

# MOBILIDADE INTERGERACIONAL DE RENDA NO BRASIL\*

Valéria Pero\*\*

Dimitri Szerman\*\*\*

Este artigo utiliza metodologias alternativas para estimar o grau de mobilidade intergeracional de renda no Brasil. Pela aplicação do estimador de variáveis instrumentais em duas amostras, proposto por Björklund e Jäntti (1997), verificou-se 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 67% da desigualdade observada.

## 1 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 segundo o qual esse 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.

Considerando-se 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. Os únicos trabalhos que tratam especificamente da mobilidade intergeracional de renda no país são os de Dunn (2004) e de Ferreira e Veloso (2006, 2003a). Dunn (2004) encontra estimativas da persistência de renda do trabalho no Brasil que colocam o

---

\* Gostaríamos de agradecer ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo auxílio financeiro à pesquisa relativa ao Edital Universal 01/2002.

\*\* Professora do Instituto de Economia da UFRJ e pesquisadora associada do Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade (IETS).

\*\*\* Mestre em economia pelo Instituto de Economia da UFRJ e doutorando da London School of Economics.

país no topo da lista dos países com maior imobilidade intergeracional de renda. Em Ferreira e Veloso (2006), os autores mostram que o grau de mobilidade intergeracional de salários é baixo no Brasil, e que tem variado ao longo do tempo, aumentando para coortes mais jovens. Em Ferreira e Veloso (2003a) é corroborada a hipótese de que restrições ao crédito constituem um fator gerador de transmissão intergeracional no Brasil, ao contrário das evidências em outros países, como o Canadá.

Parte da literatura que estuda as fontes de desigualdade tem como foco o papel do *background* familiar na determinação de salários (LAM; SCHOENI, 1993), ou na mobilidade intergeracional de educação (FERREIRA; VELOSO, 2003b; BARROS *et al.* 2001) e de ocupação (DO VALLE E SILVA; PASTORE (2000), De uma maneira geral, a conclusão desses trabalhos é que há significativa transmissão de *status* entre as gerações, o que contribui para a persistência das desigualdades.

O presente artigo tem como objetivo principal estimar o grau de mobilidade intergeracional de renda no Brasil utilizando metodologias alternativas, e compará-lo com estimativas de outros países. Para tanto, adotamos duas abordagens com base nos dados do suplemento de mobilidade social da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 1996, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Primeiro, estimamos o grau de persistência de *status* econômico para diferentes conceitos de renda e de amostras por meio do método de variáveis instrumentais em duas amostras – two-sample instrumental variables (TSIV) – 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 daquelas 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 (2006). A análise de progressividade revela que a estrutura de mobilidade do Brasil reduz o Gini em 20 pontos percentuais (p.p.), o que equivale a dizer que a desigualdade de oportunidades é responsável por algo em torno de 67% 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, este artigo está estruturado da seguinte forma: a esta introdução segue-se a seção 2, em que apresentamos a descrição da base de dados e das variáveis de análise; a seção 3 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 4 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 quinta e última seção apresenta a conclusão.

## 2 DADOS E DEFINIÇÕES DE VARIÁVEIS

A Pnad tem sido realizada anualmente pelo IBGE desde 1973. Apesar de essa pesquisa não possuir uma estrutura em painel, geralmente essencial para análises sistemáticas de mobilidade, as Pnads de 1973, 1976, 1982, 1988 e 1996 continham suplementos sobre mobilidade social, os quais traziam questões retrospectivas sobre a educação e a ocupação dos pais dos respondentes.

Para a implementação do TSIV, utilizamos as Pnads de 1996 e de 1977. A primeira, a que nos referimos como a “amostra dos filhos”, traz informações sobre as rendas destes, bem como sobre as características (educação e ocupação) dos pais reportadas pelos filhos.<sup>1</sup> 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 famílias cujos chefes tenham nascido entre 1957 e 1966 e que reportaram a educação e a ocupação dos pais, com rendimentos positivos e participando do mercado de trabalho com jornada mínima de 40 horas semanais. Além de permitir comparações com outros estudos,<sup>2</sup> a escolha dessa faixa etária permite comparar pais e filhos em estágios semelhantes dos seus ciclos de vida. A fim de compatibilizar as amostras, a dos pais é restrita a homens, chefes de domicílios onde residiam filhos nascidos entre 1957 e 1966, que reportaram sua educação e ocupação, tendo rendimentos positivos e participando no mercado de trabalho com jornada mínima de 40 horas semanais. A aplicação desses filtros gerou uma amostra de filhos com 12.147 indivíduos, e de pais com 28.835 indivíduos.

Neste trabalho são utilizados três conceitos de renda: renda mensal de todos os trabalhos (RTRA), renda pessoal (RPES) e renda familiar *per capita* (RFPC). Na RPES estão incluídos os RTRA, de capital e benefícios como aposentadorias e pensões. A RFPC é a razão das rendas pessoais de todos os membros do núcleo

---

1. Os filhos tinham 15 anos de idade ao responderem o questionário da Pnad sobre as características dos pais.

2. A amostra de filhos foi construída de modo a ficar o mais próximo possível da amostra de Björklund e Jäntti (1997). No entanto, para evitar problemas de seletividade devidos à participação das mulheres no mercado de trabalho, os autores utilizam somente pares de pais e filhos, excluindo mães e filhas. Ao utilizarmos 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 das mães. Adiante faremos testes de robustez dos resultados encontrados, mudando os filtros das amostras.

familiar pelo número de membros da família. A tabela 1 mostra as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas.<sup>3</sup>

TABELA 1

**Estatísticas descritivas das amostras de pais e filhos – Pnads de 1977 e 1996**

	Amostra de filhos		Amostra de pais
	Média		Média
Idade	34,50 (2,84)		46,60 (8,45)
RTRA	6,05 (0,99)		6,02 (1,02)
RPES	6,07 (0,99)		6,09 (1,05)
RFPC	5,04 (1,15)		4,63 (1,12)
	Filho	Pai (A)	Pai (B)
Educação			
0	0,1	0,35	0,32
1-3	0,14	0,3	0,3
4	0,14	0,2	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	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		12.147	28.835

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

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

3. 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*.

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. 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 prever 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% de seus pais são 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.

### 3 ESTIMATIVAS DA PERSISTÊNCIA DE STATUS

#### 3.1 Metodologia

Na linha introduzida por Becker e Tomes (1979, 1986), diversos autores têm analisado a mobilidade intergeracional a partir da elasticidade entre as rendas de pais e de filhos, em que 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.

Pelo menos três problemas são encontrados ao se tentar estimar a equação (1). Um primeiro problema, originalmente notado por Friedman (1957), vem do fato de que o pesquisador, de posse de dados em *cross-section*, observa apenas *proxies* de  $y_f$  contaminadas tanto por flutuações transitórias de renda como por erros aleatórios de medida. Conseqüentemente, há um viés atenuador, o que significa que para valores positivos de  $\beta$  espera-se um viés negativo nas estimativas de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

A solução clássica para o problema de erros-nas-variáveis é o uso de variáveis instrumentais (VI),<sup>4</sup> e aqui encontra-se o segundo problema com (1). A dificuldade em se encontrar um instrumento não-correlacionado com  $y_s$  introduz vieses no estimador de VI. Solon (1992) e Zimmerman (1992) mostram que para um instrumento  $I$ , correlações positivas entre  $y_s$  e  $I$  e entre  $y_f$  e  $I$  garantem que o viés em  $\hat{\beta}_{VI}$  seja positivo. Por isso, Solon utiliza a educação do pai como instrumento, propondo assim o uso dos estimadores de MQO e de VI para que se obtenham, respectivamente, limites inferiores e superiores de  $\beta$ .

No entanto – e aqui se encontra o terceiro problema –, os estimadores de MQO e de VI requerem dados longitudinais com uma janela longa o suficiente para que se observem pais e filhos em estágios comparáveis dos seus ciclos de vida. Dados desse tipo são obtidos apenas a custos muito altos, o que torna sua disponibilidade rara. De fato, para a maioria dos países, inclusive o Brasil, tais dados inexistem.

O procedimento adotado neste trabalho é uma extensão da estratégia de Solon feita por Björklund e Jäntti (1997), que aplicam o estimador VI em duas amostras (TSIV)<sup>5</sup> para estimar  $\beta$ . A idéia é a de que os momentos amostrais necessários para a estimação de  $\hat{\beta}_{VI}$  são calculados a partir de duas amostras independentes entre si. Na primeira amostra, informações da variável independente a ser instrumentalizada (a renda dos pais) e dos instrumentos (a educação e a ocupação dos pais) fornecem  $Cov(\hat{y}_f, I)$ . Na segunda amostra tem-se a variável dependente (a renda dos filhos) e, novamente, os instrumentos (a educação e a ocupação dos pais), o que permite estimar  $Cov(\hat{y}_f, I)$ . O estimador de TSIV é equivalente ao estimador de VI quando: *a*) as duas amostras se referem à mesma superpopulação, isto é, quando os momentos amostrais são assintoticamente iguais em ambas as amostras; e *b*) não há erro de medida maior nas respostas dos filhos sobre as características dos pais do que nas dos próprios pais (ver ANGRIST; KRUEGER, 1992). Como discutido na seção 1, a hipótese (*a*) é verificada, pois a distribuição dos instrumentos reportados pelos pais é próxima daquela reportada pelos filhos. Este trabalho prossegue assumindo a hipótese (*b*).

Sob essas condições, a implementação do estimador de TSIV é equivalente ao procedimento de mínimos quadrados em dois estágios. No 1º estágio utilizam-se

4. Alternativamente, Solon (1992) e Zimmerman (1992) sugeriram o uso da média de várias observações de  $y_t$  ao longo do tempo, caso o pesquisador disponha de tais dados. Apesar de não eliminar totalmente o viés decorrente de erros-nas-variáveis, esse procedimento possui a vantagem de não basear-se nas hipóteses necessárias para a validade de VIs.

5. O estimador de TSIV foi originalmente desenvolvido por Angrist e Krueger (1992) e por Arellano e Meghir (1992). Agradecemos a um dos pareceristas por chamar a atenção para o fato de que Björklund e Jäntti (1997) utilizam mínimos quadrados em dois estágios em duas amostras (TS2SLS), e não TSIV, como notado por Inoue e Solon (2005). No entanto, os mesmos autores também mostram que os limites de probabilidade (plim) de ambos os estimadores são equivalentes e que, em geral, TS2SLS é assintoticamente mais eficiente. Ainda que o termo TS2SLS seja tecnicamente mais preciso, seguimos a literatura e utilizamos a sigla TSIV para denotar o estimador descrito na seção 3.

os dados da amostra dos pais para fazer uma regressão da renda do pai nas suas características (educação e ocupação). Com os coeficientes estimados na regressão de 1<sup>o</sup> estágio e com as características dos pais reportadas pelos filhos construímos as rendas preditas dos pais. Finalmente, na regressão de 2<sup>o</sup> estágio, projetamos a renda do filho numa constante e na renda predita do pai.<sup>6</sup>

Como o estimador de TSIV é equivalente ao de VI, espera-se um viés positivo nas estimativas de  $\beta$ , pois os instrumentos utilizados são positivamente correlacionados com a renda do pai e com a renda do filho. A escolha dos instrumentos é, portanto, um fator determinante da magnitude desse viés.<sup>7</sup> Três conjuntos de instrumentos são utilizados neste trabalho: *a*) educação e ocupação; *b*) apenas educação; e *c*) apenas ocupação. Uma discussão detalhada de como selecionar a estimativa preferida é feita na subseção 3.2 e no apêndice B.

### 3.2 Resultados

A tabela 2 apresenta os resultados de  $\hat{\beta}_{TSIV}$  para os três conceitos de renda a partir dos dados das Pnads de 1996 e 1977. Além de utilizarmos a amostra de filhos completa, separamos homens e mulheres da amostra de 1996, criando assim uma amostra de filhos e outra de filhas.<sup>8</sup> Há duas justificativas para essa separação. De um ponto de vista teórico, filhos e filhas experimentariam diferentes graus de mobilidade com respeito a seus pais caso houvesse diferenças sistemáticas entre sexos na transmissão de capital humano e de características genéticas, ou no retorno aos investimentos em capital humano. Além disso, essa separação permite uma comparação mais precisa das nossas estimativas com as de estudos para outros países, que comumente utilizam amostras contendo apenas homens. Além de resultados separados para filhos e filhas, a tabela 2 reporta resultados com ajuste para idade pelo método dos resíduos,<sup>9</sup> a fim de se corrigirem diferenças no ciclo de vida entre pais e filhos. Resultados utilizando outras definições de amostras e de variáveis são descritos e reportados em mais detalhes na subseção 3.2.1 e no apêndice.

6. Seguindo esse procedimento, Björklund e Jäntti (1997) sugerem que os erros-padrão das estimativas de  $\beta$  sejam calculados por meio de uma rotina de *bootstrap*. Primeiro, uma amostra de *bootstrap* da amostra de pais é utilizada para estimar a regressão de 1<sup>o</sup> 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 esse procedimento mil vezes, utilizamos os desvios-padrão das mil estimativas de *bootstrap* como os erros-padrão de  $\hat{\beta}$ .

7. Enquanto Solon propôs o uso de apenas um instrumento (educação), Björklund e Jäntti utilizam dois instrumentos (educação e ocupação), mas não discutem os possíveis efeitos dessa escolha.

8. Em cada caso, a amostra de 1977 é filtrada apropriadamente para que contenha apenas chefes de domicílios onde residiam filhos ou filhas. Note-se, contudo, que pais com um filho e uma filha, ambos nascidos entre 1957 e 1966, entram nas duas amostras. Os tamanhos de cada definição de amostras estão na tabela A.1 do apêndice A.

9. O método dos resíduos consiste em: *a*) fazer uma projeção ortogonal da renda dos indivíduos numa constante, idade e idade ao quadrado; e *b*) tomar os resíduos dessa projeção como a variável de renda a ser utilizada nas demais regressões. O método é comumente utilizado pela literatura (e.g. GRAWE, 2004). Alternativamente, incluímos a idade do filho na regressão de 2<sup>o</sup> estágio, mas as estimativas não diferiram significativamente das obtidas pelo método dos resíduos. Infelizmente, não foi possível adicionar a idade do pai na regressão de 2<sup>o</sup> estágio, pois essa variável não é observada na amostra de 1996.

TABELA 2

**Estimativas da persistência intergeracional de renda no Brasil**

Amostra	Não ajustado para idade			Ajustado para idade		
	RTRA	RPES	RFPC	RTRA	RPES	RFPC
Painel A: educação e ocupação como instrumentos						
Todos	0,72 (0,01)	0,70 (0,01)	0,85 (0,01)	0,74 (0,01)	0,72 (0,01)	0,86 (0,01)
Filhos	0,73 (0,01)	0,71 (0,01)	0,86 (0,02)	0,75 (0,01)	0,73 (0,01)	0,86 (0,02)
Filhas	0,72 (0,03)	0,70 (0,03)	0,83 (0,03)	0,74 (0,03)	0,72 (0,03)	0,84 (0,03)
Painel B: educação como instrumento						
Todos	0,75 (0,01)	0,74 (0,01)	0,88 (0,02)	0,78 (0,01)	0,77 (0,01)	0,89 (0,02)
Filhos	0,76 (0,02)	0,75 (0,01)	0,90 (0,02)	0,79 (0,02)	0,77 (0,01)	0,89 (0,02)
Filhas	0,76 (0,03)	0,74 (0,03)	0,87 (0,03)	0,79 (0,03)	0,76 (0,03)	0,87 (0,03)
Painel C: ocupação como instrumento						
Todos	0,64 (0,01)	0,63 (0,01)	0,77 (0,02)	0,66 (0,01)	0,65 (0,01)	0,78 (0,02)
Filhos	0,65 (0,02)	0,64 (0,01)	0,79 (0,02)	0,67 (0,02)	0,66 (0,02)	0,79 (0,02)
Filhas	0,67 (0,04)	0,64 (0,04)	0,77 (0,04)	0,69 (0,04)	0,66 (0,04)	0,77 (0,04)

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

Notas: Erros-padrão entre parênteses. Os erros-padrão foram calculados de acordo com a rotina de *bootstrap* descrita na subseção 3.1

As estimativas das elasticidades entre as rendas dos filhos e dos pais para os diferentes conceitos de renda são todas estatisticamente significativas, variando entre 0,635 e 0,904. Uma rápida inspeção da tabela 2 revela alguns padrões na variação das estimativas.

Primeiro, o uso de diferentes conjuntos de instrumentos é a causa das maiores variações nas estimativas. Como previsto, as estimativas que utilizam apenas a ocupação como instrumento são sistematica e significativamente menores do que as estimativas obtidas a partir de conjuntos de instrumentos que incluem a educação.<sup>10</sup> Uma vez que o indicador de ocupação foi construído a partir da renda, espera-se que a correlação entre essas variáveis seja alta o suficiente para produzir

10. As estatísticas desses testes de hipótese estão na tabela A.2 do apêndice. Deve ser notado que as estimativas obtidas com a amostra contendo apenas filhas nem sempre variam significativamente de acordo com o instrumento. Isso se deve ao fato de que as amostras de filhas possuem números de observações bastante reduzidos – em média 1.900 (ver a tabela A.1) – quando comparados às amostras de filhos – em média 12.100 observações –, o que por sua vez produz erros-padrão maiores.



vieses pequenos. Como essa correlação deve ser maior do que aquela entre a educação e a renda do pai, o uso da educação como instrumento deve produzir vieses maiores do que as estimativas que utilizem a ocupação. O viés decorrente do uso de ambas as variáveis no vetor de instrumentos já é menos claro, pois o efeito de uma correlação maior entre os dois instrumentos e a variável endógena pode ser mitigado pela introdução de mais variância nos instrumentos.<sup>11</sup>

Essa informação é útil para comparações com estimativas de outros países: se o objetivo fosse comparar estimativas o mais próximas possível do real valor de  $\beta$ , então as estimativas do painel C da tabela 2 deveriam ser usadas. Caso o objetivo seja comparar estimativas que utilizem o mesmo conjunto de instrumentos, os resultados dos painéis A e B provavelmente serão os utilizados.

Segundo, há diferenças significativas nas elasticidades entre os diferentes conceitos de renda.<sup>12</sup> A tabela 2 revela que a elasticidade da RFPC é significativamente maior do que as elasticidades dos outros dois conceitos de renda: enquanto a média das estimativas para RFPC é 0,86, as médias das estimativas para RTRA e RPES são 0,73 e 0,72, respectivamente. Isso pode ser interpretado como um indício da importância da formação de domicílio na determinação da persistência de *status* entre gerações.<sup>13</sup> Esse resultado também segue o padrão encontrado em outros estudos empíricos (ver, por exemplo, MULLIGAN, 1997, cap. 7), além de corroborar a predição do modelo de transmissão intergeracional de *status* econômico de Mulligan (1997). Um resultado desse 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.

Terceiro, controles para a idade aumentam apenas ligeiramente as estimativas das elasticidades: os  $\beta$ 's da renda do trabalho são aumentados, em média, em 3%, enquanto os da renda pessoal se elevam em 1%.<sup>14</sup> Contudo, essas diferenças não são significativas aos níveis de significância usuais.<sup>15</sup> Esse resultado também segue o padrão encontrado em outros estudos empíricos (ver, por exemplo, BJÖRKLUND; JÄNTTI, 1997; ZIMMERMAN, 1992; ATKINSON, 1981), mas é contrário à evidência

11. Como pode ser visto no apêndice C, nem a direção do viés pode ser definida apenas com hipóteses sobre os sinais das correlações entre os instrumentos e a variável endógena, dos coeficientes da regressão da variável dependente nos instrumentos e da correlação entre os instrumentos.

12. As estatísticas desses testes de hipótese estão na tabela A.3 do apêndice.

13. Por outro lado, as diferenças nas elasticidades entre as diferentes medidas de renda podem estar refletindo o fato de que diferentes medidas de renda estão associadas aos instrumentos em graus distintos. De fato, a tabela B.1 do apêndice mostra que as estatísticas  $R^2$  das regressões de 1º estágio são sistematicamente menores quando a variável de renda é a RFPC. No apêndice B é feita uma análise mostrando que o controle para o efeito da correlação entre os instrumentos e as medidas de renda não altera a conclusão de que as elasticidades para RFPC são maiores do que os dos outros dois conceitos de renda.

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

15. Ver tabela A.4 do apêndice.

apresentada por Ferreira e Veloso (2003a), que encontram uma redução de 9,5% quando controlam para a idade do filho na regressão de 2º estágio.<sup>16</sup>

Quarto, as elasticidades entre pares de pai e filha tendem a ser maiores do que as elasticidades entre pai e filho, principalmente na transmissão de rendimentos. Ainda assim, não podemos rejeitar a hipótese de que esses parâmetros sejam iguais aos níveis de significância usuais.<sup>17</sup> Esse resultado está de acordo com aqueles apresentados pela literatura (por exemplo, DEARDEN; MACHIN; REED, 1997).<sup>18</sup>

### 3.2.1 Robustez dos resultados

A robustez desses resultados foi testada por meio de mudanças nos critérios de seleção das amostras, nas definições das variáveis e nos métodos para controlar o efeito da idade. Primeiro, as amostras foram restritas a indivíduos ocupados em tempo integral (jornada mínima de 40 horas semanais), o que provocou uma redução não-significativa em 43 das 54 estimativas apresentadas na tabela 2. O alargamento da faixa etária para filhos entre 30 e 45 anos tampouco altera as conclusões.<sup>19</sup> Outras 11 definições das variáveis de renda foram testadas. As elasticidades entre rendimentos do trabalho principal não diferem significativamente das elasticidades para RTRA. Variáveis medidas em salário/hora tampouco alteram as estimativas, bem como o uso da renda familiar, domiciliar ou domiciliar *per capita* no lugar da RFPC. Além disso, as variáveis de renda foram deflacionadas espacialmente a fim de corrigir para as diferenças nos custos de vida entre as regiões geográficas, mas os resultados permaneceram em grande medida inalterados. Os resultados também se mostraram robustos a mudanças na agregação das ocupações. Foram testadas agregações por variantes da classificação proposta por Silva e Pastore (2000), pela mediana da renda, além de ser usada uma variável contínua. O mesmo se aplica ao uso da educação como variável contínua medida no ponto médio de cada uma das nove faixas.

16. 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-se notar, contudo, que o trabalho de Ferreira e Veloso utiliza diferentes definições de amostra. Em particular, a amostra de filhos selecionada pelos autores é constituída por homens entre 25 e 64 anos de idade, o que pode explicar a diferença da direção do ajuste para o ciclo de vida entre as nossas estimativas.

17. Ver tabela A. 5 no apêndice.

18. Vale dizer que a amostra de filhas, por excluir aquelas que não participam do mercado de trabalho, é mais homogênea do que a amostra de filhos. Como notado por Solon (1992), isso pode estar introduzindo vieses negativos nas estimativas das elasticidades entre pai e filha.

19. No entanto, faixas etárias mais largas são inconvenientes por dois motivos. Primeiro, domicílios com filhos mais velhos tendem a ficar sub-representados na amostra dos pais. Segundo, a incorporação de filhos mais jovens pode introduzir erro-de-medida correlacionado a seu *status* de longo prazo, o que introduz vieses negativos. De fato, um resultado consolidado pela literatura empírica (ver, por exemplo., SOLON, 2002) é que as elasticidades intergeracionais são menores quando os filhos são observados na faixa dos 20 anos de idade. Isso reforça a nossa escolha de excluir da análise indivíduos com menos de 30 anos de idade.

### 3.3 Comparação internacional

Comparações entre resultados de diferentes estudos devem levar em consideração o método de estimação, a definição das amostras – em especial no que diz respeito à idade em que pais<sup>20</sup> e filhos são observados – e as definições das variáveis. Como os trabalhos empíricos geralmente não seguem uma metodologia uniforme no que concerne a esses aspectos, os seus resultados não são diretamente comparáveis e, portanto, a evidência de associação positiva entre os dois tipos de desigualdade deve ser interpretada com cautela. No entanto, o único estudo que permite comparações confiáveis entre dois países conclui que o país com maior desigualdade de resultados possui menos mobilidade intergeracional.<sup>21</sup> Assim, apesar de haver evidências que apontem para a associação entre os dois tipos de desigualdade, conclusões mais contundentes requerem mais estimativas de elasticidades intergeracionais, de mais países, e que sejam comparáveis entre si.

Para confrontar a evidência obtida por este trabalho, a tabela 3 reúne estimativas de elasticidades dos rendimentos do trabalho entre gerações para outros países. Como se vê, apenas o Equador e o Peru parecem possuir menos mobilidade intergeracional de rendimentos do que o Brasil.<sup>22</sup> Além disso, uma comparação entre a África do Sul e o Brasil revela que, apesar de níveis de desigualdade semelhantes, os países são bastante diferentes em termos de mobilidade intergeracional de renda. Enquanto o índice de Gini no Brasil é de 0,59 e na África do Sul 0,58, as estimativas da persistência intergeracional de renda são de 0,66 e 0,44, respectivamente.<sup>23</sup>

De uma maneira geral, a evidência reunida na tabela 3 parece apontar para uma associação positiva entre os dois tipos de desigualdades: os países nórdicos são os que apresentam maior grau de mobilidade, seguidos de países da Europa central e dos Estados Unidos, enquanto os países em desenvolvimento – em especial os da América Latina – são os que possuem os menores graus de mobilidade. As exceções ficam por conta de Canadá e Alemanha, que apresentam alto grau de mobilidade e de desigualdade.

---

20. Grawe (2004) mostra que até 50% da variação das estimativas de  $\beta$  se devem à variação nas idades nas quais os pais são observados.

21. Este estudo é o de Björklund e Jäntti (1997), que realizam uma comparação entre a Suécia e os Estados Unidos – cada um em um extremo no *ranking* da desigualdade de renda dos países da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). A conclusão de que a Suécia possui mais mobilidade intergeracional, no entanto, não é absoluta, pois os erros-padrão das estimativas dos autores são tais que não permitem a rejeição da hipótese nula de igualdade dos graus de mobilidade.

22. Na tabela, a estimativa apresentada foi obtida utilizando a ocupação como instrumento. Se fôssemos comparar as estimativas obtidas utilizando a educação como instrumento (.754 ou .715), então apenas o Equador teria menos mobilidade que o Brasil.

23. Lam (1999) encontra resultado semelhante na comparação da mobilidade educacional intergeracional entre Brasil e África do Sul, isto é, de que a mobilidade educacional entre gerações é muito baixa em ambos os países, e maior na África do Sul.

TABELA 3  
**Estimativas da persistência de rendimentos – vários países**

País	$\beta$	Gini <sup>a</sup>
Equador <sup>b</sup>	1,13	0,437
Peru <sup>b</sup>	0,67	0,498
Brasil	0,66	0,589
Chile <sup>b</sup>	0,55	0,571
Malásia <sup>b</sup>	0,54	0,492
Inglaterra	0,5	0,36
Itália	0,47	-
Estados Unidos	0,47	0,408
Paquistão <sup>b</sup>	0,46	0,33
África do Sul <sup>b</sup>	0,44	0,578
Nepal <sup>b</sup>	0,43	0,367
França	0,39	0,327
Portugal	0,38	-
Bélgica	0,37	-
Espanha	0,34	-
Alemanha	0,32	0,283
Grécia	0,32	0,36
Cingapura <sup>b</sup>	0,28	0,425
Suécia	0,26	0,25
Canadá	0,19	0,331
Noruega	0,18	0,258
Finlândia	0,18	0,269
Austrália	0,15	-
Dinamarca	0,14	0,247

Fonte: World Bank (2005), exceto Brasil (fonte: Ipea).

Notas: As estimativas foram ajustadas para efeitos de comparação internacional. Os ajustes levam em conta idades do pai e do filho e método de estimação utilizados. Para detalhes da metodologia de ajustamento e estudos utilizados, ver Corak (2004).

<sup>a</sup> Os índices se referem ao ano de 2000, salvo Brasil (2002); Inglaterra (1999); Equador, Paquistão, Cingapura e Canadá (1998); Malásia e Dinamarca (1997); Nepal (1996); e França (1995).

<sup>b</sup> Não foi possível fazer o ajustamento pela falta de dados fornecidos pelo(s) estudo(s) para cada país.

#### 4 MATRIZES DE TRANSIÇÃO INTERGERACIONAL DE RENDA

Outra forma de mensurar a mobilidade intergeracional de renda é por meio de matrizes de transição. Uma matriz de transição apresenta as probabilidades de que um filho pertença à classe de renda  $i$ , dado que seu pai pertencia à classe de renda  $j$ . Essa 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 apresentando 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.

#### 4.1 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, a matriz de transição é uma transformação de  $K(\cdot, \cdot)$ , e para formá-la é preciso antes determinar o número de fronteiras entre as classes de renda. Suponha que existam  $m$  classes, e que as fronteiras entre essas 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>24</sup> A matriz de transição resultante é denotada por  $P = \{p_{ij}\}$ , onde  $p_{ij}$  é a probabilidade condicional de que o filho esteja no quantil  $j$  dado que seu pai estava no quantil  $i$ , isto é,

$$P_{ij} = \frac{\Pr[(\xi_i - 1 \leq y_f < \xi_i) \cap (\xi_j - 1 \leq y_s < \xi_j)]}{\Pr[(\xi_i - 1 \leq y_f < \xi_i)} \quad i, j = 1, \dots, m \quad (2)$$

O denominador de (2) será denotado ao longo deste trabalho 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>25</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>26</sup> Assim, alguma estratégia deve ser adotada para que a construção da matriz  $P$  seja factível. A estratégia utilizada consiste em; a) construir a renda predita dos pais,  $\hat{y}_f$ , a

24. As fronteiras poderiam ser definidas de outros modos como, por exemplo, funções das médias ou medianas de  $Y_f$  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.

25. De fato, tal proporção é o estimador de máxima verossimilhança da probabilidade  $p_{ij}$ .

26. 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) Silva e Pastore (2000). Para matrizes de transição educacionais, ver Ferreira e Veloso (2003b).

partir da sua educação e ocupação, de forma semelhante ao que se fez para a implementação do estimador de TSIV na seção anterior; e *b*) 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>27</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>28</sup> Ambas as medidas de renda foram corrigidas para a idade pelo método dos resíduos.<sup>29</sup>

#### 4.1.1 Medidas sumárias de mobilidade

Uma medida de mobilidade baseada 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 essas medidas. A tabela 4 lista algumas das principais medidas utilizadas pela literatura.

TABELA 4  
Índices de mobilidade

Medida	Fonte
$M_1(P) = \frac{m - \sum_{i=1}^m pu}{m - 1}$	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).

27. 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 de normalidade do log das rendas dos filhos e dos pais, o que nos levou a não adotar tal abordagem neste trabalho.

28. A utilização das rendas previstas gerou um problema de discretização dos dados. (Na verdade, esse problema também se verificou nos dados de rendas. Isso 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 biestocásticas. Para resolver esse problema adotamos o seguinte procedimento: a) geramos um vetor aleatório uniforme no intervalo  $[-.001, .001]$  do mesmo tamanho da amostra; b) somamos esse vetor às rendas (preditas) de pais e filhos; c) tabulamos os quantis para obter a matriz de transição; e d) repetimos o procedimento  $k = 1.000$  vezes. A matriz de transição final é a média das matrizes estimadas pelos passos (a)-(c).

29. Ver nota 9.

Todas essas 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, isto é, 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 4,  $M_1$  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>30</sup> O segundo maior autovalor ( $\lambda_2$ ) 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 dessa 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>31</sup>

#### 4.1.2 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 multidimensional. 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 social (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 da 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  $\hat{P}$ , a condição

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

30. Shorrocks (1978) nota ainda que  $M1$  é o recíproco da média dos tempos médios (em gerações) que indivíduos levam para mudar de classe. Isso significa que se  $Q$  é a matriz de transição de uma determinada sociedade, e que  $M1(Q) = 0.8$ , então espera-se que em 1.25 gerações todos os indivíduos mudem de classe.

31. Por exemplo,  $M3(P) = 0.5$ , 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.

implica que  $P$  domina  $\hat{P}$  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  $\hat{P}$ . A intuição desse resultado é de que uma FBS como já definida 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.

#### 4.1.3 Progressividade

Benabou e Ok (2001) formalizam a noção de que mobilidade significa igualdade de oportunidades.<sup>32</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 esse prisma, um processo de mobilidade é visto como um esquema de redistribuição, diferindo do sistema tributário apenas por ser estocástico. Dessa analogia com o sistema tributário, depreende-se que os processos de mobilidade podem (ou devam) ser ordenados de acordo com o seu grau de progressividade.

Dessa maneira, um processo de mobilidade é perfeitamente equalizador de oportunidades quando todos os filhos têm a mesma renda esperada, independentemente das rendas dos pais. Nesse 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 (2001) os processos de mobilidade são descritos por matrizes de transição. Dessa 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 essas definições, Benabou e Ok (2001) definem um processo de mobilidade como progressivo se

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

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



com ao menos uma desigualdade estrita.<sup>33</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,  $\rho^{RS} = \text{Gini}(y) - \text{Gini}(e)$ . Além disso, os autores derivam a elasticidade residual média, que é equivalente ao  $\beta$  estimado na seção anterior. Denotamos esse parâmetro por  $\hat{\beta}$ , o qual pode ser calculado a partir da matriz de transição quantílica da seguinte forma:

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

#### 4.1.4 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 subseção 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 agregá-los de acordo com os seus padrões de mobilidade. A idéia é encontrar uma partição da 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 desse 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  $\sum_\lambda \tau_\lambda$ . Dessa 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.

33. De uma maneira geral, um processo de mobilidade representado pela matriz de transição  $P$  é mais progressivo do que o processo representado pela matriz  $\bar{P}$  se  $\frac{\theta_1}{\theta_1} \geq \frac{\theta_2}{\theta_2} \geq \dots \geq \frac{\theta_m}{\theta_m}$  com ao menos uma desigualdade estrita. No caso onde testamos a progressividade de um processo,  $\bar{P} = I$  e, portanto,  $\bar{\theta} = \eta$ .

34. Utilizamos quartis em vez 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 dessa forma. Ainda assim, a análise que segue utiliza matrizes de transição decílicas. Os resultados para outras definições de matrizes podem ser obtidos dos autores mediante pedido.

## 4.2 Resultados

A tabela 5 mostra a matriz de transição intergeracional de renda para o Brasil, dando a probabilidade de um filho atingir determinado quartil<sup>34</sup> de renda condicionado ao quartil do pai.<sup>35</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 nesse 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 5 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>36</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 dessas duas categorias, dificilmente seus descendentes sairão delas. Isso quer dizer que existe uma persistência intergeracional maior da pobreza e da riqueza, com efeitos sobre a desigualdade de oportunidades. No entanto, a evidência para outros países é de armadilhas de pobreza e de riqueza de magnitudes bem menores do que as encontradas no Brasil. Por exemplo, as matrizes de transição apresentadas por Hertz (2005) mostram as células  $P[1,1]$  e  $P[4,4]$  variando entre 0,33 e 0,45. O resultado da tabela 5 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. Isso 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,

TABELA 5  
Matriz de transição quartílica RTRA

Pai	Filho			
	1º	2º	3º	4º
1º	0,514	0,292	0,147	0,047
2º	0,319	0,325	0,232	0,124
3º	0,12	0,261	0,344	0,275
4º	0,047	0,122	0,277	0,554

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

35. O conceito de renda utilizado 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 5.

36. A matriz onde todas as linhas fossem iguais representaria a situação de graus de transmissão idênticos.

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 *transmissão intergeracional de renda no decil mais rico da distribuição* tende a ser maior do que a *poverty trap*.

Os resultados das análises propostas na seção anterior são sumariados na tabela 6. 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 comparados com os outros países.

TABELA 6  
**Resultados**

A: índices de mobilidade <sup>a</sup>					
	M1	M2	M3		
Brasil	0.755	0.455	0.247		
Estados Unidos	0.875	0.659	0.330		
Reino Unido	0.881	0.746	0.336		
Alemanha	0.835	0.718	0.325		
Canadá	0.93	0.847	0.365		
B: bem-estar					
	BR	EUA	RU	AL	
Estados Unidos	EUA				
Reino Unido	RU	RU			
Alemanha	AL	AL	RU		
Canadá	CN	CN	CN	CN	
C: progressividade					
	$(y_{77}) \rightarrow (P_{77}^{96} \cdot y_{77})$	$(y_{77}) \rightarrow (P_{77}^{96} \cdot y_{96})$	$(y_{96}) \rightarrow (P_{77}^{96} \cdot y_{96})$		
Gini	.603->.400	0.603->.388	.589->.388		
$\rho^{RS}$	0.203	0.215	0.201		
$1 - \hat{\beta}$	0.357	0.372	0.381		
$P_{77}^{96} \cdot y_{eq}^l, y \in y_{77}, y_{96}$					
Testes de dominância:					
D: pólos de imobilidade					
	Brasil <sup>b</sup>		EUA <sup>c</sup>		
Pólos	$\tau$ (%)	$\alpha$	Pólos	$\tau$ (%)	$\alpha$
1 a 5	74	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

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

<sup>b</sup> A matriz de transição utilizada foi baseada nos decis da RFPC, ajustada para a idade pelo método dos resíduos.

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

Isso significa que o Brasil apresenta um grau de imobilidade maior, considerando-se 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. Esse resultado é consistente com o verificado na literatura empírica que estima a persistência de *status* por meio de regressões (ver CORAK; HEISZ, 1999). Os outros países apresentam posições variadas, dependendo do índice considerado, mostrando que diferentes conceitos levam a diferentes ordenamentos.

O painel B da tabela 6 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 nesse painel revelam que os outros países possuem mais bem-estar derivado de mobilidade do que o Brasil. Note-se que esses resultados não diferiram daqueles encontrados no painel A. No entanto, não há razão teórica para que esses resultados coincidam.<sup>37</sup> Os resultados da análise de progressividade são apresentados no painel C da tabela 6. 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). Esse resultado significa que  $.4/.6 = 66,6\%$  da desigualdade observada, em 1996, entre a coorte de 1957-1966 se devia a desigualdades herdadas da geração anterior. Em outras palavras, a desigualdade de oportunidades contribui com cerca de 67% para a desigualdade de resultados no Brasil. Esse número é substancialmente maior do que o apresentado por Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2003), que calculam a desigualdade de oportunidades no Brasil como sendo responsável por algo entre 8 p.p. e 12 p.p. do Gini, representando de 15% a 20% da desigualdade de resultados.<sup>38</sup>

O índice de progressividade de Reynolds-Smolensky é de .20 e .215, respectivamente para os casos *ex post* e *ex ante*. Esse resultado pode ser contrastado com a redução do Gini de .06 causada por impostos e transferências governamentais, como mostrado em Brasil (2003). Ainda que esses números revelem um processo de mobilidade altamente progressivo quando comparado à intervenção governamental no Brasil, a condição de dominância de Benabou-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  $t = -241\%$ ,  $-119\%$ ,  $-69,8\%$ ,  $-75,5\%$ ,  $-53\%$ ,  $-88,2\%$ ,  $-43,2\%$ ,  $-33,8\%$ ,  $-3,5\%$ ,  $41\%$

37. Outras comparações desses dois tipos de medida poderiam gerar resultados diferentes. De fato, Dardanoni (1993, p. 385-386) mostra que  $M1$  e  $M2$  não são medidas coerentes com a condição de primeira dominância.

38. Deve ser notado, contudo, que a abordagem dos autores é baseada em Roemer (2000), que difere da utilizada neste trabalho.

A condição de dominância (4) é equivalente à condição  $t_1 \leq t_2 \dots \leq t_{10}$ . A vantagem de apresentar os resultados dessa 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 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 3º e o 4º decis e entre o quinto e o sexto decis. 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 apresentadas anteriormente e, portanto,  $P \frac{96}{77} / \gamma_{eq} I$  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 TSIV na seção anterior. As razões para essa diferença não são evidentes, mas podem estar relacionadas com imprecisões decorrentes da discretização dos dados para construção da matriz de transição.

O painel D da tabela 6 mostra os resultados do particionamento “ótimo” das matrizes decílicas do Brasil e dos Estados Unidos. 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 1º e o 5º decis, mas tiveram pouco movimento a partir desse 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>39</sup>

Os padrões de mobilidade não são muito diferentes entre Brasil e Estados Unidos. Enquanto no Brasil as barreiras à mobilidade encontram-se entre o 5º e 6º, e entre o 9º e 10º decis, nos Estados Unidos elas se localizam entre o 3º e o 4º, e entre o nono e décimo decis de renda. Uma diferença, portanto, está na barreira entre o primeiro e o segundo intervalo. Chama a atenção, no Brasil, a dificuldade que têm os filhos de pais que pertenciam à classe dos 50% mais pobres de ascender economicamente: 74% dos filhos cujos pais se encontravam até o 5º decil permanecem neste intervalo.<sup>40</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

39.  $\alpha = 1$  significa que, dentro do intervalo, a classe do filho é independente da classe do pai.

40. Nos Estados Unidos, essa proporção, que não está mostrada na tabela, é de 65%.

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 Estados Unidos. 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 movimentos intergeracionais de renda no Brasil se dão, sobretudo, dentro de certos intervalos bem definidos do que entre estes intervalos. Em suma, os resultados dessa análise estão de acordo com os das análises anteriores, que mostram maior persistência de *status* no Brasil do que nos outros países.

## 5 CONCLUSÃO

Duas diferentes abordagens nos levam à mesma conclusão: o Brasil apresenta um alto grau de desigualdade de oportunidades, a qual é responsável por 67% da desigualdade observada. A alta transmissão de *status* econômico entre gerações vai na direção de explicar a estabilidade da desigualdade de renda no Brasil. Ainda que alguma parcela da transmissão de *status* seja “natural” e possivelmente desejada por motivos de eficiência, o baixo grau de mobilidade intergeracional no Brasil evidencia um amplo espaço para a intervenção pública. Políticas que almejem reduzir a desigualdade de resultados devem atentar para a desigualdade de oportunidades. Assim, áreas como educação, saúde, crédito e políticas voltadas para o desenvolvimento infantil deveriam ser priorizadas pela intervenção governamental, a fim de se produzirem resultados menos desiguais no futuro.

As metodologias e seus principais resultados podem ser assim resumidos. Primeiro, estimamos o grau de persistência de *status* econômico a partir do método de TSIV aplicado por Björklund e Jäntti (1997). As estimativas da persistência intergeracional de renda para o Brasil variam entre 0.67 e 0.80, dependendo do conceito de renda utilizado, sendo mais altas quando a renda familiar *per capita* é considerada.

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 esse 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 sua progressividade. Este exercício também aponta que a desigualdade de oportunidades é responsável por algo em torno de 65% da desigualdade observada e, portanto, que o processo de mobilidade do Brasil reduz o Gini em 20 p.p. 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 9º e o 10º decis de renda. Também encontramos evidência de que os poucos movimentos intergeracionais ocorrem, sobretudo, dentro dos intervalos limitados por essas barreiras. Além disso, dentro de cada um desses intervalos, o Brasil apresenta desigualdades de oportunidades maiores do que os Estados Unidos.

## ABSTRACT

This article adopts alternative methodologies to estimate the degree of intergenerational income mobility in Brazil. We apply the two-sample instrumental variables method used by Björklund and Jäntti (1997) and show that intergenerational persistence of family per capita income is greater than that of other income concepts. In addition, when compared to the evidence for developed countries, all measures based on transition matrices show that Brazil has the lowest degree of intergenerational mobility. Finally, results based on Benabou and Ok (2001) indicate that the mobility structure in Brazil reduce the Gini coefficient in 20 percentage points, which means that inequality of opportunities accounts for nearly 67% of observed inequality.

## REFERÊNCIAS

- 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. 537-559, 1992.
- ATKINSON, A. B. On intergenerational income mobility in Britain. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. III, n. 2, p. 194-218, 1981.
- \_\_\_\_\_. *The measurement of economic mobility*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 1983. p. 61-76.
- BARROS, R. P.; FERREIRA, F. H. The slippery slope: explaining the increase in extreme poverty in urban Brazil, 1976-1996. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 19, n. 2, p. 211–296, 1999.
- BARROS, R. P.; MENDONÇA, R.; DOS SANTOS, D. D.; QUINTAES, G. Determinantes do desempenho educacional no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 31, n. 1, p. 1-42, 2001.
- 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. 1.153–1.189, 1979.

\_\_\_\_\_. 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. *Mobility as progressivity: ranking income processes according to equality of opportunity*. National Bureau of Economic Research, 2001 (Working Paper, 8.431).

\_\_\_\_\_. Social mobility and the demand for redistribution: the poum hypothesis. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 116, n. 2, p. 447-487, 2001. BIGARD, A.; GUILLOTIN, Y.; LUCIFORA, C. Earnings mobility: an international comparison of Italy and France. *Review of Income and Wealth*, v. 44, n. 4, p. 535-554, 1998.

BJÖRKLUND, A.; JÄNTTI, M. Intergenerational income mobility in Sweden compared to the United States. *American Economic Review*, v. 87, n. 5, p. 1.009-1.018, 1997.

BLANDEN, J. *International evidence on intergenerational mobility*. Artigo apresentado na Conferência Anual do Centre for Economic Performance, London School of Economics, 2005.

BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F. H.; MENÉNDEZ, M. *Inequality of outcomes and inequality of opportunities in Brazil*. William Davidson Institute at the University of Michigan Business School, 2003 (Working Paper, 630).

BRASIL, R. F. do. Gasto social do governo central: 2001-2002. *Econômica*, v. 5, n. 1, p. 9-69, 2003.

CORAK, M. Do poor children become poor adults? lessons for public policy from a cross-country comparison of generational earnings mobility. *Technical Report*, Florença, Unicef Innocenti Research Centre, 2004.

CORAK, M.; HEISZ, A. The intergenerational earnings and income mobility of Canadian men: evidence from longitudinal income tax data. *Journal of Human Resources*, n. 113, 1999.

DARDANONI, V. Measuring social mobility. *Journal of Economic Theory*, v. 61, n. 2, p. 372-394, 1993.

DEARDEN, L.; MACHIN, S.; REED, H. Intergenerational mobility in Britain. *Economic Journal*, v. 107, n. 440, p. 47-66, 1997.

DUNN, C. *The intergenerational transmission of earnings: evidence from Brazil*. Departamento de Economia, University of Michigan, 2004 (*Technical Report*).

FERREIRA, S.; VELOSO, F. *Do borrowing constraints decrease intergenerational mobility?* Evidence from Brazil. Artigo apresentado na XXV Semana Brasileira de Econometria, 2003a (Technical Report).

\_\_\_\_\_. Mobilidade intergeracional de educação no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 33, n. 3, p. 481-513, 2003b.

\_\_\_\_\_. Intergenerational mobility of wages in Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 26, n. 2, p. 181-211, 2006.

FORMBY, J. P.; SMITH, W. J.; ZHENG, B. Mobility measurement, transition matrices and statistical inference. *Journal of Econometrics*, n. 120, p. 181-205, 2004.

FRIEDMAN, M. *A theory of the consumption function*. Princeton: Princeton University Press, 1957.

GRAWE, N. D. Intergenerational mobility for whom? The experience of highland low-earnings sons in international perspective. In: CORAK, M. (Ed.). *Generational income mobility in North America and Europe*. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.



HERTZ, T. Rags, riches and race: the intergenerational economic mobility of black and white families in the united states. In: BOWLES, S.; GINTIS, H.; GROVES, M. O. (Eds.). *Family background and economic success*. Princeton University Press, 2005. p. 165-191.

INOUE, A.; SOLON, G. *Two-sample instrumental variables estimators*. National Bureau of Economic Research, Inc., 2005 (Technical Working Papers, 0311).

LAM, D. *Generating extreme inequality: schooling, earnings and intergenerational transmission of human capital in South Africa and Brazil*. PSC, 1999 (Research Report, 99-439).

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 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. Equality of opportunities. In: ARROW, K.; BOWLES, S.; DURLAUF, S. (Eds.). *Meritocracy and Income Inequality*. New Jersey: Princeton University Press, 2000, p. 17-32.

PASTORE, J. *Mobilidade social no Brasil*. Rio de Janeiro: Makron Books, 2000.

SHORROCKS, A. F. The measurement of mobility. *Econometrica*, v. 46, n. 5, p. 1013-1024, 1978.

SOLON, G. Intergenerational income mobility in the United States. *American Economic Review*, v. 82, n. 3, p. 393-408, 1992.

\_\_\_\_\_. Cross-country differences in intergenerational earnings mobility. *Journal of Economic Perspectives*, v. 16, n. 3, p. 59-66, 2002.

SOMMERS, P.; CONLISK, J. Eigenvalue immobility measures for Markov chains. *Journal of Mathematical Sociology*, v. 6, p. 253-276, 1979.

ZIMMERMAN, D. J. Regression toward mediocrity in economic stature. *American Economic Review*, v. 82, n. 3, p. 409-429, 1992.

WORLD BANK. *World Development Indicators*. 2005.

## APÊNDICE A

TABELA A.1

### Tamanho das amostras de pais e filhos segundo diferentes filtros e conceitos de renda – Pnads de 1977 e 1996

	RTRA	RPES	RFPC
Filtro: ocupados			
Todos	13.910 <sup>a</sup>	13.949 <sup>a</sup>	14.043 <sup>a</sup>
	29.840 <sup>b</sup>	29.856 <sup>b</sup>	29.838 <sup>b</sup>
Filhos	12.042 <sup>a</sup>	12.060 <sup>a</sup>	12.146 <sup>a</sup>
	26.950 <sup>b</sup>	26.962 <sup>b</sup>	26.949 <sup>b</sup>
Filhas	1.868 <sup>a</sup>	1.889 <sup>a</sup>	1.897 <sup>a</sup>
	26.029 <sup>b</sup>	26.039 <sup>b</sup>	26.021 <sup>b</sup>
Filtro: Ocupados Tempo Integral			
Todos	12.073 <sup>a</sup>	12.088 <sup>a</sup>	12.147 <sup>a</sup>
	28.820 <sup>b</sup>	28.835 <sup>b</sup>	28.817 <sup>b</sup>
Filhos	10.759 <sup>a</sup>	10.768 <sup>a</sup>	10.827 <sup>a</sup>
	26.049 <sup>b</sup>	26.061 <sup>b</sup>	26.048 <sup>b</sup>
Filhas	1.314 <sup>a</sup>	1.320 <sup>a</sup>	1.320 <sup>a</sup>
	25.191 <sup>b</sup>	25.200 <sup>b</sup>	25.181 <sup>b</sup>

Nota: As amostras contêm apenas chefes de família que reportaram rendas positivas, sua educação e ocupação. Nas amostras de filhos, os indivíduos devem ter reportado a educação e a ocupação do pai. Na amostra dos pais, os indivíduos devem ter filhos nascidos entre 1957 e 1966 vivendo no mesmo domicílio.

<sup>a</sup> Tamanho da amostra dos filhos.

<sup>b</sup> Tamanho da amostra dos pais.

TABELA A.2  
**Valores-p dos testes de hipóteses: instrumentos**

Amostra	Não ajustado para Idade			Ajustado para Idade		
	RTRA	RPES	RFPC	RTRA	RPES	RFPC
$H_0 : \hat{\beta}^{Panel A} = \hat{\beta}^{Panel B}$ contra $H_1 : \hat{\beta}^{Panel A} \neq \hat{\beta}^{Panel B}$						
Todos	0,01 (2,30)	0,01 (2,44)	0,04 (1,74)	0,01 (2,60)	0,00 (2,62)	0,06 (1,58)
Filhos	0,02 (2,10)	0,02 (2,18)	0,07 (1,49)	0,01 (2,37)	0,01 (2,37)	0,09 (1,35)
Filhas	0,16 (0,99)	0,14 (1,10)	0,18 (0,91)	0,13 (1,12)	0,12 (1,19)	0,20 (0,84)
$H_0 : \hat{\beta}^{Panel A} = \hat{\beta}^{Panel C}$ contra $H_1 : \hat{\beta}^{Panel A} \neq \hat{\beta}^{Panel C}$						
Todos	0,00 (4,15)	0,00 (3,94)	0,00 (3,92)	0,00 (4,21)	0,00 (3,99)	0,00 (3,84)
Filhos	0,00 (3,56)	0,00 (3,61)	0,00 (3,12)	0,00 (3,60)	0,00 (3,65)	0,00 (3,07)
Filhas	0,12 (1,17)	0,11 (1,24)	0,09 (1,37)	0,11 (1,22)	0,10 (1,28)	0,09 (1,33)
$H_0 : \hat{\beta}^{Panel B} = \hat{\beta}^{Panel C}$ contra $H_1 : \hat{\beta}^{Panel B} \neq \hat{\beta}^{Panel C}$						
Todos	0,00 (6,01)	0,00 (6,04)	0,00 (5,25)	0,00 (6,35)	0,00 (6,24)	0,00 (5,03)
Filhos	0,00 (5,27)	0,00 (5,43)	0,00 (4,36)	0,00 (5,55)	0,00 (5,64)	0,00 (4,17)
Filhas	0,02 (2,00)	0,02 (2,15)	0,02 (2,14)	0,02 (2,16)	0,01 (2,27)	0,02 (2,05)

Nota: Os números entre parênteses são (os módulos) das estatísticas dos testes, calculadas a partir dos erros-padrão da tabela 2. As estatísticas dos testes têm distribuição assintótica normal.

TABELA A.3

**Valores-p dos testes de hipóteses: medidas de renda<sup>a</sup>**

Amostra	Não ajustado para idade			Ajustado para idade		
	(A)	(B)	(C)	(A)	(B)	(C)
Painel A: educação e ocupação como instrumentos						
Todos	0,24 (0,70)	0,00 (8,96)	0,00 (9,64)	0,16 (1,01)	0,00 (7,67)	0,00 (8,71)
Filhos	0,22 (0,77)	0,00 (7,90)	0,00 (8,69)	0,15 (1,04)	0,00 (6,78)	0,00 (7,89)
Filhas	0,28 (0,57)	0,00 (2,88)	0,00 (3,47)	0,25 (0,69)	0,01 (2,43)	0,00 (3,14)
Painel B: educação como instrumento						
Todos	0,28 (0,60)	0,00 (7,28)	0,00 (8,14)	0,16 (1,01)	0,00 (5,68)	0,00 (6,90)
Filhos	0,26 (0,66)	0,00 (6,75)	0,00 (7,47)	0,15 (1,02)	0,00 (5,23)	0,00 (6,36)
Filhas	0,33 (0,45)	0,00 (2,67)	0,00 (3,14)	0,27 (0,62)	0,02 (2,05)	0,00 (2,69)
Painel C: ocupação como instrumento						
Todos	0,31 (0,50)	0,00 (7,36)	0,00 (7,68)	0,24 (0,71)	0,00 (6,55)	0,00 (7,14)
Filhos	0,30 (0,54)	0,00 (6,35)	0,00 (7,00)	0,24 (0,71)	0,00 (5,66)	0,00 (6,50)
Filhas	0,32 (0,48)	0,02 (2,00)	0,01 (2,48)	0,29 (0,55)	0,04 (1,75)	0,01 (2,30)

<sup>a</sup> Em cada coluna, os testes são definidos por:

(A):  $H_0: \beta^{RTRA} = \beta^{RPES}$  contra  $H_1: \beta^{RTRA} \neq \beta^{RPES}$

(B):  $H_0: \beta^{RTRA} = \beta^{REFPC}$  contra  $H_1: \beta^{RTRA} < \beta^{REFPC}$

(C):  $H_0: \beta^{RPES} = \beta^{REFPC}$  contra  $H_1: \beta^{RPES} < \beta^{REFPC}$

TABELA A.4

**Valores-p dos testes de hipóteses: ajuste para idade**

$H_0: \beta^{ADJ} = \beta^{N-ADJ}$  contra  $H_1: \beta^{ADJ} > \beta^{N-ADJ}$

Amostra	RTRA	RPES	RFPC
Painel A: educação e ocupação como instrumentos			
Todos	0,08 (1,39)	0,15 (1,06)	0,41 (0,24)
Filhos	0,12 (1,20)	0,18 (0,94)	0,45 (0,12)
Filhas	0,30 (0,53)	0,34 (0,42)	0,46 (0,10)
Painel B: educação como instrumento			
Todos	0,06 (1,57)	0,11 (1,24)	0,48 (0,06)
Filhos	0,08 (1,40)	0,15 (1,06)	0(0,03),49
Filhas	0,26 (0,64)	0,31 (0,49)	0,49 (0,03)
Painel C: Ocupação como instrumento			
Todos	0,16 (1,00)	0,23 (0,75)	0,40 (0,26)
Filhos	0,21 (0,81)	0,25 (0,67)	0,44 (0,15)
Filhas	0,37 (0,34)	0,39 (0,27)	0,46 (0,10)

Nota: Os números entre parênteses são os módulos das estatísticas dos testes, calculadas a partir dos erros-padrão da tabela 2. As estatísticas dos testes têm distribuição assintótica normal.

TABELA A.5

**Valores-p dos testes de hipóteses: filhos e filhas**

$H_0: \beta^{FILHO} = \beta^{FILHA}$  contra  $H_1: \beta^{FILHO} \neq \beta^{FILHA}$

	Não-ajustado para idade			Ajustado para idade		
	RTRA	RPES	RFPC	RTRA	RPES	RFPC
Educação e ocupação como instrumentos						
Valor-p	0,17 (0,94)	0,24 (0,71)	0,59 (0,23)	0,19 (0,87)	0,25 (0,66)	0,57 (0,17)
Educação como instrumento						
Valor-p	0,20 (0,83)	0,24 (0,69)	0,49 (0,03)	0,23 (0,75)	0,26 (0,64)	0,47 (0,08)
Ocupação como Instrumento						
Valor-p	0,10 (1,28)	0,16 (0,99)	0,51 (0,02)	0,11 (1,21)	0,17 (0,94)	0,50 (0,01)

Nota: Os números entre parênteses são os módulos das estatísticas dos testes, calculadas a partir dos erros-padrão da tabela 2. As estatísticas dos testes têm distribuição assintótica normal.

TABELA A.6

**Estimativas da persistência intergeracional de renda no Brasil: ocupados em tempo integral**

Amostra	Não ajustado para idade			Ajustado para idade		
	RTRA	RPES	RFPC	RTRA	RPES	RFPC
Painel A: educação e ocupação como instrumentos						
Todos	0,72 (0,01)	0,70 (0,01)	0,85 (0,01)	0,74 (0,01)	0,72 (0,01)	0,86 (0,01)
Filhos	0,73 (0,01)	0,71 (0,01)	0,86 (0,02)	0,75 (0,01)	0,73 (0,01)	0,86 (0,02)
Filhas	0,72 (0,03)	0,70 (0,03)	0,83 (0,03)	0,74 (0,03)	0,72 (0,03)	0,84 (0,03)
Painel B: educação como instrumento						
Todos	0,75 (0,01)	0,74 (0,01)	0,88 (0,02)	0,78 (0,01)	0,77 (0,01)	0,89 (0,02)
Filhos	0,76 (0,02)	0,75 (0,01)	0,90 (0,02)	0,79 (0,02)	0,77 (0,01)	0,89 (0,02)
Filhas	0,76 (0,03)	0,74 (0,03)	0,87 (0,03)	0,79 (0,03)	0,76 (0,03)	0,87 (0,03)
Painel C: ocupação como instrumento						
Todos	0,64 (0,01)	0,63 (0,01)	0,77 (0,02)	0,66 (0,01)	0,65 (0,01)	0,78 (0,02)
Filhos	0,65 (0,02)	0,64 (0,01)	0,79 (0,02)	0,67 (0,02)	0,66 (0,02)	0,79 (0,02)
Filhas	0,67 (0,04)	0,64 (0,04)	0,77 (0,04)	0,69 (0,04)	0,66 (0,04)	0,77 (0,04)

Notas: Ver tabela 2.

**APÊNDICE B**

Neste apêndice faz-se uma análise do efeito da correlação entre os instrumentos e cada medida de renda. A análise é motivada pelo fato de que as elasticidades entre a renda familiar *per capita* de pais e filhos são significativamente maiores do que as estimativas que utilizam as outras medidas de renda. Duas forças podem estar atuando de maneira a produzir tal resultado. Por um lado, as rendas familiares entre gerações podem apresentar maior correlação do que rendimentos do trabalho devido à existência de *matching*: a probabilidade de um filho de uma família com vetor de características  $x$  se casar com uma filha de outra família com vetor de características próximo de  $x$  é maior do que a probabilidade de uma pessoa se casar com outra escolhida de forma aleatória. Além disso, a renda familiar compreende rendas provenientes de ativos deixados pelas gerações passadas.<sup>41</sup> Esses fatores poderiam se somar à associação entre rendimentos de pais e filhos, fazendo

41. Note, contudo, que a persistência da RPES não difere significativamente da persistência da RTRA, o que resulta na evidência de que a transmissão de ativos físicos não parece estar aumentando a persistência de *status* econômico.

com que a associação das rendas familiares entre gerações fosse mais forte do que a de outras medidas de *status* econômico.

TABELA B.1  
Estatística  $R^2$  das regressões de 1º estágio

Amostra	Não ajustado para Idade			Ajustado para Idade		
	RTRA	RPES	RFPC	RTRA	RPES	RFPC
Painel A: educação e ocupação como instrumentos						
Todos	0,514	0,510	0,457	0,495	0,495	0,462
Filhos	0,503	0,500	0,442	0,486	0,486	0,450
Filhas	0,502	0,500	0,455	0,486	0,487	0,460
Painel B: educação como instrumento						
Todos	0,409	0,405	0,378	0,390	0,391	0,384
Filhos	0,397	0,394	0,363	0,379	0,380	0,371
Filhas	0,396	0,393	0,374	0,379	0,380	0,380
Painel C: ocupação como instrumento						
Todos	0,427	0,424	0,368	0,416	0,414	0,370
Filhos	0,417	0,414	0,355	0,407	0,405	0,358
Filhas	0,418	0,416	0,366	0,409	0,407	0,367

Nota: Todos os números se referem às regressões de 1º estágio.

Por outro lado, as diferenças nas elasticidades entre as diferentes medidas de renda podem estar refletindo o fato de que diferentes medidas de renda estão associadas aos instrumentos em graus distintos. De fato, a tabela B.1 mostra que, dentro de cada painel, as estatísticas  $R^2$  das regressões de 1º estágio são sistematicamente menores quando a variável de renda é a renda familiar *per capita*. Como evidenciado pela equação (A.4) de Solon (1992)– ver também a equação (C.6) mais adiante –, quanto menor a correlação entre uma medida de renda e os instrumentos, maior é o viés positivo na estimativa. Uma maneira de distinguir os efeitos do viés dos efeitos econômicos é eliminar a variação nas estimativas causadas pela variação na correlação entre os instrumentos e as medidas de renda. Para isso, as diferenças entre as elasticidades para a RFPC e para a renda do trabalho foram corrigidas utilizando-se as estatísticas  $R^2$  das regressões de 1º estágio. As diferenças ajustadas e os valores-p dos testes de significância estão na tabela B.2. Como a tabela A.3 mostra que os  $\beta$ 's para RTRA não são significativamente diferentes dos  $\beta$ 's para RPES, a tabela B.2 testa apenas as diferenças ajustadas entre os  $\beta$ 's para RTRA e para RFPC. Por exemplo, no painel A da tabela 2 as estimativas de  $\beta$  para RTRA e RFPC são 0.715 e 0.862, enquanto as estatísticas  $R^2$  das regressões de 1º estágio são 0.514 e 0.457, respectivamente (números da tabela B.1). Essas estatísticas significam que, tudo o mais constante, o viés na estimativa de  $\beta$  para RFPC é  $1 - [((1 - .457^2)/.457)/((1 - .514^2)/.514)] \approx 20,6\%$  maior que o viés para RTRA. Assim, a diferença corrigida entre as estimativas é  $(1 - .206) \times (.862 - .715) = .117$ .

A estatística do teste definido por  $H_0: \beta^{RFPC} = \beta^{RTRA}$  contra  $H_1: \beta^{RFPC} > \beta^{RTRA}$  é, portanto,  $.117/\sqrt{\{(.011^2 + .012^2)\}} = 7.11$ .<sup>42</sup>

TABELA B.2

**Testes de hipóteses:  $H_0: \beta^{RFPC} = \beta^{RTRA}$  contra  $H_1: \beta^{RFPC} > \beta^{RTRA}$**

Amostra	Não ajustado para idade		Ajustado para idade	
	z	Valor-p	z	Valor-p
Painel A: educação e ocupação como instrumentos				
Todos	7,110	0,000	6,770	0,000
Filhos	6,130	0,000	5,900	0,000
Filhas	2,400	0,008	2,210	0,014
Painel B: educação como instrumento				
Todos	7,560	0,000	6,500	0,000
Filhos	6,530	0,000	5,660	0,000
Filhas	2,670	0,004	2,230	0,013
Painel C: ocupação como instrumento				
Todos	6,720	0,000	6,390	0,000
Filhos	5,920	0,000	5,690	0,000
Filhas	2,010	0,022	1,850	0,032

## APÊNDICE C

Como mencionado na seção 2, não é claro qual a direção do viés no estimador de VI com mais de um instrumento correlacionado com a variável dependente, mesmo sob a hipótese de que as correlações sejam positivas. Além disso, a tabela B.1 mostra que as regressões de 1<sup>o</sup> estágio que utilizam a educação e a ocupação como instrumentos (painel A) possuem um  $R^2$  maior do que as regressões com apenas a ocupação como instrumento (painel C). Portanto, não é apenas a correlação entre o instrumento e a variável dependente o que determina a magnitude do viés, uma vez que as estimativas no painel A da tabela 2 são maiores do que as do painel C da mesma tabela. De fato, a equação (1) na subseção 2.1 mostra que, para o caso onde há um instrumento, a variância do instrumento influi positivamente na magnitude do viés.

Neste apêndice, é generalizada a análise feita por Solon (1992) do viés do estimador de VI, para o caso em que há dois instrumentos correlacionados com a variável dependente. O que se deseja é obter estimativas de  $\rho$  em

$$y = \underbrace{x' \rho}_{1 \times k \quad k \times 1} + \varepsilon \quad (C.1)$$

42. As contas da tabela B.2 utilizam os erros-padrão e diferenças não-ajustadas sem arredondamento.



Suponha que a relação verdadeira seja

$$y = \underbrace{x'}_{1 \times 1} \underbrace{\delta}_{1 \times k} + \underbrace{z'}_{1 \times p} \underbrace{\gamma}_{p \times 1} + \underbrace{v}_{1 \times 1} \tag{C.2}$$

onde  $v \perp x, z$ . Se escrevermos a projeção de  $z$  em  $x$  como

$$z = \underbrace{\alpha}_{p \times 1} \underbrace{x}_{p \times k} + \underbrace{\eta}_{p \times 1}$$

com  $\eta \perp x$ , temos que

$$\begin{aligned} \rho &= \delta + \alpha' \gamma \\ &= \delta + \text{Var}(x)^{-1} \text{Cov}(x, z) \gamma \end{aligned} \tag{C.3}$$

Assuma, sem perda de generalidade, que as variáveis são medidas como desvios em relação às suas médias. No nosso caso  $k = 1$  e  $p = 2$ :

$$\rho = \delta + \frac{1}{\sigma_x} (\lambda_1 \sigma_1 \gamma_1 + \lambda_2 \sigma_2 \gamma_2) \tag{C.4}$$

onde  $\text{Cov}(x, z) \equiv (\lambda_1 \sigma_x \sigma_1 + \lambda_2 \sigma_x \sigma_2)$ . O estimador de VIs para  $\rho$

$$\text{será } \hat{\rho}_{IV} = \left( \hat{X} \hat{X}' \right)^{-1} \hat{X}' y \text{ onde } \hat{X} = Z(Z'Z)^{-1} Z' X \tag{C.5}$$

Se os momentos amostrais convergem para os momentos populacionais, pode ser mostrado pelo teorema de Slutsky que

$$\begin{aligned} p \lim_{n \rightarrow \infty} &= \hat{\rho}_{IV} \left\{ \left[ \text{Var}(z)^{-1} \text{Cov}(z, x) \right]' \text{Cov}(z, z) \left[ \text{Var}(z)^{-1} \text{Cov}(z, x) \right] \right\}^{-1} \times \\ &\times \left[ \text{Var}(z)^{-1} \text{Cov}(z, x) \right]' \text{Cov}(z, y) = \\ &= \left[ \text{Cov}(x, z) \text{Var}(z)^{-1} \text{Cov}(z, x)^{-1} \times \text{Cov}(x, z) \text{Var}(z)^{-1} \text{Cov}(z, y) \right] \end{aligned}$$

Plugando (C.2) na última igualdade nos dá

$$\begin{aligned}
 p \lim_{n \rightarrow \infty} &= \hat{\rho}_{IV} \left\{ \left[ \text{Cov}(x, z) \text{Var}(z)^{-1} \text{Cov}(z, x) \right]^{-1} \times \right. \\
 &\quad \times \left[ \text{Cov}(x, z) \text{Var}(z)^{-1} \text{Cov}(z, x\delta + z'\gamma + v) \right] = \\
 &= \left[ \text{Cov}(x, z) \text{Var}(z)^{-1} \text{Cov}(z, x) \right]^{-1} \times \\
 &\quad \times \left[ \text{Cov}(x, z) \text{Var}(z)^{-1} \text{Cov}(z, x) \delta' + \right. \\
 &\quad + \text{Cov}(x, z) \text{Var}(z)^{-1} \text{Cov}(z, x) \gamma' + \\
 &\quad \left. + \text{Cov}(x, z) \text{Var}(z)^{-1} \underbrace{\text{Cov}(z, v)}_0 \gamma \right] = \\
 &= \delta \left[ \text{Cov}(x, z) \text{Var}(z)^{-1} \text{Cov}(z, x) \right]^{-1} \text{Cov}(x, z) \gamma'
 \end{aligned}$$

$$\text{Defina } \text{Var}(z) = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \phi \sigma_1 \sigma_2 \\ \phi \sigma_1 \sigma_2 & \sigma_2^2 \end{pmatrix}$$

A última igualdade pode ser escrita como

$$\begin{aligned}
 &= \delta + \frac{1}{\sigma_x} (\lambda_1 \sigma_1 \gamma_1 + \lambda_2 \sigma_2 \gamma_2) \frac{1 - \phi^2}{\lambda_1^2 - 2\lambda_1 \lambda_2 \phi + \lambda_2^2} = \\
 &= \overbrace{\delta + \frac{1}{\sigma_x} [\lambda_1 \sigma_1 \gamma_1 + \lambda_2 \sigma_2 \gamma_2]}^{\rho} + \frac{1}{\sigma_x} [\lambda_1 \sigma_1 \gamma_1 + \lambda_2 \sigma_2 \gamma_2] \cdot \\
 &\quad \cdot \frac{1 - \phi^2}{\lambda_1^2 - 2\lambda_1 \lambda_2 \phi + \lambda_2^2} - \frac{1}{\sigma_x} [\lambda_1 \sigma_1 \gamma_1 + \lambda_2 \sigma_2 \gamma_2] = \\
 &= \rho + \frac{1}{\sigma_x} (\lambda_1 \sigma_1 \gamma_1 + \lambda_2 \sigma_2 \gamma_2) \times \left[ \frac{1 - \phi^2}{\lambda_1^2 - 2\lambda_1 \lambda_2 \phi + \lambda_2^2} - 1 \right] \quad (C.6)
 \end{aligned}$$

Note-se que a equação (A.4) de Solon (1992) é o caso particular da equação (C.6).

Quando  $\phi = \lambda_2 = \gamma_2 = 0$ . A equação (C.6) nos diz que, para  $\lambda_1, \lambda_2, \gamma_1, \gamma_2 > 0$ , o viés será positivo se, e somente se  $\left[ \frac{1 - \phi^2}{\lambda_1^2 - 2\lambda_1 \lambda_2 \phi + \lambda_2^2} - 1 \right] > 0$ . No entanto, este termo assume valores negativos<sup>43</sup> e, portanto, hipóteses análogas ao caso onde há

43. Por exemplo, quando o vetor  $(\lambda_1, \lambda_2, \phi)$  assumir os valores (0.4, 0.8, 0.9), ou (0.85, .20, .75).

apenas um instrumento não garantem que o viés do estimador de VI seja positivo.<sup>44</sup> Por outro lado, valores moderados dessas três correlações (isto é, nem muito próximos a 1, nem próximos de 0) nos dão vieses positivos: é o caso, por exemplo, das regiões

$$\{0.30 \leq \phi \leq 0.75 \cap 0.2 \leq \lambda_1 \lambda_2 \leq 0.8\} \text{ e } \{\phi = 0.5 \cap (\lambda_1 \neq 0.8 | \lambda_2 \neq 0.8)\}$$

Como nas aplicações empíricas regiões como estas são mais prováveis do que valores extremos, geralmente ter-se-á um viés positivo em  $\hat{\beta}_{IV}$ . Na aplicação que fazemos, a matriz de correlação entre RTRA, educação do pai e ocupação do pai é:

Com esses valores,  $\left[ \frac{1 - \phi^2}{\lambda_1^2 - 2\lambda_1\lambda_2\phi + \lambda_2^2} - 1 \right] = 3.6$  e, portanto, o viés é positivo.

TABELA C.1

**Correlações entre instrumentos e variáveis dependentes**

	RTRA	Educação	Ocupação
RTRA	1		
Educação	0,496	1	
Ocupação	0,428	0,601	1

44. Alternativamente, tentou-se assumir hipóteses sobre o sinal de uma das correlações parciais entre os dois instrumentos e a variável dependente, mas essas hipóteses tampouco garantem a direção do viés.

