

# TRANSMISSÃO INTERGERACIONAL DE EDUCAÇÃO E MOBILIDADE DE RENDA NO BRASIL

José Luis da Silva Netto Junior<sup>\*</sup>  
Hilton Martins de Brito Ramalho<sup>\*\*</sup>  
Edilean Kleber da Silva<sup>\*\*\*</sup>

**Resumo:** O presente estudo tem como objetivo analisar os determinantes da mobilidade intergeracional de renda e investigar suas relações com a dinâmica intergeracional educacional tendo como base as informações dos Censos Demográficos de 1991 e 2000 do IBGE. Para tanto, foram estimadas probabilidades relativas ao progresso de renda e de educação dos filhos a partir de regressões logísticas ordenadas e de um modelo probit bivariado. Tais estimativas consideraram um conjunto de atributos da pessoa de referência, do cônjuge, características familiares (famílias biparentais, monoparentais entre outras), além de uma gama de variáveis que exprimem um conjunto de informações domiciliares e espaciais. Os resultados sugerem que os atributos do cônjuge têm um peso importante no tocante à determinação do nível de renda dos filhos. Desta forma, famílias biparentais apresentam uma vantagem quanto à dinâmica intergeracional de renda se comparadas às monoparentais. O estudo ainda sugere que a mobilidade de renda está intimamente relacionada com a mobilidade educacional, sendo a primeira pouco provável sem última.

**Palavras-Chave:** Mobilidade Intergeracional. Probit Bivariado. Logit ordenado.

**Código JEL:** J62, J12, C31.

**Abstract:** This study aims to analyze the determinants of intergenerational income mobility and investigate its relationship with the intergenerational educational mobility using the Demographic Census of 1991 and 2000 of the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE). To achieve that, were estimated relative probabilities of income progress of the sons using ordered logistic regressions and bivariate probit model. It was considered, in

---

\* Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFPB.

\*\* Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFPB.

\*\*\* Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFPB.

estimation process, a set of characteristics' of household head, spouse, family's background (biparental and monoparental and others) and a set of variables related to household information and spatial location. The results suggest that biparental families have advantage compared to monoparental families in terms of income intergenerational mobility. Besides, intergeneration income mobility is strongly related to improving of educational level.

**Keywords:** Intergenerational Mobility. Bivariate probit. Ordered logit.

**JEL Code:** J62, J12, C31.

## 1. INTRODUÇÃO

Uma das questões relevantes levantadas nos últimos anos é a que se refere à relação entre a mobilidade intergeracional educacional e de renda. Sabe-se que ao longo das últimas décadas houve uma melhoria dos indicadores educacionais no Brasil associado a um crescimento da mobilidade educacional intergeracional.<sup>1</sup> Esta mobilidade, por sua vez, é caracterizada por um aumento da média de anos de estudos e uma redução da desigualdade educacional.

Contudo, apesar da evolução positiva dos indicadores educacionais, é também notável a manutenção dos índices de desigualdade de renda, em especial na década de 1990. Logo, é razoável admitir que a melhoria no que se refere à educação não se converteu em uma maior mobilidade intergeracional de renda. Considerando a dinâmica intergeracional, esta conclusão pode estar ancorada na noção de que a persistência educacional é menor que a de renda. Em outras palavras, pode-se afirmar que existe uma forte transmissão intergeracional de renda no Brasil. Portanto, a compreensão das raízes da baixa mobilidade intergeracional de renda no país, como já ressaltado por Ferreira e Veloso (2006), passa por uma compreensão mais aprofundada dos determinantes da mobilidade intergeracional de renda e suas relações com a dinâmica intergeracional educacional. Vale destacar, neste debate, os trabalhos

---

<sup>1</sup> Figueirêdo et al. (2007) mostra a evolução da mobilidade intergeracional educacional tendo como base as informações da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD) de 1987 a 2004.

que atestam a importância do background familiar quando se analisa a persistência educacional dos pais sobre os filhos, tais como Ferreira e Veloso (2003), Figueirêdo *et al.* (2007) e Netto Jr. *et al.* (2008).

Os trabalhos já reportados, no tocante à análise da dinâmica intergeracional, se detêm na análise da persistência educacional e dos atributos da pessoa de referência que contribuem para uma maior ou menor mobilidade. Parte destes estudos ressalta a assimetria da persistência do efeito dos pais segundo seu nível educacional. Destaque especial se dá à maior persistência dos pais analfabetos, ou com poucos anos de estudo, na região Nordeste se comparada às demais regiões geográficas brasileiras.

No âmbito da análise de mobilidade intergeracional de renda, vale destacar os estudos de Ferreira e Veloso (2006) e Pero e Szerman (2008). No primeiro, existe uma baixa mobilidade intergeracional salarial no Brasil a qual, por seu turno, pode estar associada à baixa mobilidade intergeracional educacional. No último, constatou-se que a persistência intergeracional da renda *per capita* familiar supera outros conceitos de renda o que, por sua vez, está associada a um grande nível de desigualdade de oportunidades. Os dois citados estudos têm como base a Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD) de 1996, sendo que o artigo de Pero e Szerman (2008) também usa a pesquisa de 1977. Essas pesquisas apresentam suplementos com informações sobre a ocupação e educação dos pais dos entrevistados. No entanto, os citados trabalhos não incorporam outras características relevantes na determinação da mobilidade educacional e de renda.

Na literatura empírica internacional, que trata da mobilidade intergeracional de renda, grande parte dos estudos baseia-se na previsão de ganhos dos pais ao invés do nível salarial observado, assim como na literatura nacional. Destaque para os trabalhos de Solon (1992), Zimmerman (1992) voltados Estados Unidos, Fortin e Lefebvre (1998) e Corak e Heisz (1999) para o Canadá e Jäntti e Osterbacka (1996) para a Suécia. Vale observar que a maioria destes estudos adotou uma metodologia que permitisse uma comparação entre seus resultados. Um dos poucos estudos que consideram as características do pai e da mãe, além de um conjunto de atributos domiciliares, é o de Ermisch e Francesconi (2001) voltado para Grã-Bretanha.

Dado esta introdução, o presente estudo tem como objetivo analisar os determinantes da mobilidade intergeracional de renda no Brasil e investigar suas relações com a dinâmica intergeracional educacional.

Neste sentido, o presente estudo avança em relação aos demais na medida em que considera não só a dimensão educacional e de renda da pessoa de referência, mas também as do cônjuge entre outras variáveis relevantes na determinação da mobilidade educacional e de renda intergeracional. A base de dados é composta pelos Censos Demográficos de 1991 e 2000 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que não têm o suplemento, ou seja, as informações dos pais dos entrevistados. No entanto, esta base de dados permite identificar as características dos filhos, do pai e da mãe que residam no mesmo domicílio.

A vantagem de se trabalhar com os microdados do Censo Demográfico deve-se à vasta gama de informações (cerca de 25 milhões) se comparado aos da PNAD (aproximadamente 300 mil observações). No entanto, a limitação se assenta no horizonte temporal e na restrição relativa às informações intergeracionais de indivíduos que residem no mesmo domicílio. Enquanto que na análise dos suplementos da PNAD o filho estima rendimento do pai, ou seja, com os dados do Censo Demográfico tem-se uma medida mais precisa dado que o pai declara efetivamente o seu nível salarial.

O presente estudo está dividido em quatro partes além desta introdução. Na segunda, serão apresentados: o tratamento dos dados, os procedimentos metodológicos e a estratégia empírica adotada. A terceira seção se dedica a análise preliminar das variáveis-chaves dos modelos empíricos cujos resultados serão apresentados na seção seguinte. A última parte é reservada às considerações finais do estudo.

## **2. BASE DE DADOS, TRATAMENTOS E ESTRATÉGIA EMPÍRICA**

### **2.1. Base de dados e tratamento**

Os dados utilizados nos modelos empíricos são oriundos do Censo Demográfico brasileiro de 1991 e 2000. As pesquisas censitárias são realizadas a cada dez anos pelo IBGE e fornecem

milhares de informações a respeito das características socioeconômicas de pessoas residentes nos domicílios entrevistados.

As pessoas entrevistadas têm sua posição no domicílio (filho, cônjuge, agregado etc.) relacionada ao responsável (chefe), de forma que cada indivíduo no banco de dados é identificado pelo código do domicílio. Dada essa configuração, foi preciso reorganizar o banco de dados dos Censos a partir de três bancos derivados: (i) um banco de dados composto apenas por informações relacionadas às pessoas classificadas como filhos nos domicílios (banco mestre); (ii) um banco de dados formado somente pelos chefes dos domicílios (banco escravo); e (iii) um banco de dados apenas para os cônjuges (banco escravo).

Uma vez que cada um dos bancos de dados citados acima possui duas variáveis de identificação (código da unidade federativa de residência e o código do domicílio), procedeu-se a ligação do banco de dados dos filhos com os demais, resultando em um conjunto de informações individuais dos filhos e as correspondentes características dos chefes e cônjuges do mesmo domicílio<sup>2</sup>. A figura 1, a seguir, ilustra o procedimento de conexão (*merge*) dos bancos.

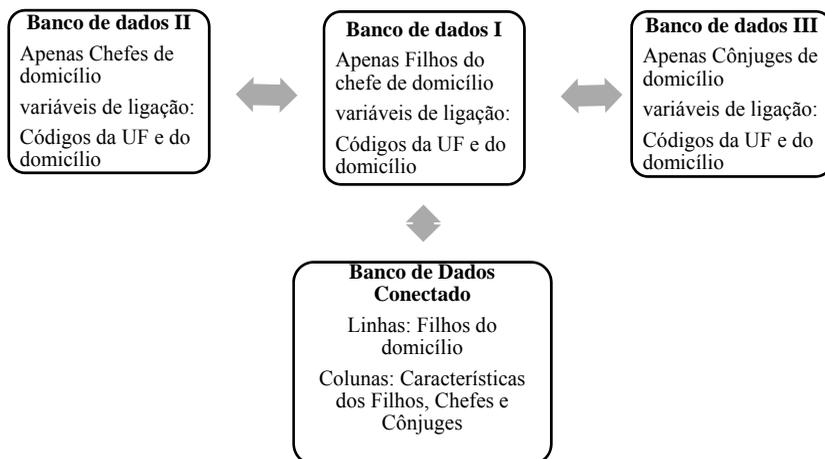
A partir do banco de dados reorganizado tornou-se necessário fazer alguns recortes amostrais. Foram considerados apenas os filhos com idade entre 25 e 65 anos que se encontravam trabalhando na semana de referência, totalizando 601.835 para o Censo de 2000. Tal procedimento é justificado pela necessidade de investigar jovens adultos que já se encontravam em ciclo avançado no processo de acumulação de capital e inseridos no mercado de trabalho. A idade mínima foi determinada tendo como referência o estudo de Checchi *et al.* (1999).

Diversos atributos individuais dos filhos e dos pais foram considerados na formação do banco de dados para as estimativas empíricas. Primeiro, tomaram-se cinco categorias ordenadas de nível de renda/ocupação dos filhos.

---

<sup>2</sup> Devido à metodologia do IBGE, todo domicílio possui um responsável (chefe). Assim, no banco de dados reorganizado, todo filho possui informação sobre as características do chefe. Já para muitos domicílios, não é registrada a presença de cônjuge relacionado ao chefe, de modo que nesses casos os atributos socioeconômicos desse último membro estão ausentes.

Figura 1: Diagrama de conexão dos bancos de dados



Fonte: Elaboração própria.

Tal ranqueamento foi gerado a partir da distribuição de renda condicionada às diferenças de remuneração por ocupação/profissão, ou seja, utilizaram-se as médias de remuneração do trabalho principal de cada categoria profissional e fez-se uma ordenação da distribuição de renda por cinco intervalos de percentis: Estrato I - renda menor ou igual ao percentil 20% (R\$ 331,08); Estrato II - remuneração entre os percentis 20% e 40% (R\$ 485,34) da distribuição; Estrato III – renda entre os percentis 40% e 60% (R\$ 681,88); Estrato IV – remuneração entre os percentis 60% e 80% (R\$ 1.187,13) e Estrato V – renda superior ao percentil 80% da distribuição<sup>3</sup>.

<sup>3</sup> Esse procedimento levou em consideração todos os trabalhadores e categorias de ocupação da amostra total dos Censos de 1991 e 2000, a despeito de sua posição no domicílio. Os rendimentos do trabalho principal referentes ao Censo de 1991 foram ajustados para reais constantes de 2000 pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC). Após tomarem-se as médias de remuneração por profissão, consideraram-se as médias salariais de cada categoria entre 1991 e 2000, para então, criarem-se os estratos por intervalos de percentis da distribuição de renda/ocupação. Posteriormente, a variável identificadora dos estratos foi inserida no banco de dados dos filhos de chefes de domicílios através da ligação por códigos da ocupação/profissão.

Também foram criados estratos de educação para filhos, chefes e cônjuges dos domicílios: Estrato I - indivíduos com menos de 1 ano de estudo completo; Estrato II – pessoas com histórico de 1 a 4 anos de estudo; Estrato III – de 5 a 8 anos; Estrato IV – de 9 a 11 anos e Estrato V – pessoas com mais de 11 anos de escolaridade. No tocante aos filhos, ainda foram computadas as seguintes características: sexo, raça, idade situação conjugal. No caso dos chefes tomaram-se os seguintes atributos: sexo, raça, faixas de idade quando do nascimento dos filhos. Já em relação aos cônjuges, não obstante a censura na amostra, foram considerados os seguintes atributos: sexo, raça, faixas de idade quando do nascimento dos “filhos”, além das já citadas faixas de instrução<sup>4</sup>. A tabela A.1, em apêndice, apresenta uma descrição detalhada de cada variável considerada.

## 2.2. Estratégia empírica

### 2.2.1. Determinantes da mobilidade renda/ocupacional

Com o intuito de analisar empiricamente os rebatimentos do histórico (*background*) familiar sobre a mobilidade de renda/ocupação dos jovens adultos no Brasil, assume-se um modelo logit ordenado (MCCULLAG, 1980). Tal especificação tornou-se bastante razoável por duas razões: (i) os estratos de renda/ocupação apresentam uma ordenação natural; e (ii) a simplicidade de ajuste do modelo para grandes amostras. Como já foi discutido, foram consideradas cinco categorias para o nível de renda/ocupação dos filhos, denotadas pela variável politocômica  $D_i = j \forall j = 1,2,3,4,5$ . Dessa forma, seja  $Y_i$  uma variável latente (contínua) que mensura o grau de remuneração de cada filho no domicílio. Pode-se, então, considerar a seguinte especificação:

$$Y_i = \beta Z_i + v_i \quad (1)$$

---

<sup>4</sup> Os dados dos Censos não permitem identificar de forma precisa se o jovem/adulto é filho do cônjuge associado ao chefe do domicílio. Todavia, a descrição estatística dos dados permitiu observar poucos casos em que a diferença entre as idades do cônjuge e do filho foi negativa, sugerindo que na maioria dos casos, os cônjuges são mães ou pais.

Onde:  $Z_i$  é um vetor de atributos dos filhos e da família,  $\beta$  um vetor de coeficientes e  $v_i$  um termo estocástico com distribuição logística.

De acordo com a equação (1), tem-se que  $D_i = j$  se, e somente se,  $\mu_{j-1} \leq Y_i \leq \mu_j$ , onde  $\mu_0 = -\infty$ ,  $\mu_5 = \infty$  e  $\mu_j$  são parâmetros limiares que delimitam intervalos de adjacência para níveis de renda/ocupação da variável latente  $Y_i$ , os quais, juntamente com  $\beta$ , são estimados a partir de  $j - 1$  logitos implícitos pelo processo de maximização da função de verossimilhança<sup>5</sup>. Destarte, a probabilidade de um filho com características  $Z_i$  estar no nível educacional  $j$  é dada por  $Pr(D_i = j) = F(\mu_j - \beta Z_i) - F(\mu_{j-1} - \beta Z_i)$ , sendo  $F(.)$  uma função de distribuição logística.

Uma restrição presente no modelo logit ordenado é o pressuposto das razões proporcionais, isto é, que as regressões são paralelas. Tal hipótese decorre da própria simplicidade de ajuste do modelo, que considera os mesmos coeficientes angulares para diferentes categorias de renda/ocupação, ao passo que os parâmetros limiares  $\mu_j$  asseguram interceptos diferentes<sup>6</sup>.

### 2.2.2. Mobilidade de renda/ocupação e educação versus armadilha da pobreza

Visando também investigar a relação entre mobilidades de renda e de educação, assim como, suas inter-relações com uma possível “armadilha intergeracional da pobreza”, foi adotada outra estratégia empírica. Nesse contexto, o intuito é analisar os determinantes da mobilidade conjunta de renda e educação, considerando a interdependência presente nesses processos. Para tanto, tomou-se o seguinte modelo probit bivariado (GREENE, 1996):

---

<sup>5</sup> O termo de intercepto não é identificado nesse modelo.

<sup>6</sup> As possíveis estratégias alternativas de estimação seriam via *logit multinomial* e *ologit* generalizado. Apesar de estas resolverem, a princípio, o problema das razões proporcionais, a primeira, não considera a natureza ordinal da variável de resposta, assim como, depende da hipótese pouco realista da independência das alternativas irrelevantes (IIA). O segundo método, apresenta dificuldades de se ajustar para grandes bases de dados e pode gerar previsões negativas de probabilidade. Portanto, preferiu-se trabalhar com o método mais simples.

$$Y_1^* = \mu Z + \varepsilon_1 \quad \therefore \quad D_1 = \begin{cases} 1 & \text{se } Y_1^* \geq 0 \\ 0 & \text{se } Y_1^* < 0 \end{cases} \quad (2)$$

$$Y_2^* = \alpha Z + \varepsilon_2 \quad \therefore \quad D_2 = \begin{cases} 1 & \text{se } Y_2^* \geq 0 \\ 0 & \text{se } Y_2^* < 0 \end{cases} \quad (3)$$

Onde:  $Y_1^*$  é uma variável latente que mede o benefício do indivíduo por não estar no primeiro estrato (estrato inferior) de renda/ocupação;  $Y_2^*$  uma variável latente que mensura o benefício individual por não se encontrar no primeiro estrato de educação;  $D_1$  uma variável binária que assume o valor 1 se o filho não estiver no primeiro estrato de renda/ocupação, ou seja, tem remuneração superior ao percentil 20% (R\$ 331,08) da distribuição de renda<sup>7</sup>, e 0 caso contrário;  $D_2$  é uma variável binária que recebe o valor 1 se o filho do chefe de domicílio não se acha no primeiro estrato de educação (têm mais de 1 ano de estudo completo) e 0 caso contrário;  $Z$  é um vetor de atributos dos filhos e da família;  $\mu$  e  $\alpha$  são vetores de parâmetros (inclusive constantes);  $\varepsilon_1$  e  $\varepsilon_2$  são termos estocásticos com coeficiente de correlação  $\rho$ .

Enquanto a equação (2) modela os determinantes da mobilidade de renda/ocupação dos filhos, a equação (3) trata da mobilidade educacional. O sistema (2)-(3), por sua vez, relaciona a interdependência entre os dois tipos de mobilidade ao assumir que as características não observadas são correlacionadas, e permite averiguar os efeitos dos atributos pessoais e familiares na probabilidade conjunta de mobilidade de renda e educação.

### 3. ANÁLISE PRELIMINAR DOS DADOS

A tabela 1, a seguir, indica uma série de características que serão reforçadas na análise empírica realizada ao longo do texto. Primeiramente, vale observar que nas famílias monoparentais há uma predominância absoluta das mulheres chefes de família (cerca de 88%).<sup>8</sup> Em famílias biparentais a proporção de homens chefes de

<sup>7</sup> Vide seção de tratamento dos dados.

<sup>8</sup> As famílias biparentais são aquelas onde existe simultaneamente as figuras da pessoa de referência, pai ou mãe, e o cônjuge no momento da pesquisa. As famílias monoparentais são aquelas onde existe unicamente a pessoa referência sem o registro de cônjuge.

família, é maior, e chega a 95%. Em linhas gerais, estas características podem explicar a maior dificuldade de progresso econômico dos filhos em famílias monoparentais, uma vez que a mãe tem que alocar seu tempo para os afazeres domésticos, trabalho e educação dos filhos.

Tabela 1- Brasil: Características de filhos e chefes de domicílio por condição de família - % - 2000

Variáveis	Filhos		Chefes	
	Biparental	Monoparental	Biparental	Monoparental
<b>SEXO</b>				
Feminino	39,5	43,1	5,1	88,2
Masculino	60,5	56,9	94,9	11,8
<b>RACA</b>				
Não branco	39,3	45,3	41,3	44,5
Branco	60,7	54,7	58,7	55,6
<b>IDADE</b>				
De 25 a 30 anos	60,6	43,3	0,2	0,1
De 31 a 40 anos	32,0	38,8	0,8	0,5
De 41 a 50 anos	6,5	14,5	9,1	10,5
De 51 a 60 anos	0,8	3,2	39,5	32,0
Mais de 60 anos	0,1	0,3	50,5	56,9
<b>EDUCAÇÃO</b>				
Menos de 1 ano	4,6	5,6	22,5	29,1
De 1 a 4 anos	20,5	24,0	50,8	48,6
De 5 a 8 anos	22,2	24,3	11,8	11,3
De 9 a 11 anos	32,8	30,9	8,5	7,4
Mais de 11 anos	20,0	15,2	6,4	3,6

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Censo Demográfico de 2000.

Nota: Apenas filhos com idade entre 25 e 65 anos.

A faixa etária modal dos filhos residentes está entre 25 e 30 anos, cerca de 60% considerando famílias biparentais e 43,3% monoparentais. Já a faixa etária dos pais é de mais de 60 anos para amostra de famílias biparentais e monoparentais. No tocante à proporção de indivíduos por faixa de educação, fica evidente a diferença educacional entre as gerações: a geração mais recente (filhos) é bem mais educada que a anterior (pais). Isso exprime a melhoria dos indicadores educacionais no Brasil nas últimas décadas.

Vale destacar as diferenças entre os níveis educacionais considerando as estruturas familiares: em famílias biparentais o percentual de filhos mais educados é maior que em famílias monoparentais. Por exemplo, a proporção de filhos com nível educacional acima dos 11 anos é de 20% em famílias biparentais e 15,2% em famílias monoparentais. A mesma observação vale para os chefes de famílias biparentais dado que, nas famílias monoparentais, as evidências sugerem que, nas famílias monoparentais, as mulheres chefes são menos educadas e isso pode contribuir para a menor mobilidade educacional e de renda dos filhos.

Tabela 2 – Brasil: Posição na ocupação do filho por escolaridade do pai/mãe (chefe) % – 2000

Posição na Ocupação \ Escolaridade dos pais	Menos de 1 ano	De 1 a 4 anos	De 5 a 8 anos	De 9 a 11 anos	Mais de 11 anos
Trabalhador doméstico	1,9	1,2	0,6	0,2	0,1
Trab. doméstico sem carteira	4,7	2,3	0,9	0,2	0,1
Empregado com carteira	27,2	38,9	44,8	42,2	38,4
Empregado sem carteira	22,4	11,9	8,5	7,2	6,9
Empregador	1,0	2,5	4,0	6,0	7,5
Conta própria	26,7	20,6	15,1	14,1	15,2
Sem remuneração	5,9	4,5	1,0	0,5	0,5
Funcionário público ou militar	10,2	18,2	25,2	29,6	31,3
Total	100	100	100	100	100

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Censo Demográfico de 2000.

Nota: Apenas filhos com idade entre 25 e 65 anos.

A tabela 2, acima, exprime a relação entre a ocupação do filho de acordo com o nível de escolaridade dos pais. Em linhas gerais, deve ser ressaltado que, quanto maior for a educação dos pais, menor a probabilidade de o filho terminar como empregado doméstico, empregado sem carteira assinada ou autônomo. Por outro lado, um aumento do nível educacional eleva a probabilidade do filho ser empregado com carteira (de forma não homogênea), empregador e, sobretudo, funcionário público. Em geral, as evidências sugerem que

os filhos de pais pouco instruídos estão empregados no setor informal que, por sua vez, não exige alto nível de qualificação.

## **4. RESULTADOS**

### **4.1. Mobilidade e persistência educacional e de renda**

Na tabela 3, abaixo, são registrados os índices de mobilidade educacional e de renda dos anos de 1991 e 2000 tendo como base as matrizes de transição intergeracional educacional e de renda. Em linhas gerais, os resultados sugerem um aumento da mobilidade intergeracional tanto educacional quanto de renda. Contudo, ao contrário dos índices de mobilidade educacional, os de renda apresentaram uma menor mobilidade. Portanto, a intensidade da mobilidade intergeracional de renda foi inferior se comparada à educacional ao longo do período estudado. A tabela A.3, no apêndice, explicita os diferentes índices usados na determinação do grau de mobilidade.

Os valores correspondentes às linhas M11 e M55 representam, respectivamente, a medida de persistência do efeito dos pais no mais baixo estrato educacional e de renda respectivamente. Em outras palavras, o indicador M11 é uma aproximação não paramétrica da probabilidade de um filho de pais analfabetos ser analfabeto, enquanto que M55 mostra a probabilidade um pai no mais baixo nível de renda/ocupação ter seu filho no mesmo estrato. No caso do indicador M11, vale destacar a redução expressiva da persistência dos pais analfabetos refletida na redução de cerca de 10 pontos percentuais entre 1991 e 2000. No tocante à mobilidade de renda, pode-se observar o maior valor da persistência dos pais se comparado com a persistência educacional, a redução de 16% da persistência do primeiro estrato e aumento da persistência do último em 12%. Em geral, os resultados sugerem uma melhoria no que concerne tanto a mobilidade educacional quanto de renda. No primeiro caso, caracterizado pela redução da persistência de pais analfabetos e, no segundo, pela menor influência dos pais com baixo nível de renda.<sup>9</sup>

---

<sup>9</sup> A Tabela A.3, no apêndice, explicita os diferentes índices usados na determinação do grau de mobilidade.

Tabela 3 - Brasil: Indicadores de mobilidade/persistência intergeracional de educação e renda/ocupacional – 1991 e 2000

Índices	1991		2000	
	Educação	Renda/ocupação	Educação	Renda/ocupação
MT	0,80	0,79	0,82	0,80
MD	0,57	0,54	0,59	0,59
MA	0,80	0,79	0,82	0,80
ML	0,85	0,84	0,87	0,84
M11	0,23	0,63	0,13	0,47
M55	0,74	0,30	0,75	0,42

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados dos Censos Demográficos de 1991 e 2000.

Nota: Apenas filhos com idade entre 25 e 65 anos. Resultados expandidos para a população. M11 a persistência educacional dos pais com menos de 1 ano de estudo e de pais com níveis ocupação renda mais baixos.

Enfim, os resultados sugerem uma melhoria no que concerne tanto a mobilidade educacional quanto de renda: no primeiro caso, caracterizado pela redução da persistência de pais analfabetos e, no segundo, pela menor influência dos pais com baixo nível de renda. Este resultado se coaduna com diversas pesquisas na área entre as quais o artigo de Figueirêdo *et al.* (2007) em relação à mobilidade educacional. Contudo, as evidências já reportadas não fornecem subsídios para elucidar quais as variáveis que contribuíram para o aumento ou redução da mobilidade tanto ocupacional quanto de renda, além das informações da pessoa de referência. Contudo, para se considerar os efeitos de outros atributos familiares e do cônjuge sobre as mobilidades educacional e de renda, faz-se necessário o uso de métodos de estimação paramétricos.

#### 4.2. Determinantes da mobilidade de renda

A tabela 4, a seguir, apresenta as estimativas relativas aos determinantes da mobilidade intergeracional renda/ocupação dos jovens/adultos. Devido à censura de informações de cônjuges, as regressões foram estimadas para duas amostras: (i) Famílias monoparentais - domicílios em que o chefe não registra presença de cônjuge e (ii) Famílias biparentais - domicílios onde o chefe vive com

cônjuge. Nessa estratégia, assume-se que as diferenças de estrutura familiar podem provocar não apenas um diferencial de intercepto, mas alterar todos os coeficientes do modelo. Não obstante, para efeito de comparação, a tabela A.4 em apêndice, apresenta dos resultados da estimativa do modelo *logit* ordenado considerando toda a amostra de filhos e incluindo uma variável binária, que recebe valor 1 caso a família seja monoparental e 0 caso contrário.

Na coluna (1) da tabela 4 registram-se os resultados obtidos com a regressão logística ordenada considerando os atributos dos filhos, chefes (pais) e características familiares e regionais para uma amostra de famílias monoparentais. Por sua vez, na coluna (2) são apresentados os resultados do mesmo modelo levando-se em conta, além das características anteriormente citadas, os atributos referentes aos cônjuges (“famílias biparentais”). Para facilitar a interpretação, são expostos os coeficientes estimados, assim como, o efeito marginal sobre a chance (*odds ratios*) de mobilidade renda/ocupação.

Tabela 4 – Regressões: Logit ordenado – Determinantes da mobilidade renda/ocupação de jovens adultos no Brasil - 2000

Atributos	(1) Família		(2) Família Biparental	
	Coefficientes	Odds	Coefficiente	Odds Ratios
<b><i>Atributos do Filho</i></b>				
Sexo	0,3460*** (0,0094)	1,4133*** (0,0133)	0,2276*** (0,0082)	1,2556*** (0,0103)
Raça	0,2855*** (0,0104)	1,3304*** (0,0138)	0,1476*** (0,0100)	1,1591*** (0,0116)
Idade	0,0081*** (0,0005)	1,0081*** (0,0005)	0,0106*** (0,0006)	1,0107*** (0,0006)
Casado	0,0758*** (0,0151)	1,0787*** (0,0163)	-0,1453*** (0,0141)	0,8647*** (0,0122)
<b><i>Atributos do Chefe</i></b>				
Sexo	-0,2234*** (0,0119)	0,7998*** (0,0095)	-0,0004 (0,0143)	0,9996 (0,0143)
Raça	0,2081*** (0,0103)	1,2313*** (0,0127)	0,1251*** (0,0086)	1,1332*** (0,0098)
Idade21	-0,2017*** (0,0104)	0,8174*** (0,0085)	-0,3634*** (0,0126)	0,6953*** (0,0088)
Idade35	0,0174* (0,0174)	1,0176* (1,0176)	0,0242*** (0,0242)	1,0245*** (1,0245)

	(0,0093)	(0,0094)	(0,0082)	(0,0084)
Estudo1a4	0,7876***	2,1980***	0,5788***	1,7839***
	(0,0091)	(0,0200)	(0,0090)	(0,0160)
Estudo5a8	1,4095***	4,0938***	1,0279***	2,7953***
	(0,0130)	(0,0532)	(0,0121)	(0,0339)
Estudo9a11	2,0450***	7,7290***	1,4257***	4,1608***
	(0,0158)	(0,1224)	(0,0142)	(0,0591)
Estudo11m	2,6502***	14,1572**	1,9689***	7,1625***
	(0,0224)	(0,3172)	(0,0182)	(0,1302)

### ***Atributos do Cônjuge***

Raça			0,1278***	1,1363***
			(0,0088)	(0,0100)
Idade21			-0,1706***	0,8431***
			(0,0081)	(0,0068)
Idade35			0,0526***	1,0540***
			(0,0108)	(0,0113)
Estudo1a4			0,5750***	1,7772***
			(0,0088)	(0,0157)
Estudo5a8			0,9812***	2,6677***
			(0,0120)	(0,0319)
Estudo9a11			1,3621***	3,9044***
			(0,0143)	(0,0558)
Estudo11m			1,7098***	5,5278***
			(0,0207)	(0,1145)

### ***Atributos da Família***

Irmãos	-0,1363***	0,8726***	-0,1446***	0,8654***
	(0,0048)	(0,0041)	(0,0036)	(0,0031)
Irmãs	-0,0799***	0,9232***	-0,1355***	0,8732***
	(0,0063)	(0,0058)	(0,0051)	(0,0044)

### ***Residência***

NO	0,0048	1,0048	-0,1443***	0,8656***
	(0,0172)	(0,0173)	(0,0149)	(0,0129)
NE	-0,1322***	0,8762***	-0,1806***	0,8348***
	(0,0093)	(0,0081)	(0,0082)	(0,0069)
SUL	-0,4168***	0,6591***	-0,4176***	0,6586***
	(0,0117)	(0,0077)	(0,0096)	(0,0063)
CO	-0,0701***	0,9323***	-0,0789***	0,9241***
	(0,0155)	(0,0145)	(0,0136)	(0,0125)

<i>Parâmetros Limiares</i>				
$\mu_1$	0,4171***		0,5966***	
	(0,0223)		(0,0264)	
$\mu_2$	1,4696***		1,6644***	
	(0,0225)		(0,0265)	
$\mu_3$	2,6058***		2,8481***	
	(0,0228)		(0,0268)	
$\mu_4$	3,9232***		4,1427***	
	(0,0235)		(0,0271)	
Pseudo-R2	0,0580		0,0842	
Observações	250.014		351.821	

Fonte: Resultados estimados a partir dos dados do Censo Demográfico de 2000.

Notas: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses. \*\*\* Estatisticamente significativo a 1%. \*\* Estatisticamente significativo a 5%. \* Estatisticamente significativo a 10%.

Os resultados indicam forte relevância dos atributos dos filhos nas suas chances de mudança de estrato renda/ocupação. Para famílias monoparentais, nota-se que os filhos homens (do sexo masculino) têm chance de mover-se para estratos superiores aumentada em 41,33% (*odds*: 1,4133-1) em relação aos filhos do sexo feminino. Os filhos que se declaram de cor branca têm maior propensão a alcançar melhor posição de renda/ocupação em relação aos não brancos. Também é possível observar que os jovens/adultos que vivem com cônjuges (casados) em família “monoparental” apresentam maior probabilidade relativa de mudança para estratos mais elevados que os solteiros.

As evidências reforçam a importância dos atributos dos pais, sobretudo, referentes à educação, para que os filhos atinjam níveis de renda/ocupação mais elevados. Na coluna (1), em que não se considera a presença de cônjuge no domicílio, percebe-se que os filhos de chefe de família do sexo masculino apresentam menor chance de mover-se para estratos superiores de renda/ocupação, comparados aos filhos de chefes mulheres (categoria omitida). Por sua vez, a propensão de o filho atingir melhor patamar de renda/ocupação aumenta se o pai ou mãe forem de cor branca.

A diferença de idade entre pai/mãe e filhos também se revelou significativa na determinação da mobilidade de renda/ocupação. Por

exemplo, para o caso de famílias monoparentais, se o filho nasceu quando o pai/mãe tinha menos de 21 anos de idade a chance de o primeiro passar para um estrato de renda/ocupação mais elevado diminui em cerca de 18% (*odds*: 0,8174-1), ao passo que se o filho nasceu quando o chefe tinha mais de 35 anos de idade a referida chance aumenta em torno de 2%.

Em relação ao nível educacional do chefe, os dados mostram que quanto maior a faixa de instrução do pai/mãe, maiores são chances dos filhos atingirem uma melhor posição de ocupação e renda. Este resultado está em consonância com os diversos estudos do tema na literatura empírica nacional já citada (FERREIRA e VELOSO, 2006; PERO e SZERMAN, 2008). Note que, quando comparado a um filho de um chefe com menos de 1 ano de estudo (categoria omitida), o filho cujo pai/mãe tem mais de 11 de escolaridade apresenta 14 vezes mais chance de alcançar um estrato superior de renda/ocupação.

Quando se consideram as diferenças de estrutura familiar, a maioria dos parâmetros é alterada. Primeiramente, constata-se que a contribuição da escolaridade do chefe de domicílio para a mobilidade dos filhos tem sua importância reduzida, porém, ainda apresenta maior impacto se comparado à escolaridade do cônjuge. Por exemplo, enquanto um chefe de domicílio com mais de 11 anos de estudo aumenta em 7 vezes a chance de o seu filho mudar de estrato de renda, o cônjuge nessa mesma faixa educacional contribui em 5 vezes.

É interessante observar que a diferença de idade entre o filho e o cônjuge apresenta impacto relevante na mobilidade de renda/ocupação. Se o filho registra uma diferença de idade inferior a 21 anos em relação ao cônjuge, sua propensão de mover-se para um estrato superior diminui em 16%, enquanto que, se aquela diferença for superior a 35 anos, a sua chance de mudar de estrato de renda/ocupação aumenta em 5%. Cônjuges de cor branca contribuem para aumentar a mobilidade renda/ocupação dos filhos. Quanto aos atributos da família, percebe-se que o maior número de irmãos e de irmãs reduz a chance de o filho mudar de estrato renda/ocupação em 14% e 13%, respectivamente.

As diferenças regionais também se mostraram importantes. Os jovens/adultos residentes em outras regiões, que não o Sudeste

(categoria omitida), apresentam menor chance relativa de mover-se para um estrato superior de renda/ocupação.

Em geral, os resultados já discutidos entram em consonância com alguns estudos tais como os de Ermisch e Francesconi (2001) e Ermisch e Nicoletti (2006). O primeiro foca nos determinantes da mobilidade educacional e o último na mobilidade de renda. Contudo, subjacente a esta análise paira o seguinte questionamento: de que forma mobilidade intergeracional educacional e de renda interagem conjuntamente no que tange à redução da persistência dos pais analfabetos e com baixo nível de qualificação?

### **4.3. Mobilidade intergeracional de renda/ocupacional e educacional**

Nessa seção, os esforços são direcionados para a produção de evidências acerca da relação entre mobilidade intergeracional educacional e de renda (ocupação) de jovens adultos no Brasil, considerando os efeitos de diversos atributos pessoais, familiares e de localização regional. Para tanto, a tabela 5, a seguir, registra os resultados das estimativas do modelo *probit* bivariado que considera a probabilidade conjunta do filho não estar, simultaneamente, no primeiro estrato de renda e educação. O objetivo é investigar como o conjunto de características observadas afeta as chances de o jovem adulto escapar de uma possível “armadilha intergeracional de pobreza”. O conceito de armadilha de pobreza está associado um conjunto de mecanismos que se reforçam no sentido de manter o indivíduo na pobreza (AZARIADIS, 1996). Esta persistência está conectada com o ciclo de pobreza, que por sua vez, tem relação direta com a transmissão intergeracional de educação e habilidades.

Na coluna (1), são apresentados os coeficientes e efeitos marginais referentes à probabilidade do jovem não se encontrar no estrato inferior de renda; na segunda coluna, os coeficientes e efeitos marginais estão associados à probabilidade de não estar no primeiro estrato educacional e; na terceira, têm-se os efeitos marginais sobre a probabilidade conjunta de o jovem não estar, simultaneamente, nos primeiros estratos de renda e educação<sup>10</sup>.

---

<sup>10</sup> Os resultados consideram apenas as famílias biparentais.

Inicialmente, os resultados mostram o efeito assimétrico da sexualidade do filho na probabilidade de deixar os primeiros estratos de renda/educação. O filho homem, por um lado, tem maior probabilidade de não se encontrar no primeiro estrato de renda, e, por outro, menor propensão a deixar o primeiro estrato de educação em relação ao filho do sexo feminino. Todavia, o efeito geral da sexualidade masculina atua no sentido de aumentar a probabilidade conjunta de o filho não estar nos primeiros estratos de renda e de instrução.

Ainda é possível verificar assimetria nos impactos do estado conjugal do filho. Note-se que o filho que vive com cônjuge apresenta menor (maior) probabilidade de não estar no primeiro estrato de renda (educação). O efeito conjunto do estado conjugal, contudo, atua no sentido de reduzir a propensão do filho estar fora dos primeiros estratos de renda e educação.

Tabela 5 – Regressão: *Probit* Bivariado – Determinantes da mobilidade renda-ocupacional e educacional de jovens adultos no Brasil - 2000

Atributos	(1) Probabilidade de deixar o primeiro estrato de renda/ocupação		(2) Probabilidade de deixar o primeiro estrato de educação		(3) Probabilidade conjunta de deixar os
	Coefficientes	Efeito Marginal	Coefficientes	Efeito Marginal	Efeito Marginal
<b>Atributos do Filho</b>					
Sexo	0,1196*** (0,0064)	0,0351*** (0,0019)	-0,3045*** (0,0130)	-0,0237*** (0,0010)	0,0238*** (0,0019)
Raça	0,0946*** (0,0078)	0,0277*** (0,0023)	0,0974*** (0,0131)	0,0076*** (0,0010)	0,0292*** (0,0023)
Idade	-0,0003 (0,0004)	-0,0001 (0,0001)	-0,0155*** (0,0007)	-0,0012*** (0,0001)	-0,0006*** (0,0001)
Casado	-0,0989*** (0,0104)	-0,0290*** (0,0030)	0,1841*** (0,0215)	0,0144*** (0,0017)	-0,0218*** (0,0030)
<b>Atributos do Chefe</b>					
Sexo	-0,0408*** (0,0114)	-0,0120*** (0,0033)	-0,0166 (0,0195)	-0,0013 (0,0015)	-0,0118*** (0,0033)
Raça	0,0562***	0,0165***	0,0342***	0,0027***	0,0166***

	(0,0068)	(0,0020)	(0,0115)	(0,0009)	(0,0020)
Idade21	-0,2141***	-0,0628***	-0,2019***	-0,0157***	-0,0656***
	(0,0096)	(0,0028)	(0,0154)	(0,0012)	(0,0027)
Idade35	-0,0097	-0,0028	0,0090	0,0007	-0,0024
	(0,0062)	(0,0018)	(0,0107)	(0,0008)	(0,0018)
Estudo1a4	0,3792***	0,1112***	0,5253***	0,0410***	0,1213***
	(0,0061)	(0,0017)	(0,0094)	(0,0007)	(0,0017)
Estudo5a8	0,7257***	0,2128***	0,6274***	0,0489***	0,2205***
	(0,0097)	(0,0028)	(0,0194)	(0,0015)	(0,0027)
Estudo9a11	1,0002***	0,2932***	0,7434***	0,0580***	0,3002***
	(0,0133)	(0,0038)	(0,0286)	(0,0022)	(0,0038)
Estudo11m	1,1681***	0,3424***	0,6639***	0,0518***	0,3443***
	(0,0195)	(0,0057)	(0,0378)	(0,0030)	(0,0055)

#### *Atributos do Cônjuge*

Raça	0,0739***	0,0217***	0,0556***	0,0043***	0,0222***
	(0,0068)	(0,0020)	(0,0115)	(0,0009)	(0,0020)
Idade21	-0,0897***	-0,0263***	-0,0583***	-0,0045***	-0,0267***
	(0,0062)	(0,0018)	(0,0109)	(0,0009)	(0,0018)
Idade35	0,0346***	0,0101***	0,0255*	0,0020*	0,0104***
	(0,0080)	(0,0024)	(0,0135)	(0,0011)	(0,0023)
Estudo1a4	0,3621***	0,1062***	0,4924***	0,0384***	0,1155***
	(0,0060)	(0,0017)	(0,0093)	(0,0007)	(0,0017)
Estudo5a8	0,6775***	0,1986***	0,6646***	0,0518***	0,2083***
	(0,0096)	(0,0027)	(0,0196)	(0,0015)	(0,0027)
Estudo9a11	0,9437***	0,2767***	0,7241***	0,0565***	0,2840***
	(0,0136)	(0,0039)	(0,0282)	(0,0022)	(0,0038)
Estudo11m	1,0098***	0,2960***	0,6630***	0,0517***	0,3004***
	(0,0230)	(0,0067)	(0,0447)	(0,0035)	(0,0066)

#### *Atributos da Família*

Irmãos	-0,0932***	-0,0273***	-0,0635***	-0,0050***	-0,0278***
	(0,0026)	(0,0008)	(0,0036)	(0,0003)	(0,0007)
Irmãs	-0,1031***	-0,0302***	0,0019	0,0001	-0,0285***
	(0,0036)	(0,0011)	(0,0074)	(0,0006)	(0,0010)

#### *Residência*

NO	-0,0563***	-0,0165***	-0,3245***	-0,0253***	-0,0256***
	(0,0113)	(0,0033)	(0,0172)	(0,0013)	(0,0032)
NE	-0,0661***	-0,0194***	-0,5113***	-0,0399***	-0,0341***
	(0,0063)	(0,0018)	(0,0101)	(0,0008)	(0,0018)
SUL	-0,3229***	-0,0947***	-0,1532***	-0,0119***	-0,0943***

	(0,0070)	(0,0020)	(0,0150)	(0,0012)	(0,0020)
CO	-0,0487***	-0,0143***	-0,1340***	-0,0105***	-0,0176***
	(0,0106)	(0,0031)	(0,0190)	(0,0015)	(0,0031)
Intercepto	-0,1229***		1,9250***		
	(0,0197)		(0,0331)		
$\rho$	0,3302***				
Teste de	3.484,98***				
Observações	351.821				

Fonte: Resultados estimados a partir dos dados do Censo Demográfico de 2000.

Notas: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses. \*\*\* Estatisticamente significativo a 1%. \*\* Estatisticamente significativo a 5%. \* Estatisticamente significativo a 10%.

Dentre os atributos dos filhos, a raça foi a única característica que não registrou efeitos assimétricos. Observa-se que o filho de cor branca apresenta aumento nas probabilidades de deixar os primeiros estratos de renda e educação, comparado ao filho não branco.

Ainda é possível observar que os jovens/adultos filhos de chefes de família mulheres ou brancos apresentam maior propensão a escapar dos primeiros estratos de renda e educação, comparados aos filhos de chefes homens e não brancos. A diferença de idade entre filho e pai (mãe) registra importante impacto na mobilidade de renda e de educação. Por exemplo, se o chefe gerou o filho quando tinha idade inferior a 21 anos, as probabilidades de o seu filho deixar os primeiros estratos em foco serão reduzidas, sobretudo, aquela referente à mobilidade de renda.

Os resultados mais relevantes estão associados às características educacionais dos pais. Note-se que o aumento da faixa de instrução do chefe do domicílio resulta em maiores chances de o filho não se encontrar nos primeiros estratos, principalmente, no primeiro estrato de renda (ocupação). Nesse sentido, vale destacar que a estrutura familiar revela-se de suma importância. A maior escolaridade do cônjuge tem peso expressivo na mobilidade de renda e educação dos filhos, porém a sua contribuição é menor que a do chefe de família. Percebe-se que um cônjuge com mais de 11 anos de estudo aumenta em 30% e 5%, respectivamente, a probabilidade do filho não estar no estrato inferior de renda e de educação. Estes resultados, em princípio, corroboram o estudo de Ermisch e Francesconi (2001). Por outro lado, os lares biparentais chefiados por mulheres não apresentam

vantagens em relação os chefiados por homens, ao contrário do citado estudo.

Ainda referente à estrutura familiar, cabe observar que o maior número de irmãos no domicílio diminui as chances de o filho mover-se para estratos mais elevados. Por outro lado, a maior presença de irmãs reduz apenas a probabilidade de melhorar a posição de renda/ocupação do filho.

Em relação à localização regional, os resultados indicam que, comparados aos filhos residentes no Sudeste, aqueles moradores nas demais regiões têm menores probabilidades de mover-se para estratos superiores de renda e educação. Contudo, cabe destacar algumas diferenças importantes. Enquanto os residentes na região Sul apresentam maior redução na probabilidade de não estar no primeiro estrato de renda (ocupação), aqueles que vivem no Nordeste registram a maior diminuição na probabilidade de deixar o primeiro estrato educacional.

Por último, é importante observar que o coeficiente de correlação entre os atributos não observados que se relacionam à mobilidade de renda e de educação revelou-se positivo e estatisticamente significativo. Tal evidência sugere uma interdependência entre a mobilidade de renda (ocupação) e de educação, no sentido de que as características não consideradas no modelo que contribuem para uma maior mudança de estrato de renda, por exemplo, também impactam diretamente na mobilidade educacional dos filhos<sup>11</sup>.

#### 4.3.1. Probabilidades preditas

A figura 2, abaixo, apresenta as médias das probabilidades preditas pelo modelo *probit* bivariado (tabela 5) por faixas de educação do chefe e cônjuge do domicílio. Foram considerados cinco estratos de educação: [1] menos de 1 ano de estudo, [2] de 1 a 4 anos de estudo, [3] de 5 a 8 anos, [4] de 9 a 11 anos e [5] mais de 11 anos de estudo. As faixas de educação representadas em algarismos arábicos referem-se aos chefes de domicílio, enquanto, aquelas em

---

<sup>11</sup> A significância estatística do coeficiente de correlação indica que o modelo bivariado está corretamente especificado e que é preferível as estimativas separadas de modelos univariados.

algarismos romanos, aos cônjuges. Também são registradas quatro probabilidades conjuntas: (i) a probabilidade do filho não se encontrar nos primeiros estratos de renda/ocupação e educação (em azul); (ii) a probabilidade de o filho se encontrar no primeiro estrato de renda/ocupação, entretanto, fora da primeira faixa de instrução (em vermelho); (iii) a probabilidade de o filho deixar o primeiro estrato de renda/ocupação permanecendo na primeira faixa educacional (em verde); e (iv) a probabilidade do filho permanecer nos primeiros estratos de renda/ocupação e educação (em amarelo).

Os resultados mostram que, a despeito da escolaridade do cônjuge, o aumento da faixa educacional do chefe de domicílio reduz a propensão de o filho permanecer na “armadilha da pobreza”. Note-se que, por um lado, a maior escolaridade do chefe eleva significativamente a probabilidade conjunta do filho não estar nos primeiros estratos de renda e de educação (barra azul), e, por outro, reduz a probabilidade conjunta de permanecer no primeiro estrato de renda tendo saído do primeiro estrato de educação (barra vermelha).

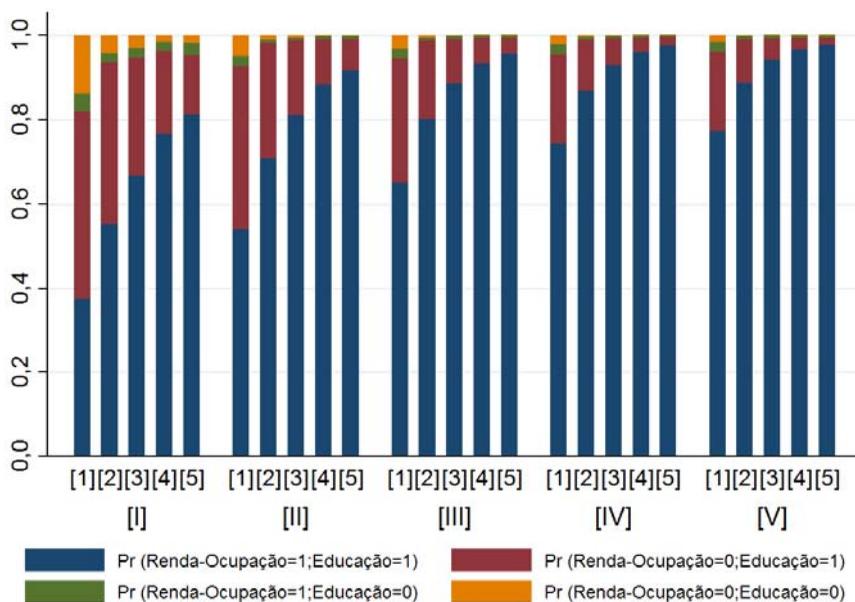
Observando o efeito do aumento da escolaridade do cônjuge, percebe-se que este tem impacto positivo na chance do filho sair dos primeiros estratos. Não obstante à escolaridade do chefe, a maior instrução do cônjuge eleva a probabilidade de o filho não se encontrar nos primeiros estratos de renda e educação, ao passo que reduz a probabilidade de o filho mover-se para melhor posição de educação sem deixar a pior colocação na distribuição da renda.

Quando se comparam os impactos da educação do chefe e cônjuge percebem-se algumas diferenças importantes. Por exemplo, um filho de chefe com mais de 11 anos de instrução e cônjuge com menos de 1 de escolaridade registra maior probabilidade conjunta de não se achar nos primeiros estratos de renda e educação em relação a um filho de chefe com menos de 1 ano de escolaridade e cônjuge com mais de 11 anos. Tais resultados reforçam o maior peso relativo de transmissão da educação do chefe de família.

As evidências sugerem uma possível transmissão intergeracional de pobreza associada ao baixo nível educacional dos pais. Nas primeiras colunas de cada bloco da figura em análise, observam-se as maiores probabilidades de o filho melhorar sua posição na educação sem melhorar de renda/ocupação (vermelho) e de permanecer nos estratos inferiores (amarelo). Tal resultado é

acentuado quando se considera um filho de chefe e cônjuge, ambos com menos de 1 ano de escolaridade. As probabilidades de permanecer nos estratos inferiores (barra amarela) ao invés de ficar no primeiro estrato de renda/ocupação mesmo com a melhoria de educação (barra vermelha), são as maiores.

Figura 2 - Probabilidades de mobilidade renda/ocupacional e educacional dos filhos por faixa de instrução do chefe e faixa de instrução do cônjuge



Fonte: Resultados estimados a partir dos dados do Censo Demográfico de 2000.

Notas: Faixas em algarismos arábicos referem-se aos chefes de domicílio. Faixas em algarismos romanos referem-se aos cônjuges do domicílio.

Vale ainda destacar que a probabilidade conjunta de o filho não estar na primeira faixa de renda (ocupação) sem mudar seu nível de educação é a mais baixa dentre as demais (barra verde), não obstante a escolaridade do cônjuge. Essa probabilidade apresenta

maior relevância apenas quando o chefe de domicílio tem menos de 1 ano de instrução, provavelmente, devido à pobreza exigir a entrada precoce dos filhos no mercado de trabalho, sobretudo, no mercado informal. Para essas famílias, a melhoria na posição de renda/profissão dos filhos pode não se reverter em melhor ganho de educação, especialmente se a referida mobilidade de renda é derivada de uma mudança ocupacional no mercado de trabalho informal, que, geralmente, não exige maior escolaridade.

Outra evidência importante diz respeito à relação de causalidade entre mobilidade de educação e de renda/ocupação. Percebe-se que as maiores probabilidades de o filho mover-se para uma maior faixa de instrução e terminar no primeiro estrato de renda (barras vermelhas) estão associadas aos pais com menor instrução. Nesses casos, é mais provável que a mobilidade educacional dos filhos não implique melhoria de renda/ocupação. Vários fatores podem atuar nesse resultado, dentre eles o fato de que nas famílias de baixa instrução os filhos tendem a trabalhar mais cedo, sobretudo, inseridos no mercado informal.

## **5. CONSIDERAÇÕES FINAIS**

O presente artigo teve como objetivo analisar os determinantes da mobilidade intergeracional de renda e suas relações com a mobilidade intergeracional educacional. O primeiro conjunto de resultados, tendo como base as matrizes de transição *markovianas*, sugere que a mobilidade educacional intergeracional foi mais intensa que a mobilidade intergeracional de renda. No tocante aos determinantes da mobilidade intergeracional de renda, usando um modelo *logit* ordenado, os resultados são conclusivos no sentido de apontar que os conjuntos de atributos da pessoa de referência, do cônjuge, da residência, da família e o conjunto de características individuais exercem influência expressiva quanto à mobilidade intergeracional de renda. Em resumo, os indivíduos brancos, do sexo masculino, filho de pais letrados, em lares biparentais e residentes no Sudeste apresentam uma maior probabilidade de atingirem níveis de renda mais elevados. No caso de famílias monoparentais, os filhos de pessoas de referência do sexo feminino apresentam uma maior probabilidade de se mover para estratos de renda superiores se comparado a lares monoparentais chefiados por homens.

No tocante às relações entre mobilidade intergeracional de renda e educacional os resultados, decorrentes da estimação do modelo *probit* bivariado, permitiram observar que as características de gênero e estado conjugal dos filhos exercem impactos assimétricos sobre as probabilidades de progresso de renda e de educação. Ainda foi possível averiguar que diferença de idade entre filho e pai/mãe se correlaciona diretamente com a persistência dos filhos nos estratos relativos à “armadilha da pobreza”.

Todavia, as evidências conjuntas produzidas nessa pesquisa revelam a importância de duas características na transmissão intergeracional de renda e educação: a escolaridade dos pais e a estrutura familiar. As estimativas dos modelos anteriormente reportados mostraram peso expressivo do aumento da instrução dos pais sobre as chances dos filhos não se encontrarem nos primeiros estratos de renda e de educação. Ao contrário do observado nos países desenvolvidos, onde a mulher cônjuge tem maior participação relativa na transmissão educacional, no Brasil, parece ocorrer o inverso: a escolaridade dos chefes, em sua maioria, homens, registrou maior impacto relativo nas probabilidades de melhoria de estrato de renda e educação dos filhos, conforme as estimativas econométricas do presente estudo. Por outro lado, nas famílias biparentais, observou-se que os filhos registram maiores chances de progresso de renda/ocupação e de educação, comparados àqueles pertencentes às famílias monoparentais. Em específico, constatou-se que mobilidade de renda é maior em lares biparentais chefiados por homens, enquanto, nos lares monoparentais, aqueles chefiados por mulheres, registram maiores chances de progresso econômico para os filhos. Tais evidências entram em consonância com os achados da literatura internacional.

Ainda nesse conjunto de resultados mais relevantes, cabe destacar as evidências encontradas para a relação de causalidade entre mobilidade de educação e de renda. Verificou-se que as maiores probabilidades de o filho mover-se para uma maior faixa de instrução e terminar no primeiro estrato de renda estão associadas aos pais com menor instrução. Destarte, as evidências sugerem que a mobilidade educacional pode implicar mobilidade de renda, exceto, para aqueles presos na “armadilha intergeracional da pobreza”.

Por fim, os achados encontrados nesse estudo permitem sugerir alguns norteamentos para políticas públicas: (i) os programas de transferência de renda direcionados aos lares monoparentais, desde que atrelados à manutenção dos filhos na escola, poderiam ser mais eficazes naqueles domicílios chefiados por mulheres; (ii) investimentos voltados para melhoria do acesso e qualidade da educação precisariam estar condicionados à criação de oportunidades de qualificação profissional e de emprego para os mais pobres.

## REFERÊNCIAS

AZARIADIS, C. The economics of poverty traps. **Journal of Economic Growth**, 1, 449–486, 1996.

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

CORAK, M., HEISZ, A. The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data. **Journal of Human Resources**, 34(3): 504-533, 1999.

ERMISCH, J., FRANCESCONI, M. Family Matters: Impacts of Family Background on Educational Attainments. **Economica**, 68, 137-156, 2001.

ERMISCH, J., NICOLETTI. Intergenerational Earnings Mobility: changing across cohorts in Britain. **The B. E. Journal of Economic Analysis & Policy**, v. 7 : n. 2, 2006.

FERREIRA, S.; VELOSO, F.. Mobilidade intergeracional de educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 33, n. 3, p. 481–513, 2003.

FERREIRA, S.; VELOSO, F.. Intergenerational mobility of wages in Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 26, n. 2, p. 181-211, 2006.

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

FORTIN, N. M., LEFEBVRE, S. Intergenerational Income Mobility in Canadá. Em: M. CORAK, M org. **Labour Markets, Social Institutions, and the Future of Canada's Children**, *Statistics Canada*, Ottawa, 51-64, 1998.

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

GREENE, W. H. **Marginal Effects in the Bivariate Probit Model**. Working Papers 96-11, New York University, Leonard N. Stern School of Business, Department of Economics, 1996.

JÄNTTI, M., ÖSTERBACKA, E. **How Much of the Variance in Income Can Be Attributed to Family Background?: Evidence from Finland**. Working Paper, 1996.

MCCULLAG, P. Regression Models for Ordinal Data. **Journal of the Royal Statistical Society**, B. v. 42, n. 2, 109-142, 1980.

NETTO JR., J. L. da S.; PÔRTO JR., S. da S.; FIGUEIREDO, E. A. de. Migração e Distribuição de Capital Humano no Brasil: mobilidade intergeracional educacional e intrageracional de renda. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 39, p. 404-427, 2008.

PERO, V., SZERMAN, D. Mobilidade Intergeracional de Renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. v. 38, n.1, abr. 2008, p. 2-35.

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

SOLON, G. Intergenerational Income Mobility in the United States, **American Economic Review**, 82, 393-408, 1992.

ZIMMERMAN, D. J. Regression toward Mediocrity in Economic Stature. **American Economic Review**, 82, 409-29, 1992.