em nove níveis. As ocupações foram reportadas em cerca de 220 códigos, o que nos leva a agregá-los. A estratégia de agregação adotada foi a seguinte: ordenamos as ocupações em 1977 pela média da sua remuneração e dividimos as ocupações em dez grupos de maneira que cada grupo contenha a mesma quantidade de ocupações. Assim, o grupo I contém as 22 ocupações com as menores remunerações médias, enquanto o grupo X contém as 22 ocupações com as melhores remunerações médias.

Nota-se que a distribuição das variáveis que utilizamos para predizer a renda dos pais (coluna B) é próxima da distribuição das características dos pais reportadas pelos filhos (coluna A). Ainda assim há algumas diferenças: por exemplo, filhos reportam que 35% dos seus pais eram analfabetos, enquanto apenas 32% dos pais se declaram sem escolaridade em 1977. Caso a educação e a ocupação sejam correlacionadas com o número de filhos, as diferenças podem estar relacionadas ao fato de que pais com muitos filhos estão sobre-representados na amostra de filhos.

---

<sup>1</sup>A amostra de filhos foi construída para estar o mais próximo possível da amostra de (BJÖRKLUND; JÄNTTI, 1997). No entanto, para evitar problemas de seletividade devidos à participação das mulheres no mercado de trabalho, os autores utilizam apenas pares de pais e filhos, excluindo mães e filhas. Ao utilizarmos neste trabalho apenas chefes de família, o problema da participação no mercado de trabalho é superado. Ainda assim, faremos uma análise separada para filhos e filhas. Por outro lado, a amostra dos pais contém apenas indivíduos do sexo masculino, uma vez que os respondentes em 1996 reportam apenas a ocupação dos pais, e não a de suas mães. Adiante faremos testes de robustez dos resultados encontrados, mudando os filtros das amostras.

<sup>2</sup>O fato da amostra dos pais ser maior do que a amostra dos filhos se deve ao aprimoramento das técnicas de amostragem do IBGE.

<sup>3</sup>Os tamanhos das amostras variam de acordo com o conceito de renda utilizado, devido às diferenças de renda nula e não-resposta entre as variáveis. Na Tabela 1, os tamanhos das amostras se referem à renda familiar per capita.

Tabela 1: Estatísticas Descritivas das Amostras de Pais e Filhos - PNAD 1977 e 1996

		Amostra de Filhos		Amostra de Pais
		Média		Média
Idade		34.5		46.6
		( 2.84 )		( 8.45 )
renda.trabs		6.05		6.02
		( 0.99 )		( 1.02 )
renda.pess		6.07		6.09
		( 0.99 )		( 1.05 )
rfpc		5.04		4.63
		( 1.15 )		( 1.12 )
		Filho	Pai	Pai
Educação	0	0.10	0.35	0.32
	1-3	0.14	0.30	0.30
	4	0.14	0.20	0.17
	5-7	0.17	0.03	0.08
	8	0.11	0.04	0.04
	9-10	0.05	0.01	0.01
	11	0.16	0.04	0.03
	12-15	0.04	0.00	0.01
	≥ 16	0.09	0.03	0.03
Ocupação	I	0.16	0.23	0.21
	II	0.06	0.04	0.07
	III	0.17	0.34	0.28
	IV	0.09	0.05	0.06
	V	0.05	0.03	0.03
	VI	0.14	0.09	0.11
	VII	0.11	0.08	0.08
	VIII	0.06	0.04	0.05
	IX	0.12	0.08	0.09
	X	0.04	0.02	0.02
N		12147		28835

Notas: Desvios-padrão entre parênteses. Valores monetários expressos em reais de 1996, deflacionados de pelo índice proposto por Barros e Ferreira (1999)).

Fonte: Cálculos dos autores a partir de dados da PNAD 1996 e 1977.

## 2 Estimativas da Persistência de Status

### 2.1 Metodologia

Na linha introduzida por Becker e Tomes (1979, 1986), diversos autores têm analisado mobilidade intergeracional a partir da elasticidade entre as rendas de pais e de filhos, onde valores mais elevados expressam uma sociedade com menor mobilidade. Formalmente, o modelo econométrico a ser estimado pode ser descrito como

$$y_{si} = \alpha + \beta y_{fi} + \varepsilon_i, \quad (1)$$

onde  $\text{Cov}(\varepsilon, y_f) = 0$ , e  $y_{fi}$  é o logaritmo da renda permanente do pai da família  $i$  e  $y_{si}$  o análogo para o filho. Alternativamente, poderíamos estar interessados em estimar a correlação entre as rendas dos pais e dos filhos,  $\rho = \beta \sigma_{y_f} / \sigma_{y_s}$ .

Depois de Solon (1992) e Zimmerman (1992), a literatura empírica tem utilizado estimadores de mínimos quadrados ordinários (MQO) e de variáveis instrumentais (VI) para estimar os limites inferior e superior, respectivamente, de  $\beta$ . Enquanto o estimador de MQO apresenta um viés negativo devido ao problema de erro-nas-variáveis em  $y_f$ , a dificuldade de se encontrarem instrumentos não correlacionadas com a  $y_s$  tende causar vieses positivos no estimador de VI.

O procedimento adotado neste trabalho é o mesmo de Björklund e Jäntti (1997), que aplicam o estimador VI em duas amostras (VIDA) desenvolvido por Angrist e Krueger (1992) e por Arellano e Meghir (1992) para a estimar  $\beta$ . A idéia é a de que dispomos de duas amostras independentes entre si. Na primeira, possuímos informações da variável independente a ser instrumentalizada (a renda dos pais) e dos instrumentos (a educação e ocupação dos pais). Na segunda amostra possuímos a variável dependente (a renda dos filhos) e, novamente, os instrumentos (a educação e ocupação dos pais). O estimador de VIDA é equivalente ao estimador de VI quando (i) as duas amostras se referem à mesma superpopulação, isto é, quando os momentos amostrais são iguais em ambas as amostras; e (ii) não há erro de medida maior nas respostas dos filhos sobre as características dos pais do que nas dos próprios pais.

Sob estas condições, o procedimento para a implementação do estimador de VIDA é equivalente ao procedimento de mínimos quadrados em dois estágios. Primeiro, fazemos a regressão da renda do pai nas suas características (educação e ocupação), utilizando os dados da amostra dos pais. Com os coeficientes estimados na regressão de 1º estágio e com as características dos pais reportadas pelos filhos construímos as rendas preditas dos pais. Finalmente, na regressão de 2º estágio projetamos a renda do filho numa constante e na renda predita do pai<sup>4</sup>.

### 2.2 Resultados das regressões

A Tabela 2 mostra os resultados de  $\beta$  e de  $\rho$  para os três conceitos de renda a partir dos dados da PNAD 96 e PNAD 77. A fim de possibilitar comparações mais precisas com outros estudos, e de testar a robustez dos nossos resultados, outras definições de amostras foram utilizadas. Primeiro, separamos homens e mulheres da amostra de 1996, criando assim uma amostra de filhos e outra de filhas. Em cada caso, a amostra de 1977 é filtrada apropriadamente para que

---

<sup>4</sup>Seguindo este procedimento, Björklund e Jäntti (1997) sugerem que os erros-padrão das estimativas de  $\beta$  sejam calculados através de uma rotina de *bootstrap*. Primeiro, uma amostra de *bootstrap* da amostra de pais é utilizada para estimar a regressão de primeiro estágio. Em seguida, uma amostra de *bootstrap* é tirada da amostra de filhos, e as estimativas obtidas no estágio anterior são usadas para construir as rendas preditas dos pais. A regressão 1 é finalmente estimada. Após repetir este procedimento 1000 vezes, utilizamos os desvios-padrão das 1000 estimativas de *bootstrap* como os erros-padrão de  $\hat{\beta}$ .

tenha apenas chefes de domicílios onde residiam filhos ou filhas<sup>5</sup>. Em seguida, relaxamos a condição de jornada mínima de 40 horas semanais, e mais uma vez separamos filhos e filhas. Além de utilizar diferentes amostras, utilizamos o método dos resíduos<sup>6</sup> para corrigir diferenças no ciclo de vida entre pais e filhos<sup>7</sup>.

As elasticidades entre as rendas dos filhos e dos pais para os diferentes conceitos de renda variam entre 0.703 e 0.871 ou entre 0.715 e 0.873, dependendo da correção para o ciclo de vida. As estimativas ajustadas das elasticidades são ligeiramente maiores do que as que não controlam para a idade: os  $\beta$ 's da renda do trabalho são aumentados, em média, em 3% enquanto os da renda pessoal se elevam em 1%<sup>8</sup>. Contudo, essas diferenças não são significativas a 1% de significância. Este resultado segue o padrão encontrado em outros estudos empíricos<sup>9</sup>, mas é contrário à evidência apresentada por Ferreira e Veloso (2004), que encontram uma redução de 9.5% quando controlam para a idade do filho na regressão de 2º estágio.<sup>10</sup>

As elasticidades e correlações entre pares de pai e filha tendem a ser maiores do que as elasticidades entre pai e filho, exceto para o grupo de ocupados *full-time*. Ainda assim, não podemos rejeitar a hipótese de que estes parâmetros sejam iguais a 10% de significância. Mulligan (1997) mostra que modelos de *matching* implicam que estas diferenças não sejam significantes, e apresenta evidências para os EUA que suportam esta predição, enquanto Dearden, Machin e Reed (1997) apresentam resultados para o Reino Unido similares aos da tabela 2. Assim, nossos resultados estão de acordo com os apresentados pela literatura.

Chama a atenção o elevado grau de persistência intergeracional de renda familiar per capita no Brasil. As estimativas em torno de 0.85 significam que, em média, filhos cujos pais pertenciam a famílias com renda 50% superior à média da sua geração terão uma renda familiar 42.5% superior à média. Ainda que as nossas estimativas possivelmente contenham vieses positivos, este grau de persistência é elevado mesmo quando comparadas a estimativas para outros países geradas por métodos semelhantes. Por exemplo, Mulligan (1997) apresenta estimativas para os EUA obtidas pelo método de VI que variam entre 0.63 e 0.71. Este resultado vai na direção de explicar a estabilidade da desigualdade de renda familiar per capita no Brasil<sup>11</sup>.

---

<sup>5</sup>Note, contudo, que pais com um filho e uma filha, ambos nascidos entre 1957 e 1966, entram na nas duas amostras. Os tamanhos de cada definição de amostras estão no Apêndice.

<sup>6</sup>O método dos resíduos consiste em (i) fazer uma projeção ortogonal da renda dos indivíduos numa constante, idade e idade ao quadrado; (ii) tomar os resíduos desta projeção como a variável de renda a ser utilizada nas demais regressões. Alternativamente, incluímos a idade do filho na regressão de 2º estágio, mas as estimativas não diferiram significativamente das obtidas pelo método dos resíduos.

<sup>7</sup>Além destas, outras definições alternativas foram utilizadas, mas os resultados não sofreram alterações significativas. Em particular, expandimos a faixa etária dos filhos para 30 a 45 anos. No entanto, faixas etárias mais largas são inconvenientes uma vez que os domicílios com filhos mais velhos tendem a ficar subrepresentados na amostra dos pais. Além disso, outras estratégias de agregação das ocupações forma testadas. Finalmente, utilizamos variáveis de renda deflacionadas espacialmente, a fim de corrigir para as diferenças nos custos de vida entre as regiões geográficas.

<sup>8</sup>O ajustamento do ciclo de vida pela inclusão da variável de idade na regressão de 2º estágio eleva ainda menos as estimativas de  $\beta$ .

<sup>9</sup>Ver, por exemplo, Björklund e Jäntti (1997), Zimmerman (1992) e Atkinson (1981).

<sup>10</sup>Sem o uso de controles, Ferreira e Veloso estimam  $\beta$  em 0.73. Quando a idade do filho é adicionada à regressão de 2º estágio, a estimativa é de 0.66. Deve ser notado, contudo, que o trabalho de Ferreira e Veloso utiliza diferentes definições de amostra. Em particular, a amostra de filhos dos autores é restrita a homens entre 25 e 64, o que pode explicar a diferença da direção do ajuste para o ciclo de vida entre as nossas estimativas.

<sup>11</sup>Tal estabilidade tem sido amplamente descrita pela literatura a partir de Barros, Henriques e Mendonça (2000).



Tabela 2: Estimativas da Persistência Intergeracional de Renda no Brasil - Coeficientes de Regressão e de Correlação

Painel A: $\beta$						
	Não ajustado para Idade			Ajustado para Idade		
	RTRA	RPES	RFPC	RTRA	RPES	RFPC
Ocupados full-time						
Todos	.715 (.012)	.703 (.012)	.852 (.013)	.737 (.012)	.720 (.012)	.855 (.013)
Filhos	.725 (.013)	.712 (.012)	.862 (.015)	.745 (.013)	.728 (.012)	.864 (.015)
Filhas	.724 (.030)	.698 (.029)	.834 (.031)	.744 (.031)	.715 (.029)	.840 (.032)
Ocupados						
Todos	.715 (.011)	.704 (.011)	.862 (.012)	.737 (.012)	.721 (.012)	.866 (.012)
Filhos	.723 (.012)	.710 (.012)	.871 (.014)	.744 (.013)	.726 (.012)	.874 (.014)
Filhas	.750 (.026)	.729 (.025)	.864 (.029)	.770 (.027)	.745 (.026)	.868 (.029)
Painel B: $\rho$						
Ocupados full-time						
Todos	.511 (.007)	.513 (.007)	.545 (.006)	.510 (.007)	.514 (.007)	.547 (.006)
Filhos	.513 (.008)	.514 (.007)	.543 (.007)	.513 (.008)	.515 (.007)	.545 (.007)
Filhas	.536 (.021)	.534 (.021)	.554 (.019)	.538 (.021)	.537 (.021)	.556 (.019)
Ocupados						
Todos	.505 (.007)	.510 (.007)	.549 (.006)	.504 (.007)	.510 (.007)	.551 (.006)
Filhos	.510 (.007)	.510 (.007)	.546 (.007)	.509 (.007)	.511 (.007)	.548 (.007)
Filhas	.533 (.017)	.542 (.017)	.560 (.016)	.532 (.017)	.543 (.017)	.561 (.016)

Notas: Erros-padrão entre parênteses. Os erros-padrão foram calculados de acordo com a rotina de *bootstrap* sugerida por Björklund e Jäntti (1997), e descrita na nota de rodapé 2.1.

Fonte: Cálculos dos autores a partir de dados da PNAD 1996 e 1977.

A tabela 2 revela ainda que a elasticidade da renda familiar per capita é significativamente maior do que as elasticidades dos outros dois conceitos de renda. Este resultado também segue o padrão encontrado em outros estudos empíricos<sup>12</sup>, além de corroborar a predição do modelo de transmissão intergeracional de status econômico de Mulligan (1997). Um resultado deste modelo que não é corroborado pelas nossas estimativas, no entanto, é o de que a persistência da renda pessoal é maior do que a de rendimentos do trabalho.

Ainda na tabela 2, notamos que mesmo quando consideramos os outros conceitos de renda, as elasticidades também são altas quando comparadas a estimativas para outros países obtidas através do mesmo método. Por exemplo, Ferreira e Veloso (2004) reúne estimativas para países em desenvolvimento como Nepal, Paquistão e Peru entre .44 e .60. Isto mostra que o Brasil apresenta uma mobilidade intergeracional de renda baixa mesmo quando comparado a países em desenvolvimento.

<sup>12</sup>Ver, por exemplo, Mulligan (1997), capítulo 7.

A teoria econômica sugere interpretações para a persistência de status entre gerações, o que pode nos ajudar a entender melhor as razões para as elevadas estimativas do Brasil. O principal argumento refere-se aos efeitos das imperfeições no mercado de crédito, enfatizadas desde Becker, sobre o investimento em capital humano: famílias com restrições ao crédito são impedidas de investir em capital humano de suas gerações futuras, diminuindo portanto as chances de sucesso econômico. Como tais famílias são geralmente as mais pobres, gera-se um mecanismo de transmissão intergeracional de pobreza. Assim, os diferentes graus de imperfeições nos mercados de crédito dos países poderiam explicar as diferenças *cross-country* nos graus de persistência de status entre gerações. De fato, Andrade et al. (2003) mostram restrições ao crédito representam um mecanismo importante de transmissão intergeracional de renda no Brasil. A recomendação de políticas públicas vai, portanto, na direção de subsídios educacionais e de aperfeiçoamento do mercado de crédito.

### 3 Matrizes de Transição Intergeracional de Renda

Uma outra forma de mensurar a mobilidade intergeracional de renda é através de matrizes de transição. Uma matriz de transição dá as probabilidades de que um filho pertença à classe de renda  $i$ , dado que seu pai pertencia à classe de renda  $j$ . Esta maneira de organizar as informações permite uma análise mais completa do processo de transição, explicitando as direções e os tamanhos dos movimentos entre classes de renda. Além disso, diversas vertentes da literatura têm utilizado as matrizes de transição para analisar aspectos das estruturas de mobilidade que, apesar de relacionados, são essencialmente distintos. A vertente mais antiga, originada na sociologia e na estatística, sugere diversas medidas sumárias para ordenar as matrizes de transição, cada uma com um interpretação diferente. Por outro lado, uma linha mais recente tem utilizado as matrizes de transição para estudar os efeitos da mobilidade sobre o bem-estar social, derivando ordenamentos parciais segundo condições de dominância. Nesta seção aplicamos quatro metodologias sugeridas pelas diferentes vertentes da literatura para o caso brasileiro a fim de explorar melhor o grau de mobilidade intergeracional no país e seus desdobramentos.

#### 3.1 Metodologia

Para expor a metodologia de estimação da matriz de transição seguimos Formby, Smith e Zheng (2004). Denotamos a renda dos pais e dos filhos como duas variáveis aleatórias,  $Y_f \in [0, \infty)$  e  $Y_s \in [0, \infty)$ , com uma função de distribuição acumulada conjunta contínua  $K(y_f, y_s)$ , e marginais respectivamente denotadas por  $F(y_f)$  e  $G(y_s)$ . Formalmente, uma matriz de transição é uma transformação de  $K(\cdot, \cdot)$ , e para formá-la é preciso antes determinar o número fronteiras entre as classes de renda. Suponha que existam  $m$  classes, e que as fronteiras entre estas classes sejam, respectivamente,  $\zeta_0 = 0 < \zeta_1 < \dots < \zeta_{m-1} < \infty = \zeta_m$ , e  $\xi_0 = 0 < \xi_1 < \dots < \xi_{m-1} < \infty = \xi_m$ . Neste trabalho, as fronteiras  $\zeta$ 's e  $\xi$ 's são definidas como os quantis das distribuições de  $Y_f$  e de  $Y_s$ , respectivamente<sup>13</sup>. A matriz de transição resultante é denotada por  $P = \{p_{ij}\}$ , onde  $p_{ij}$  é a probabilidade condicional de que filho esteja no quantil  $j$  dado que seu

---

<sup>13</sup>As fronteiras poderiam ser definidas de outros modos como, por exemplo, funções das médias ou medianas  $Y_f$  e  $Y_s$ . Formby, Smith e Zheng (2004) revisam as formas que a literatura mais utiliza para definir as fronteiras de uma matriz de transição.

pai estava no quantil  $i$ , isto é,

$$p_{ij} = \frac{Pr[(\zeta_{i-1} \leq y_f < \zeta_i) \cap (\xi_{j-1} \leq y_s < \xi_j)]}{Pr(\zeta_{i-1} \leq y_f < \zeta_i)} \quad i, j = 1, \dots, m. \quad (2)$$

No resto deste trabalho denotamos o denominador de (2) por  $\pi_i$ . Claramente,  $p_{ij}$  pode ser interpretada como a proporção de famílias cujo pai estava no decil  $i$  e cujo filho se move para o decil  $j$ .<sup>14</sup>

No entanto, com os dados dos quais dispomos, não observamos os pontos de  $K(y_f, y_s)$  e, portanto, não podemos calcular tais proporções a partir dos dados<sup>15</sup>. Assim, alguma estratégia deve ser adotada para que a construção da matriz  $P$  seja factível. A estratégia utilizada consiste em (i) construir a renda predita dos pais,  $\hat{y}_f$ , a partir da sua educação e ocupação, de forma semelhante ao que se fez para a implementação do estimador de VIDA na seção anterior, e (ii) estimar  $p_{ij}$  substituindo  $y_f$  por  $\hat{y}_f$  em (2). As fronteiras  $\zeta$ 's passam, portanto, a ser os  $m$  quantis de  $\hat{y}_f$ <sup>16</sup>. A fim de manter a comparabilidade entre as medidas de renda de pais e filhos, utilizamos os valores ajustados (*fitted values*) da projeção da renda do filho na sua ocupação e educação<sup>17</sup>. Ambas as medidas de de renda foram corrigidas para a idade pelo método dos resíduos<sup>18</sup>.

## Medidas de Mobilidade

Um medida de mobilidade baseado na matriz de transição  $P$  é uma função  $M(P)$  assumindo valores reais. Dizemos que a matriz  $P$  é mais móvel do que  $\hat{P}$  se  $M(P) > M(\hat{P})$ , e assim podemos ordenar os processos de mobilidade de acordo com estas medidas. A Tabela 3 lista algumas das principais medidas utilizadas pela literatura.

Tabela 3: Índices de Mobilidade

Medida	Fonte
$M_1(P) = \frac{m - \sum_{i=1}^m p_{ii}}{m-1}$	Prais (1955)
$M_2(P) = 1 -  \lambda_2 $	Sommers e Conlisk (1979)
$M_3(P) = \frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m \pi_i p_{ij}  i - j $	Bartholomew (1996)

Nota: Tabela extraída de Formby, Smith e Zheng (2004).

<sup>14</sup>De fato, tal proporção é o estimador de máxima verossimilhança da probabilidade  $p_{ij}$ .

<sup>15</sup>Poderíamos, contudo, estimar matrizes de transição ocupacionais e de educação. No entanto, o foco deste trabalho é a mobilidade de renda. Para matrizes de transição ocupacionais, ver Pero (2001) e Valle e Pastore (2000). Para matrizes de transição educacionais, ver Ferreira e Veloso (2003a).

<sup>16</sup>Uma outra abordagem, adotada por Björklund e Jäntti (1997), consiste em fazer alguma hipótese sobre a forma funcional de  $K(\cdot, \cdot)$ , estimar os parâmetros da distribuição, e realizar os devidos cálculos. Como as rendas são geralmente aproximadas por distribuições lognormais, Björklund e Jäntti (1997) assumem uma lognormal bivariada para  $K(\cdot, \cdot)$ . No entanto, o teste de normalidade de Shapiro-Wilk rejeita fortemente a hipótese normalidade do log das rendas dos filhos e dos pais, o que nos levou a não adotar tal abordagem neste trabalho.

<sup>17</sup>A utilização das rendas preditas gerou um problema de discretização dos dados. (Na verdade, este problema também se verificou nos dados de rendas. Isto se deve ao arredondamento muitas vezes feito pelos respondentes, o que torna discreta uma variável contínua.) Em consequência, os quantis de renda não possuíam o mesmo número de pessoas, fazendo com que as matrizes resultantes deixassem de ser bi-estocásticas. Para resolver este problema adotamos o seguinte procedimento: (i) geramos um vetor aleatório uniforme no intervalo  $[-.001, .001]$  do mesmo tamanho da amostra; (ii) somamos este vetor às rendas (preditas) de pais e filhos; (iii) tabulamos os quantis para obter a matriz de transição; (iv) repetimos o procedimento  $k=1000$  vezes. A matriz de transição final é a média das 1000 matrizes estimadas pelos passos (i)-(iii).

<sup>18</sup>Ver nota 2.2.

Todas estas medidas são construídas de forma que sejam crescentes no grau de mobilidade, e que estejam limitadas em algum intervalo. Cabe notar que a situação de “perfeita imobilidade” é consensualmente descrita pela matriz identidade, i.e, pela matriz  $I = \{\delta_{ij}\}$ , onde  $\delta_{ij} = 1$  quando  $i = j$ , e  $\delta_{ij} = 0$  caso contrário. Por outro lado, não há consenso acerca do conceito de “perfeita mobilidade”, o que faz com que as situações onde cada um dos índices atinjam seu máximo sejam diferentes. Na Tabela 3,  $M_1$  representa a distância (normalizada) entre P e I, sendo igual a 1 quando a classe de renda do filho for independente da classe do pai, e atingindo seu máximo,  $m/(m - 1)$ , quando todos os indivíduos trocam de classes<sup>19</sup>. O segundo maior auto-valor ( $\lambda_2$ ) de uma matriz estocástica é real e limitado entre 0 e 1, podendo ser visto como um coeficiente de correlação entre as classes dos filhos e dos pais, o que faz de  $M_2$  o simétrico desta medida de correlação. Finalmente,  $M_3$  é uma medida da distância média entre a classe dos pais e a dos filhos, atingindo o seu máximo quando a classe dos filhos for a mais distante possível da classe do pai<sup>20</sup>.

## Bem-estar

Atkinson (1983) argumenta que as estruturas de mobilidade devam ser avaliadas de acordo com os seus efeitos sobre o bem-estar, e não de acordo com medidas sumárias de dependência, movimento ou convergência. Para tanto, o autor propõe o ordenamento da mobilidade estendendo a condição de dominância de primeira ordem para o caso de desigualdade multi-dimensional. A idéia é incorporar um componente de aversão à desigualdade em dois períodos às utilidades individuais (ou das famílias) utilizadas no caso unidimensional. No caso discreto, a função de bem-estar (FBS) resultante da agregação (utilitarista) das utilidades das famílias pode ser escrita como  $W = \sum_i^m \pi_i V_i$ , onde  $V_i$  é a utilidade do família típica da classe  $i$  definida sobre  $(y_f, y_s)$ , satisfazendo  $\partial^2 V_i / \partial y_f \partial y_s \leq 0$ . Utilizando matrizes de transição quantílicas para descrever processo de mobilidade, Atkinson considera a probabilidade acumulada de que uma família começando entre as classes 1 e  $k$  termine entre as classes 1 e  $l$ ,  $\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^l \pi_j p_{ij}$ , e mostra que para duas matrizes de transição, P e  $\tilde{P}$ , a condição

$$\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^l \pi_j (p_{ij} - \tilde{p}_{ij}) \leq 0 \quad \forall k, l \quad k, l \in [1, m]. \quad (3)$$

implica que P domina  $\tilde{P}$  no sentido da dominância de primeira ordem. Dardanoni (1993) mostra que, se a agregação das utilidades das famílias se der de acordo com um vetor de pesos não-crescentes no nível de utilidade, a condição de Atkinson (3) é necessária e suficiente para que uma sociedade tenha mais bem-estar sob P do que sob  $\tilde{P}$ . A intuição deste resultado é a de que uma FBS como definida acima valoriza a ascensão de indivíduos de classes mais baixas; assim, há uma melhora de bem-estar se famílias começando entre as classes 1 e  $k$  terminam entre as classes  $l$  e  $m$ , e não entre 1 e  $l$ . Sob a condição de Atkinson, o bem-estar social é maximizado quando todos trocam posições, isto é, quando todos os ricos se tornam pobres e todos os pobres se tornam ricos.

<sup>19</sup>Shorrocks (1978) nota ainda que  $M_1$  é o recíproco da média dos tempos médios (em gerações) que indivíduos levam para mudar de classe. Isto significa que se  $Q$  é a matriz de transição de uma determinada sociedade, e que  $M_1(Q) = 0.8$ , então espera-se que em 1.25 gerações todos os indivíduos mudem de classe.

<sup>20</sup>Por exemplo,  $M_3(P) = 0.5$ , onde P é definida em cinco classes, significa que, em média, os filhos estão a 50% da distância máxima (quatro classes) que poderiam estar da classe dos pais.

## Progressividade

Benabou e Ok (2001) formalizam a noção de que mobilidade significa igualdade de oportunidades.<sup>21</sup> Para o caso intergeracional, os autores identificam as oportunidades como as rendas esperadas dos filhos a partir do processo de mobilidade e das rendas dos pais. Sob este prisma, um processo de mobilidade é visto como um esquema de redistribuição, diferindo do sistema tributário apenas por ser estocástico. Segue desta analogia com o sistema tributário que os processos de mobilidade podem (ou devam) ser ordenados de acordo com o seu grau de progressividade.

Desta maneira, um processo de mobilidade é perfeitamente equalizador de oportunidades quando todos os filhos têm a mesma renda esperada, independentemente das rendas dos pais. Neste caso, ainda que as rendas realizadas dos filhos possam apresentar desigualdade, tais variações seriam devidas apenas a choques não antecipados. De uma maneira geral, um processo de mobilidade é definido como equalizador (ou progressivo) se, para qualquer distribuição inicial de rendas, a distribuição das rendas esperadas for mais igualitária. Para a implementação empírica do ordenamento proposto por Benabou e Ok (1998) os processos de mobilidade são descritos por matrizes de transição. Desta forma, a renda esperada de um filho cujo pai estava na  $i$ -ésima classe de renda é denotada por  $e_i = \sum_{j=1}^m p_{ij}\eta_j$ , onde  $\eta$  é o vetor de renda dos pais associado à matriz  $P$ . Na aplicação que fazemos,  $\eta$  é o vetor de rendas médias de cada decil da distribuição das rendas dos pais. Com estas definições, Benabou e Ok (2001) definem um processo de mobilidade como progressivo se

$$\frac{e_1}{\eta_1} \geq \frac{e_2}{\eta_2} \geq \dots \geq \frac{e_m}{\eta_m}, \quad (4)$$

com ao menos uma desigualdade estrita<sup>22</sup>. Quando a condição de dominância (4) é satisfeita, notamos  $P \succ_{eq} I$ .

Além da condição de dominância (4), os autores sugerem o uso do índice de progressividade residual de Reynolds-Smolensky, que é definido como a diferença entre as curvas de Lorenz da renda dos pais e das rendas esperadas dos filhos, isto é, como a diferença dos coeficientes de Gini dos dois grupos,  $\rho^{RS} = Gini(y) - Gini(e)$ . Além disso, os autores derivam a elasticidade residual média, que é equivalente ao  $\beta$  estimado na seção anterior. Denotamos este parâmetro por  $\hat{\beta}$ , o qual pode ser calculado a partir da matriz de transição quantílica da seguinte forma:

$$\hat{\beta} = \sum_{i=1}^{n-1} \frac{\log(e_{i+1}) - \log(e_i)}{\log(y_{i+1}) - \log(y_i)}.$$

## Pólos de Imobilidade

A mobilidade intergeracional segue padrões diferentes, dependendo essencialmente do grau de desigualdade e do crescimento econômico entre as gerações. O intuito desta seção é identificar em que pontos da distribuição de renda encontram-se barreiras à mobilidade.

Para isso, construímos uma matriz de transição baseada em decis para então agregar os decis de acordo com o seus padrões de mobilidade. A idéia é encontrar uma partição da

<sup>21</sup>A abordagem dos autores difere significativamente das abordagens empíricas que seguem Roemer (2000). Nesta linha, um estudo particularmente relevante para este trabalho é o de Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2003), com o qual confrontamos alguns dos resultados adiante.

<sup>22</sup>De uma maneira geral, um processo de mobilidade representado pela matriz de transição  $P$  é mais progressivo do que o processo representado pela matriz  $\tilde{P}$  se  $\frac{e_1}{e_1} \geq \frac{e_2}{e_2} \geq \dots \geq \frac{e_m}{e_m}$ , com ao menos uma desigualdade estrita. No caso onde testamos a progressividade de um processo,  $\tilde{P} = I$  e, portanto,  $\tilde{e} = \eta$ .

matriz de transição de forma a minimizar o movimento de indivíduos entre as classes de renda. Expondo a metodologia conforme Bigard, Guillotin e Lucifora (1998), denotamos por  $N$  o total de observações, por  $n_{ij}$  o número de pais no decil  $j$  com filhos no decil  $i$ , e por  $(J_\lambda)_\lambda$  uma participação do intervalo  $[1,10]$  em  $k = 3$  intervalos. Além disso, defina  $p_\lambda = \text{Card}(J_\lambda)/10$ , e  $n_\lambda$  o número de pares de pais e filhos dentro da partição  $J_\lambda$ . O número de pais que estavam em  $J_\lambda$  é  $p_\lambda N$  e, portanto, a razão de imobilidade deste grupo pode ser escrita como  $\tau_\lambda = n_\lambda/p_\lambda N$ . Dentre as partições entre as  $k$  classes, procuramos aquela que maximize a soma  $\sum_\lambda \tau_\lambda$ . Desta maneira, cada uma das  $k$  classes retém o maior número possível de pares de pais e filhos, o que levou os autores a defini-las como pólos de imobilidade.

## 3.2 Resultados

Os resultados da metodologia apresentada estão apresentados nas Tabelas 4 e 5. A Tabela 4 mostra a matriz de transição intergeracional de renda para o Brasil, dando a probabilidade de um filho atingir determinado quartil<sup>23</sup> de renda condicionado ao quartil do pai.<sup>24</sup> Assim, a probabilidade de um filho atingir o mais alto quartil da distribuição de renda, dado que seu pai estava no quartil mais baixo é de 4.7%. Por outro lado, a probabilidade de um filho atingir o quartil de renda mais alto dado que seu pai também estava neste quartil é de 55.4%. O caso de perfeita independência entre os quartis seria representado por uma matriz onde todas as células fossem iguais a 0.25.

Uma análise simples da Tabela 4 é capaz de revelar diversos aspectos do padrão de mobilidade no Brasil. Primeiro, nota-se que o grau de transmissão de renda entre pais e filhos varia ao longo da distribuição<sup>25</sup>, o que configura evidência de não-linearidades na relação entre renda do pai e renda do filho. Em particular, as células  $[1,1]$  e  $[4,4]$  são substancialmente mais altas do que as demais. Este é um resultado comum a praticamente todos os exercícios empíricos, e é interpretado como armadilhas de pobreza (*poverty trap*) e de riqueza (*wealth trap*): uma vez que um indivíduo entre em uma destas duas categorias, dificilmente seus descendentes sairão delas. O resultado da tabela 4 de que o grau de associação entre as rendas dos “pobres” (1º quartil) é próximo ao dos “ricos” (4º quartil) deve ser visto com cautela. Isto parece ser mais um efeito da agregação dos quantis do que de fato um resultado generalizável para outras definições de “pobres” e de “ricos”; outras definições de quantis mostram que as associações no topo da distribuição são significativamente maiores do que as da base. Por exemplo, na matriz quintílica temos  $P_{[1,1]} = .45$  e  $P_{[5,5]} = .54$ , enquanto na matriz decílica temos  $P_{[1,1]} = .29$  e  $P_{[10,10]} = .46$ . Isto mostra que a *wealth trap* tende a ser maior do que a *poverty trap*.

---

<sup>23</sup>Utilizamos quartis ao invés de outras definições de quantis a fim de possibilitar a comparação dos nossos resultados com os de estudos para outros países, que geralmente são reportados desta forma. Ainda assim, a análise que segue utiliza matrizes de transição decílicas. Os resultados para outras definições de matrizes pode ser obtido dos autores mediante pedido.

<sup>24</sup>O conceito de renda utilizada é o de renda do trabalho com ajuste para idade pelo método dos resíduos. As matrizes de transição para os outros dois conceitos de renda são semelhantes à tabela 4.

<sup>25</sup>Uma matriz onde todas as linhas fossem iguais representaria a situação de graus de transmissão idênticos.

Tabela 4: Matriz de Transição  
Quartílica RTRA

Pai	Filho			
	1 <sup>o</sup>	2 <sup>o</sup>	3 <sup>o</sup>	4 <sup>o</sup>
1 <sup>o</sup>	0.514	0.292	0.147	0.047
2 <sup>o</sup>	0.319	0.325	0.232	0.124
3 <sup>o</sup>	0.120	0.261	0.344	0.275
4 <sup>o</sup>	0.047	0.122	0.277	0.554

Fonte: Cálculo dos autores a partir de dados das PNAD 1996 e 1977.

Os resultados das análises propostas na seção anterior são sumarizadas na Tabela 5. Comparamos as estimativas para o Brasil com resultados para outros países, tirados de Blanden (2005). O painel A mostra que os indicadores de mobilidade para o Brasil são sistematicamente menores quando comparado com os outros países. Isso significa que o Brasil apresenta um grau de imobilidade maior considerando diferentes medidas. No outro extremo, encontra-se o Canadá que apresenta o maior grau de mobilidade para todas as medidas apresentadas. Por exemplo, a distância média percorrida, M3, é de  $.25 \times 3 = .75$  de quartil para o Brasil e  $.37 \times 3 = 1.11$  para o Canadá. Este resultado é consistente com o verificado na literatura empírica que estima a persistência de status através de regressões<sup>26</sup>. Os outros países têm posições variadas dependendo do índice considerado, mostrando que diferentes conceitos levam a diferentes ordenamentos.

O painel B da Tabela 5 mostra os resultados dos testes de dominância tal como proposto por Atkinson. A idéia, com isso, é verificar qual matriz de transição é dominante em termos de bem-estar. Os resultados reportados neste painel revelam que os outros países possuem mais bem-estar derivado de mobilidade do que o Brasil. Note que estes resultados não diferiram daqueles encontrados no painel A. No entanto, não há razão teórica para que esses resultados coincidam<sup>27</sup>.

Os resultados da análise de progressividade são apresentados no painel C da tabela 5. A primeira linha mostra como o processo de mobilidade reduz o coeficiente de Gini das rendas “iniciais” de um patamar de .60 para .40 ou .39 das rendas esperadas, dependendo da suposição de que a variação da distribuição da renda tenha sido considerada ex-post (coluna 1) ou ex-ante (coluna 2). Este resultado significa que  $.4/.6 = 66.6\%$  da desigualdade observada, em 1996, entre a coorte de 1957-1966 se devia à desigualdades herdadas da geração anterior. Em outras palavras, a desigualdade de oportunidades contribui para cerca de 65% da desigualdade de resultados no Brasil. Este número é substancialmente maior do que o apresentado por Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2003), que calculam a desigualdade de oportunidades no Brasil com sendo responsável por algo entre 8 e 12 pontos percentuais do Gini, representando de 15% a 20% da desigualdade de resultados<sup>28</sup>.

O índice de progressividade de Reynolds-Smolensky é de .20 e .215, respectivamente para os casos ex-post e ex-ante. Este resultado pode ser contrastado com a redução do Gini de

<sup>26</sup>Ver Corak e Heisz (1999).

<sup>27</sup>Outras comparações desses dois tipos de medida poderiam gerar resultados diferentes. De fato, Dardanoni (1993), p.385-6, mostra que M1 e M2 não são medidas coerentes com a condição de primeira dominância.

<sup>28</sup>Deve ser notado, contudo, que a abordagem dos autores é baseada em Roemer (2000), que difere da utilizada neste trabalho

Tabela 5: Resultados de Metodologias Alternativas Aplicadas às Matrizes de Transição

A: Índices de Mobilidade <sup>a,b</sup>				
	M1	M2	M3	
Brasil	0.755	0.455	0.247	
EUA	0.875	0.659	0.330	
Reino Unido	0.881	0.746	0.336	
Alemanha	0.835	0.718	0.325	
Canadá	0.930	0.847	0.365	

  

B: Bem-Estar <sup>a,b</sup>				
	BR	EUA	RU	AL
EUA	EUA			
Reino Unido	RU	RU		
Alemanha	AL	AL	RU	
Canadá	CN	CN	CN	CN

  

C: Progressividade <sup>c</sup>			
	$(y_{77}) \rightarrow (P_{77}^{96} \cdot y_{77})$	$(y_{77}) \rightarrow (P_{77}^{96} \cdot y_{96})$	$(y_{96}) \rightarrow (P_{77}^{96} \cdot y_{96})$
Gini	.603 → .400	.603 → .388	.589 → .388
$\rho^{RS}$	.203	.215	.201
$1-\hat{\beta}$	.357	.372	.381

Testes de dominância:  $P_{77}^{96} \not\prec_{eq}^y I, y \in y_{77}, y_{96}$

  

D: Pólos de Imobilidade					
Brasil <sup>c</sup>			EUA <sup>d</sup>		
Pólos	$\tau(\%)$	$\alpha$	Pólos	$\tau(\%)$	$\alpha$
1 a 5	74.0	1.48	1 a 3	51.5	1.31
6 a 9	57.4	1.43	4 a 9	66.6	1.24
10	48.1	4.81	10	29.6	2.96

<sup>a</sup> À exceção do Brasil, as matrizes de transição utilizadas foram tiradas de Blanden (2005).

<sup>b</sup> Formby, Smith e Zheng (2004) desenvolvem procedimentos de inferência para testar a significância dos resultados apresentados. Os testes de hipóteses apropriados estarão apresentados em futuras versões deste artigo.

<sup>c</sup> A matriz de transição utilizada foi baseada nos decis da renda familiar per capita, ajustada para a idade pelo método dos resíduos.

<sup>d</sup> A matriz de transição utilizada foi tirada de Hertz (2005).



.06 causada por impostos e transferências governamentais, como mostrado em Brasil (2003). Ainda que estes números revelem um processo de mobilidade altamente progressivo quando comparado à intervenção governamental no Brasil, a condição de dominância de Bénabou-Ok não é globalmente satisfeita: as taxas médias de “imposto intergeracional” de cada decil da distribuição,  $t_i \equiv 1 - e_i/y_i$  foram estimadas em

$$t = -241\%, -119\%, -69.8\%, -75.5\%, -53\%, -88.2\%, -43.2\%, -33.8\%, -3.5\%, 41\%.$$

A condição de dominância (4) é equivalente à condição  $t_1 \leq t_2 \cdots \leq t_{10}$ . A vantagem de apresentar os resultados desta forma está na sua fácil interpretação: um indivíduo representativo do decil mais baixo da distribuição em 1977 poderia esperar que seu filho tivesse um aumento de renda de 241% maior do que o da média da população após 19 anos. No caso do decil superior, um pai poderia esperar que seu filho tivesse uma perda de 41%. Os resultados do teste apontam regressividade entre o terceiro e o quarto decil e entre o quinto e o sexto decil. O painel C também reporta os resultados dos testes da condição de dominância (4) utilizando o vetor de renda de 1996. As taxas médias do “imposto intergeracional” de cada decil possuem o mesmo comportamento das apresentada acima e, portanto,  $P_{77}^{96} \not\prec_{eq} I$  para ambos os vetores de renda.

Finalmente, o recíproco da elasticidade residual média ( $1-\hat{\beta}$ ) estimada em .643 é significativamente menor do que as estimativas obtidas pelo estimador de VIDA na seção anterior. As razões para essa diferença não são evidentes, mas podem estar relacionadas com viés positivo do estimador de VIDA e com imprecisões decorrentes da discretização dos dados para construção da matriz de transição.

O painel D da tabela 5 mostra os resultados do particionamento “ótimo” das matrizes decílicas do Brasil e dos EUA. A primeira coluna para cada país mostra os decis que formam os pólos de imobilidade. Por exemplo, para o Brasil, no primeiro intervalo estão as famílias que apresentaram algum movimento entre o primeiro e o quinto decis, mas tiveram pouco movimento a partir deste ponto. A segunda coluna reporta os resultados da razão de imobilidade,  $\tau$ , que é interpretada como a proporção de famílias cujo filho em 1996 estava no mesmo intervalo que seu pai em 1977. Finalmente, a terceira coluna apresenta  $\alpha$ , que é uma medida da divergência entre a distribuição conjunta em cada intervalo e a distribuição sob perfeita mobilidade<sup>29</sup>.

Os padrões de mobilidade não são muito diferentes entre Brasil e EUA. Enquanto no Brasil as barreiras à mobilidade encontram-se entre o quinto e sexto, e entre o nono e décimo decis, nos EUA estas barreiras se localizam entre o terceiro e o quarto, e entre o nono e décimo decis de renda. Uma diferença, portanto, está na barreira entre o primeiro e o segundo intervalo. Chama atenção, no Brasil, a dificuldade que filhos de pais que pertenciam à classe dos 50% mais pobres têm de ascender economicamente: 74% dos filhos cujos pais que se encontravam até o quinto decil permanecem neste intervalo<sup>30</sup>.

Outra diferença concerne à persistência do status econômico *dentro* de cada intervalo. Verifica-se que os índices  $\alpha$  são maiores para o Brasil em todos os intervalos, indicando uma maior desigualdade de oportunidades em cada intervalo neste país. Além disso, se compararmos o  $\tau$  para cada intervalo, vemos que a primeira barreira à mobilidade é mais difícil de ser transposta no Brasil do que nos EUA. Simetricamente, é menos provável que um filho cujo pai estava no intervalo mais alto migre para um intervalo inferior no Brasil. A comparação entre os dois países aponta para a conclusão de que os os movimentos intergeracionais de renda no Brasil se dão, sobretudo, dentro de certos intervalos bem definidos do que entre estes intervalos. Em

<sup>29</sup> $\alpha = 1$  significa que, dentro do intervalo, a classe do filho é independente da classe do pai.

<sup>30</sup>Nos EUA, essa proporção, que não está mostrada tabela, é de 65%.

suma, os resultados desta análise estão de acordo com os das análises anteriores, que mostram uma maior persistência de status no Brasil do que nos outros países.

## Conclusão

Este trabalho buscou estimar o grau de mobilidade intergeracional de renda no Brasil utilizando diferentes metodologias. De uma maneira geral, todas as abordagens apontaram para um baixo grau de mobilidade, reforçando resultados da literatura sobre o tema. Isso vai na direção de explicar a estabilidade da desigualdade de renda no Brasil.

Primeiro, estimamos o grau de persistência de status econômico a partir do método de VIDA aplicado por Björklund e Jäntti (1997). As estimativas da persistência intergeracional de renda para o Brasil variam entre .73 e .87, dependendo do conceito de renda utilizado, sendo mais alta quando se considera a renda per capita. Além disso, não encontramos evidência de que persistência de status econômico do pai seja diferente entre filhos e filhas.

Em seguida, aplicamos diferentes metodologias sugeridas pela literatura para analisar a mobilidade com base em matrizes de transição. Os índices de mobilidade reforçaram a evidência das estimações por regressões, apontando o Brasil como um país com baixa mobilidade intergeracional de renda. A análise de bem-estar proposta por Atkinson, baseada na condição de dominância de primeira ordem, também sustenta este resultado.

Uma contribuição importante deste trabalho foi a aplicação da metodologia desenvolvida por Benabou e Ok (2001), que sugere a avaliação das estruturas de mobilidade segundo a sua progressividade. Este exercício revelou que o processo de mobilidade do Brasil reduz o Gini em 20 pontos percentuais, o que equivale a dizer que a desigualdade de oportunidades é responsável por algo em torno de 65% da desigualdade observada. Essa estimativa é bem superior à encontrada pela metodologia de Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2003) que mostram uma contribuição de 15-20% da desigualdade de oportunidades para o Gini.

Finalmente, identificamos a localização das principais barreiras à mobilidade ao longo da distribuição de renda. Verificamos que filhos de pais com renda abaixo da mediana têm uma probabilidade de ascensão além da mediana de apenas 25%. A segunda barreira identificada está entre o nono e o décimo decis de renda. Também encontramos evidência de que os poucos movimentos intergeracionais ocorrem sobretudo dentro dos intervalos limitados por estas barreiras. Além disso, dentro de cada um destes intervalos, o Brasil apresenta desigualdades de oportunidades maiores do que os EUA.

## Referências

ANDRADE, E. et al. *Do Borrowing Constraints Decrease Intergenerational Mobility in Brazil? A Test Using Quantile Regression*. [S.l.], 2003.

ANGRIST, J. D.; KRUEGER, A. B. The effect of age at school entry on educational attainment: An application of instrumental variables with moments from two samples. *Journal of the American Statistical Association*, v. 87, n. 418, p. 328–336, 1992.

ARELLANO, M.; MEGHIR, C. Female labour supply and on-the-job search: An empirical model estimated using complementary data sets. *Review of Economic Studies*, v. 59, n. 3, p. 537–59, 1992.

- ATKINSON, A. B. On intergenerational income mobility in Britain. *Journal of Post Keynesian Economics*, III, n. 2, p. 194–218, 1981.
- ATKINSON, A. B. Social justice and public policy. In: \_\_\_\_\_. Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 1983. cap. The Measurement of Economic Mobility, p. 61–76.
- BARROS, R. P. e; FERREIRA, F. H. *The Slippery Slope: Explaining the Increase in Extreme Poverty in Urban Brazil, 1976-1996*. [S.l.], nov. 1999.
- BARROS, R. P. e et al. Desigualdade e pobreza no Brasil. In: \_\_\_\_\_. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. cap. A estabilidade inaceitável: Desigualdade e Pobreza no Brasil, p. 21–48.
- BARTHOLOMEW, D. *The statistical approach to social measurement*. San Diego: Academic Press, 1996.
- BECKER, G. S.; TOMES, N. An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility. *Journal of Political Economy*, v. 87, n. 6, p. 1153–89, 1979.
- BECKER, G. S.; TOMES, N. Human capital and the rise and fall of families. *Journal of Labor Economics*, v. 4, n. 3, p. S1–39, 1986.
- BENABOU, R.; OK, E. A. *Social Mobility and the Demand for Redistribution: The POUM Hypothesis*. [S.l.], nov. 1998.
- BENABOU, R.; OK, E. A. *Mobility as Progressivity: Ranking Income Processes According to Equality of Opportunity*. [S.l.], 2001.
- BIGARD, A. et al. Earnings mobility: An international comparison of Italy and France. *Review of Income and Wealth*, v. 44, n. 4, p. 535–54, 1998.
- BJÖRKLUND, A.; JÄNTTI, M. Intergenerational income mobility in Sweden compared to the United States. *American Economic Review*, v. 87, n. 5, p. 1009–18, 1997.
- BLANDEN, J. International evidence on intergenerational mobility. Artigo apresentado na conferência anual do Centre for Economic Performance, London School of Economics. Maio 2005.
- BOURGUIGNON, F. et al. *Inequality of Outcomes and Inequality of Opportunities in Brazil*. [S.l.], nov. 2003.
- BOWLES, S.; GINTIS, H. The inheritance of inequality. *Journal of Economic Perspectives*, v. 16, n. 3, p. 3–30, 2002. Available at <http://ideas.repec.org/a/aea/jecper/v16y2002i3p3-30.html>.
- BRASIL, R. F. d. Gasto social do governo central: 2001-2002. *Economia*, 2003.
- CORAK, M.; HEISZ, A. The intergenerational earnings and income mobility of Canadian men: Evidence from longitudinal income tax data. *Journal of Human Resources*, 1999.
- DARDANONI, V. Measuring social mobility. *Journal of Economic Theory*, v. 61, n. 2, p. 372–394, 1993.
- DEARDEN, L. et al. Intergenerational mobility in Britain. *Economic Journal*, v. 107, n. 440, p. 47–66, 1997.

- FERREIRA, S.; VELOSO, F. Mobilidade intergeracional de educação no brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 33, p. 481–583, 2003a.
- FERREIRA, S.; VELOSO, F. *Intergenerational Mobility of wages in Brazil*. [S.l.], 2004.
- FORMBY, J. P. et al. Mobility measurement, transition matrices and statistical inference. *Journal of Econometrics*, v. 120, p. 181–205, 2004.
- GOLDBERGER, A. S. Economic and mechanical models of intergenerational transmission. *American Economic Review*, v. 79, n. 3, p. 504–13, 1989.
- HERTZ, T. Family background and economic success. In: \_\_\_\_\_. [S.l.]: Princeton University Press, 2005. cap. Rags, Riches and Race: The Intergenerational Economic Mobility of Black and White Families in the United States, p. 165–191.
- LAM, D.; SCHOENI, R. F. Effects of family background on earnings and returns to schoolings: Evidence from Brazil. *Journal of Political Economy*, v. 101, n. 4, p. 710–741, 1993.
- MULLIGAN, C. *Parental Priorities and Economic Inequality*. Chicago: Chicago University Press, 1997.
- PERO, V. Et, à rio, plus ça reste le même... tendências da mobilidade social intergeracional no rio de janeiro. *ANPEC*, 2001.
- PRAIS, S. Social mobility and redistributive politics. *Journal of the Royal Statistical Society Series A*, v. 118, n. 1, p. 56–66, 1955.
- ROEMER, J. E. Meritocracy and income inequality. In: \_\_\_\_\_. New Jersey: Princeton University Press, 2000. cap. Equality of Opportunities, p. 17–32.
- SHORROCKS, A. F. The measurement of mobility. *Econometrica*, v. 46, n. 5, p. 1013–24, 1978.
- SOLON, G. Intergenerational income mobility in the United States. *American Economic Review*, v. 82, n. 3, p. 393–408, 1992.
- SOMMERS, P.; CONLISK, J. Eigenvalue immobility measures for markov chains. *Journal of Mathematical Sociology*, v. 6, p. 253–276, 1979.
- VALLE, N. do; PASTORE, J. *Mobilidade Social no Brasil*. [S.l.]: Makron Books, 2000.
- ZIMMERMAN, D. Regression toward mediocrity in economic stature. *American Economic Review*, v. 82, n. 3, p. 409–429, 1992.