

# Mobilidade intergeracional de renda: um estudo aplicado à região metropolitana do Recife

*Ricardo Carvalho de Andrade Lima<sup>1</sup>  
Luís Henrique Romani de Campos<sup>2</sup>*

## Introdução

Os índices de desigualdade do Brasil são muito elevados. Há um consenso de que o país apresenta um dos maiores coeficientes de Gini do mundo.<sup>3</sup> Utilizando dados da PNAD/2009, verifica-se que, enquanto os 10% mais ricos concentram cerca de 42,8% da renda agregada, os 40% mais pobres detêm apenas 10,26%. Embora a concentração da renda ainda seja alta, é observada uma tendência decrescente. Barros e colaboradores (2006) argumentam que as políticas de redistribuição de renda, o desenvolvimento do mercado de trabalho e os ganhos de salários reais foram os principais indutores da redução da desigualdade.

Uma importante limitação dos índices de desigualdade de rendimentos é seu caráter estático, pois representam o atual padrão de distribuição de renda de uma sociedade num determinado ponto no tempo. Ou seja, estudos sobre desigualdade não conseguem verificar se os pobres estão

---

1 Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). E-mail: ricardocarvalho2009@gmail.com.

2 Fundação Joaquim Nabuco (Fundaj). E-mail: luis.campos@fundaj.gov.br.

3 Coeficiente de Gini é um índice tradicional de medida de desigualdade, que varia entre zero a um, sendo que, quanto mais próximo for do limite superior, maior é o grau de concentração de renda. Segundo o The World Bank, o Brasil possui um dos maiores índices do mundo. Alguns exemplos do índice de Gini: Brasil (0,54), Colômbia (0,58), Paraguai (0,53), Peru (0,49), Argentina (0,46), Quênia (0,42), Venezuela (0,43), Israel (0,39), Croácia (0,33), Noruega (0,25), Rússia (0,42), Índia (0,37).

ficando cada vez mais pobres e os ricos cada vez mais ricos. (HUGERFORD, 2008) Dessa forma, não é possível inferir se a distribuição de renda tende a tornar-se mais concentrada ou mais dispersa com o passar do tempo, em outras palavras não se percebe a dinâmica da distribuição de renda.

Uma forma adequada de analisar a dinâmica da distribuição de renda é verificar os padrões de mobilidade de renda. De acordo com Pastore (1979), mobilidade é definida como a capacidade do indivíduo de se afastar do seu ponto de origem na distribuição de renda, este pode ser seus pais (mobilidade intergeracional) ou sua primeira ocupação (mobilidade intrageracional). Além disso, a mobilidade pode ser ascendente, quando o indivíduo sobe na distribuição de renda em relação ao seu ponto de origem, ou descendente, quando o indivíduo desce na distribuição.

Uma condição necessária para que ocorra redução da desigualdade de renda é que haja movimentos de ascensão por parte das camadas mais pobres da população. A mobilidade por se não garante redução da desigualdade de renda. Por exemplo, Fortin e Lefebvre (1998) analisaram a mobilidade intergeracional no Canadá e detectaram que, embora alta, a maior parte da mobilidade de renda acontece nos quartis mais ricos da renda, de forma que não houve uma redução da desigualdade de renda no período analisado.

Friendman (1988) argumenta que a mobilidade de renda é um fator importante para a construção de uma sociedade com menores níveis de desigualdade e maiores níveis de bem-estar social. Se há duas sociedades com padrões semelhantes de distribuição de renda, sendo que uma delas apresenta uma maior movimentação entre níveis de *status* econômico, esta sociedade tende a ser menos desigual que a outra. Logo, índices elevados de desigualdade podem ser até aceitáveis, desde que sejam observados padrões significativos de mobilidade da camada mais pobre da população.

Dada a importância dos estudos de mobilidade para uma visão mais detalhada da distribuição de renda, poucos estudos se dedicaram a esse fim no Brasil. Uma das causas para essa escassez é a ausência de dados para tal fim, visto que a última PNAD que continha um suplemento sobre mobilidade data de 1996. Os estudos de Ferreira e Veloso (2006) e Pero e Szerman (2008) evidenciaram elevados níveis de persistência intergeracional da renda no Brasil, isto é, os pobres continuam pobres (armadilha da pobreza) e os ricos continuam ricos (armadilha da riqueza).

Uma das maiores dificuldades operacionais para os estudos de mobilidade intergeracional de renda é a comparação da renda dos filhos com a renda dos pais. Em geral, é necessário fazer estimativas das rendas dos pais dos indivíduos, uma vez que não é factível, em pesquisas censitárias, perguntar qual era a renda dos pais (num momento pretérito) do indivíduo

entrevistado. Para a estimação da renda dos pais, o presente estudo utilizou a metodologia das variáveis instrumentais em duas amostras (Vida) proposta por Angrist e Kruger (1992) e aplicado a estudos de mobilidade intergeracional por Björklund e Jäntti (1997). Outra vantagem desse método é a possibilidade de estimar de forma consistente a elasticidade da renda do filho em relação à renda do pai (uma forma de mensurar a mobilidade).

Outro ponto importante nos estudos de mobilidade de renda é verificar quais são as características individuais e familiares que afetam a chance de mobilidade intergeracional de um indivíduo. Becker e Tomes (1979) afirmaram que as características dos pais e o *background* familiar afetam de maneira significativa as possibilidades de ascensão dos filhos, especialmente no que se refere ao investimento em capital humano feito pelos pais. Logo, famílias mais propensas a investir no capital humano dos filhos apresentarão maiores índices de mobilidade intergeracional. Em relação às características individuais, Ferreira e Veloso (2006), Netto Jr., Ramalho e Aragón (2010) e Pastore (1979) sugerem que indivíduos com maior escolaridade, menor idade, que moram em regiões mais desenvolvidas, brancos e com pais mais escolarizados apresentam maiores chances de ascensão.

O presente artigo avalia questões referentes à mobilidade intergeracional para a região metropolitana do Recife. Além de determinar o grau de imobilidade da região, analisaremos os padrões da mobilidade e os principais movimentos entre as categorias de renda. Soma-se a isso o estudo de quais atributos pessoais e familiares de um indivíduo influenciam na sua chance de ascensão e descenso. São utilizados dados coletados pela Fundação Joaquim Nabuco (Fundaj) em 2010 a respeito de 1.743 chefes de família.

O artigo está dividido da seguinte maneira: a seção 2 descreve os procedimentos metodológicos, a seção 3 descreve a base de dados e as variáveis utilizadas, a seção 4 apresenta tanto as diferentes estimações dos graus de imobilidade quanto os padrões de mobilidade intergeracional de renda na região metropolitana do Recife, a seção 5 apresenta os resultados da identificação de quais atributos afetam a chance de ascensão e descenso, e por fim a seção 6 apresenta as principais conclusões do estudo.

## Metodologia

Uma das principais formas de mensurar o grau de mobilidade de uma região é verificar o quanto da renda dos indivíduos é explicado pela renda de seus pais. Caso esse grau de associação seja relativamente alto,

pode-se inferir que há um baixo nível de mobilidade intergeracional. Analiticamente, podemos utilizar a seguinte especificação econométrica com o objetivo de mensurar o grau de associação entre a renda dos indivíduos e a renda de seus respectivos pais:

$$\ln Y_S = \alpha + \beta \ln Y_F + \varepsilon \quad (1)$$

Onde  $Y_S$  é a renda permanente do filho e  $Y_F$  é a renda permanente do pai, o grau de persistência, ou uma estimativa do grau de imobilidade é dado por  $\beta$  (elasticidade da renda do filho em relação à renda do pai), de modo que quanto maior for  $\beta$  maior será a persistência de renda entre as famílias. No caso de perfeita mobilidade de rendimentos, verifica-se que a renda dos pais não influencia a renda dos filhos, e o  $\beta$  estimado seria igual à zero.

O problema da equação 1 é que é provável que a hipótese de exogeneidade do regressor seja violada:  $E(\varepsilon, Y_F) \neq 0$ . Por exemplo, é bastante plausível que as características que afetam a renda dos filhos e que são não observadas (como o *background* familiar) podem estar correlacionadas com a renda dos pais. Se a hipótese de exogeneidade não for satisfeita, o estimador de mínimos quadrados ordinários (MQO) de  $\beta$  torna-se inconsistente. (WOOLDRIDGE, 2002)

Uma das formas de contornar esse problema é utilizar o método das variáveis instrumentais (IV), que consiste em buscar uma variável observável  $Z$  que não esteja incluída na equação 1 e que satisfaça duas condições: 1ª)  $Z$  deve ser não correlacionada com o termo de erro  $E(\varepsilon, Z) = 0$  e 2ª) deve existir uma projeção linear entre a variável endógena  $Y_F$  e a variável instrumental  $Z$ . Caso essas condições sejam satisfeitas, podemos utilizar como um instrumento para  $Y_F$  e assim obter estimadores consistentes para  $\beta$ . Caso  $Z$  seja um vetor de variáveis instrumentais, utiliza-se o método dos mínimos quadrados em dois estágios (2SLS).

Angrist e Kruger (1992) mostram que, sob certas condições, é possível obter estimadores consistentes de variáveis instrumentais quando a variável dependente, no caso  $Y_S$  e o vetor de variáveis instrumentais  $Z$ , forem observadas em uma determinada amostra (denominamos de amostra dos filhos) e o vetor de variáveis endógenas, no caso  $Y_F$ , e  $Z$ , forem observados em uma amostra distinta (denominamos de amostra sintética dos pais). Ou seja, ambas as amostras possuem o vetor de variáveis instrumentais, mas a variável dependente e a variável endógena não estão incluídas nas mesmas amostras. Nesse caso específico, o estimador de  $\beta$  é denominado de estimador de variáveis instrumentais em duas amostras (Vida). No presente

estudo, como a base de dados utilizada não possui informações sobre a renda do pai dos indivíduos, optou-se pela utilização do Vida.

Bjorklund e Jantti (1997) foram os primeiros a utilizaram a metodologia das variáveis instrumentais em duas amostras aplicados à mobilidade intergeracional. Esse processo consiste em analisar duas amostras independentes, uma dos filhos e outra com informações de indivíduos que estiveram participando do mercado de trabalho em momentos semelhantes aos pais dos primeiros, que é denominada de “amostra sintética dos pais”. Dessa forma, Bjorklund e Jantti (1997) utilizaram a ocupação e a escolaridade da amostra sintética dos pais como instrumentos para a renda do pai do indivíduo, com o vetor de instrumentos da amostra sintética denominado  $Z_f$ . De forma semelhante, o vetor de instrumentos da amostra dos filhos é constituído da ocupação e da escolaridade dos seus pais (reportados por eles) é denominado  $Z_s$ .

Primeiramente, com a amostra dos pais sintéticos, devem-se estimar os parâmetros da seguinte regressão de primeiro estágio utilizando o método dos mínimos quadrados ordinários:

$$Y_f = \delta_0 + \delta_1 Z_f + u \quad (2)$$

Onde  $Y_f$  representa a renda do pai sintético. Assim, podemos utilizar esses parâmetros estimados com os dados da amostra dos filhos  $Z_s$ , para estimar a renda dos pais dos indivíduos,  $\hat{Y}_f$ . Finalmente, fazemos a regressão de segundo estágio, utilizando as rendas predita dos pais,  $\hat{Y}_f$ , e a renda dos filhos,  $Y_s$ :

$$\ln Y_s = \alpha + \beta \ln \hat{Y}_f + v \quad (3)$$

Assim, obtemos uma estimativa consistente da elasticidade da renda do filho em relação à renda de seu pai, uma forma adequada de mensuração do grau de imobilidade intergeracional de renda.

Com o objetivo de identificar possíveis características familiares e pessoais que se relacionam com a chance de ascensão ou descenso de um indivíduo, utilizou-se um modelo de regressão *logit* binário. Os modelos de regressão são adequados para esse fim porque conseguem captar a influência isolada de cada variável independente, o que gera uma maior precisão aos resultados.

Para efeitos de classificação da situação de mobilidade (descenso, imobilidade ou ascensão) as rendas estimadas dos pais e as rendas dos filhos foram agrupadas em quartis e comparadas. Indivíduos que estão

no mesmo quartil de renda do pai são considerados imóveis, os que se encontram num quartil superior são considerados ascendentes e os que se encontram num quartil inferior estão em situação de descenso.

Uma alternativa natural para uma variável que possa assumir três valores (descenso, imobilidade ou ascensão) é a utilização de um modelo *logit* multinomial. No entanto, como há indivíduos que por definição<sup>4</sup> não podem ascender ou descender, ter-se-ia que retirar esses indivíduos da amostra, o que levaria a uma redução de 50% do número de observações.

Sendo assim, foram estimados dois modelos binários, em que a variável dependente é a situação de mobilidade do indivíduo. O primeiro modelo é o modelo de ascensão, em que a variável dependente assume dois valores: 1 para indivíduos que ascenderam e 0 para indivíduos que não ascenderam. O segundo modelo é o modelo de descenso, em que a variável dependente assume dois valores: 1 para indivíduos que descenderam e 0 para indivíduos que não descenderam. O valor 0 será considerado como variável-base em ambos os modelos.

Como a variável dependente possui formato de *dummy* com distribuição binomial, aplicou-se a função logística, que, além de ser adequada para o tratamento de variáveis dependentes dicotômicas, possui a vantagem de estimar a probabilidade de determinado evento. (MENARD, 2001) Dessa forma, a probabilidade de  $y_i$  assumir um determinado valor que não seja o da categoria-base é dado por:

$$P(y_i + 1|X_i) = \frac{e^{X_i\beta'_K}}{1+e^{X_i\beta'_K}} \quad (4)$$

Ou, em termos de razão de chance (*Odds ratio*):

$$\frac{P(y_i=1|X_i)}{1-P(y_i+1|X_i)} = e^{X_i\beta'_K} \quad (5)$$

Onde  $X_i$  é a matriz de variáveis independentes e  $\beta'_K$  o vetor dos respectivos coeficientes. Assim, serão comparadas as variáveis que se relacionam com a probabilidade de ascensão e descenso, comparada com a situação base. Segundo Menard (2001), o método mais adequado para a estimação dos parâmetros dessa regressão é o método da máxima verossimilhança. Cabe resaltar que, de acordo com Wooldridge (2002), existe a possibilidade de haver endogeneidade por variáveis omitidas no modelo 4, de

---

4 Indivíduos que possuem os pais localizados no quartil mais alto de renda não podem ascender, simetricamente, indivíduos que possuíam pais localizados no quartil mais baixo de renda não podem descender.

forma que os parâmetros não podem ser interpretados de forma causal. Como nosso objetivo é apenas identificar correlações entre variáveis, não foi implementada nenhuma estratégia que vise mitigar o problema da endogeneidade. As variáveis independentes e suas respectivas definições podem ser vistas na tabela 1:

**Tabela 1** – Variáveis independentes utilizadas no modelo *logit* binário

<b>Atributos pessoais</b>	
Raça	Assume o valor 1 para indivíduos brancos e 0 para não-brancos.
Sexo	Assume o valor 1 para indivíduos do sexo masculino e 0 para indivíduos do sexo feminino.
Recife	Assume o valor 1 para indivíduos que residem no município do Recife e 0 caso contrário.
Idade baixa	Assume o valor 1 para indivíduos que possuem idade entre 18 e 24 anos e 0 caso contrário.
Escolaridade alta	Assume o valor 1 para indivíduos que possuem ensino superior e 0 caso contrário.
<b>Atributos de <i>background</i> familiar</b>	
Quartil pai baixo	Assume o valor 1 se o pai do indivíduo estava localizado no quartil mais baixo de renda e 0 caso contrário.
Quartil pai alto	Assume o valor 1 se o pai do indivíduo estava localizado no quartil mais alto de renda e 0 caso contrário.
Escola pública	Assume o valor 1 se o indivíduo estudou em escola pública quando cursava o ensino elementar, fundamental ou médio e 0 caso tenha estudado em escola privada.

Fonte: Elaborado pelos autores.

## Dados

No presente estudo, é utilizada uma amostra coletada pela Fundação Joaquim Nabuco (Fundaj) em 2010 a respeito de 1.743 chefes de família residentes na região metropolitana do Recife<sup>5</sup>. Nessa pesquisa foram coletadas algumas informações a respeito dos pais desses indivíduos quando estes tinham 15 anos de idade, dentre elas, a ocupação e a escolaridade dos mesmos. No entanto não há informações sobre a renda dos pais. Além de haver informações intergeracionais, a base de dados contém diversas informações sobre características pessoais e demográficas dos entrevistados, como ocupação, renda, escolaridade, local de residência, sexo, raça e outros. Tendo em vista o objetivo de comparar renda entre gerações, foi

<sup>5</sup> A região metropolitana do Recife (RMR) é formada pelos seguintes municípios: Jaboatão dos Guararapes, Olinda, Paulista, Igarassu, Abreu e Lima, Camaragibe, Cabo de Santo Agostinho, São Lourenço da Mata, Araçoiaba, Ilha de Itamaracá, Ipojuca, Moreno, Itapissuma e Recife.

necessário filtrar a amostra para indivíduos que possuem renda e reportaram informações sobre a escolaridade e a ocupação de seus pais, o que gerou uma amostra de 1.008 observações.

Para a amostra sintética dos pais, foram utilizados os dados da PNAD de 1995, com informações a respeito de 1.381 indivíduos residentes em Pernambuco, que são homens<sup>6</sup>, trabalham e possuem alguma fonte de renda. Nessas amostras há informações a respeito das rendas, da escolaridade e da ocupação dos indivíduos.

Com o objetivo de agrupar as ocupações tornou-se necessário utilizar a estratificação proposta por Scalón (1999), com algumas alterações<sup>7</sup>, em que as ocupações estão divididas em oito categorias: I – profissionais, II – administradores e gerentes, III – proprietários empregadores, IV – não manual de rotina, V – proprietários conta-própria, VI – manual qualificado, VII – manual não qualificado e VIII – trabalhadores rurais. A escolaridade também foi agrupada em cinco níveis. A tabela 2 mostra a distribuição das amostras por ocupação e escolaridade:

**Tabela 2** – Características ocupacionais e educacionais em diferentes amostras

	<b>Pais sintéticos</b>	<b>Pais</b>	<b>Filhos</b>
<b>Ocupação (%)</b>			
Profissionais	2,7	3,9	4,5
Administradores	6,4	2,3	2,7
Proprietários empregadores	2,5	2,2	0,5
Não manual de rotina	14,4	10,1	19,2
Proprietários conta-própria	7,0	5,7	5,9
Manual qualificado	19,3	18,2	19,1
Manual não qualificado	34,4	33	45,7
Trabalhadores rurais	13,3	24,7	2,4
<b>Escolaridade (%)</b>			
Sem instrução	33,7	32,6	6,3
Elementar	28,6	32,7	21,8
Fundamental	13,5	18	30,9
Médio	19,0	12,5	34

6 Os estudos anteriores afirmam que as características dos filhos devem ser comparadas com a do pai ao invés da mãe, caso contrário à tendência é que haja uma subestimação do grau de mobilidade. A explicação de tal fato pode ser explicada pela relativa vantagem no mercado de trabalho que os homens tinham em relação às mulheres durante o século passado.

7 Em razão do baixo número de observações, a categoria de “Empregadores Rurais” do estudo de Scalón (1999) foi reagrupada em outros grupos.



Superior	5,2	4,2	7
----------	-----	-----	---

Fonte: PNAD (1995) – amostra dos pais sintéticos, Fundaj (2010) – amostra dos pais e dos filhos.

Como podem ser observadas, as características dos “pais sintéticos” são semelhantes as dos “pais reais”, o que indica que se trata de uma população comparável, sendo assim, pode-se estimar a renda dos “pais reais” utilizando os coeficientes de regressão estimados para os “pais sintéticos”. No entanto, há algumas diferenças entre as amostra quanto aos extremos da distribuição ocupacional e educacional. Cerca de 24,2% dos indivíduos utilizados como pais sintéticos possuíam ensino médio ou superior, enquanto 16,7% dos verdadeiros pais possuíam tal escolaridade. Da mesma forma, 9,1% dos pais sintéticos eram administradores ou profissionais e apenas 13% eram trabalhadores rurais, enquanto esse índice chega a 6% e 24,7%, quando se observa os pais reais. Tais diferenças, segundo Ferreira e Veloso (2004), podem ser atribuídas à seletividade amostral que foi utilizada para estimar a equação 3, pois, como é necessário informações sobre a renda, utilizaram-se apenas indivíduos que estavam trabalhando para constituir a amostra sintética dos pais. Entretanto, os verdadeiros pais dos indivíduos não estavam necessariamente fazendo parte do mercado de trabalho, uma vez que, na amostra da Fundaj (2010), foram coletadas informações sobre a ocupação e a escolaridade dos pais reportados pelos filhos.

Quando é comparada a distribuição de ocupações dos filhos com as dos pais, verifica-se um aumento significativo de ocupações manuais não qualificadas e de ocupações não manuais de rotina. Simetricamente, a classe de trabalhadores rurais sofreu um enorme achatamento. Tal modificação na distribuição de ocupações pode ser atribuída ao processo contínuo de urbanização que a sociedade brasileira vem apresentando desde a década de 1940, como observa Pastore (1979) e Scalon (1999). Quanto à distribuição de níveis de escolaridade, verifica-se uma razoável redução do número de indivíduos com pouco grau de instrução e um aumento significativo de indivíduos que possuem o ensino médio completo, o que sugere uma melhoria da educação nesse período de tempo. No entanto, o número de indivíduos com ensino superior apresentou um crescimento modesto, indicando poucos avanços no nível mais alto de escolaridade.

## Padrões de mobilidade intergeracional de renda na região metropolitana do Recife

A Tabela 3 mostra os resultados da aplicação do método de variáveis instrumentais em duas amostras (Vida) descritos na seção 2 à equação 3. A variável dependente é o logaritmo da renda do indivíduo enquanto a variável independente é o logaritmo da renda de seus respectivos pais. O coeficiente estimado é uma medida de elasticidade da renda do filho em relação à renda do pai e pode ser considerado uma medida de persistência de renda.

As equações foram estimadas utilizando três vetores distintos de instrumentos: a ocupação e a escolaridade dos pais sintéticos como foi visto na seção 2, apenas a ocupação e apenas a escolaridade. Como podem ser observados, os resultados do coeficiente de elasticidade foram sensíveis ao tipo de vetor de instrumentos utilizado. Assim como no trabalho de Pero e Szerman (2008) e Ferreira e Veloso (2006), quando se utiliza apenas a educação como instrumento, o coeficiente de elasticidade é amplificado. Uma explicação para isso é que a ocupação possui uma correlação maior com a renda do que a educação, de forma que exista um viés positivo quando se utiliza apenas a educação como instrumento.

Seguindo Solon (1992) e Ferreira e Veloso (2006), aplicamos a equação (3) o controle de idades e idades ao quadrado na especificação (B). A especificação (C) mostra a estimação com controle tanto de idades como de gênero e raça.

**Tabela 3** – Persistência intergeracional de renda na RMR – estimativas

Coeficientes	Instrumentos		
	Ocupação e Escolaridade	Ocupação	Escolaridade
(A) – Renda pai	0,421161 (0,01)*	0,389949 (0,01)*	0,553323 (0,01)*
(B) – Renda pai	0,464406 (0,01)*	0,403675 (0,01)*	0,583437 (0,01)*
(C) – Renda pai	0,415031 (0,01)*	0,374079 (0,01)*	0,504836 (0,01)*

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados da Fundaj (2010) e de dados da PNAD (1995).

Nota: (A) estimação sem variáveis de controle, (B) estimação com controle de idade e idade ao quadrado, (C) estimação com controle de idade, idade ao quadrado, raça e sexo. \*significante a 1%.

A partir dos resultados da Tabela 3, percebe-se que a renda dos indivíduos é influenciada de forma positiva pela renda de seus pais, de forma que um aumento em 1% nas rendas dos pais gera um aumento de 0,42% na renda dos filhos (considerando a estimativa A, com ocupação e escolaridade como instrumentos). Esse resultado é um indício de que há persistência de renda na região metropolitana do Recife.

Em estudos feitos para o Brasil e utilizando-se de metodologias equivalentes ao presente estudo, Ferreira e Veloso (2006) estimaram um coeficiente de 0,73, enquanto Pero e Szerman (2008), de 0,72.

Fazendo uma comparação, poder-se-ia concluir que, apesar de haver persistência de renda entre as gerações, a região metropolitana do Recife possui um maior grau de dinamismo intergeracional se comparada ao Brasil como todo. Essa hipótese pode ser considerada plausível, visto que as regiões metropolitanas são unidades geográficas com maior dinamismo econômico e, portanto, geram mais oportunidades de ascensão.

Cabe aqui uma advertência: os estudos de mobilidade intergeracional de renda feitos por Ferreira e Veloso (2006) e Pero e Szerman (2008) utilizaram dados da PNAD de 1996 e compararam com indivíduos da década de 1970 e 1980. Enquanto o presente estudo compara indivíduos de 2010 com indivíduos de 1995. É evidente que houve mudanças significativas na estrutura socioeconômica do país durante esse tempo, com alterações no mercado de crédito, na educação pública e nas políticas de transferência de renda. Sendo assim, a hipótese de que a região metropolitana do Recife possui um maior grau de mobilidade intergeracional de renda deve ser vista com ressalvas.

Os coeficientes de elasticidade da renda são formas adequadas de mensurar o grau de mobilidade de determinada região, no entanto, não é possível identificar, através deles, como ocorre o padrão de mobilidade. É possível que apesar de um baixo coeficiente (indicando baixa persistência de *status*) ocorrer mobilidade apenas entre as camadas mais ricas da sociedade ou ocorrer mobilidade predominantemente de descenso. Se isso acontecer, poderá haver uma situação em que, apesar da existência de alta mobilidade de renda, a desigualdade de renda não é alterada. Hugerford (2008), analisando os padrões de mobilidade intrageracional nos Estados Unidos na década de 1980 e 1990, verificou que houve um aumento da desigualdade juntamente com o aumento da mobilidade, isso porque a mobilidade acontecia predominantemente de curta distância.

Com o intuito de analisar os padrões da mobilidade, e assim verificar se a mobilidade intergeracional de renda na região metropolitana do Recife ocorre de forma favorável às camadas mais pobres da população,

utilizaram-se as matrizes de transição, uma técnica largamente utilizada nos estudos de mobilidade de ocupação, de renda e de educação.

As matrizes  $M_{xy}$  associam às características dos pais na linha  $x$  as características dos filhos nas colunas  $y$ . No presente estudo, como estamos interessados na dinâmica da distribuição de renda, essas características referem-se à posição na distribuição de renda dos indivíduos e de seus respectivos pais. Optou-se por dividir a distribuição em quartis.<sup>8</sup> Cada célula da matriz de transição representa a probabilidade condicional de um indivíduo estar situado em determinado quartil da distribuição de renda, dado o quartil que seu pai estava localizado,  $P(y_i|x_j)$ , onde  $i$  é o número de colunas da matriz e  $j$  o número de linhas. A Tabela 4 relaciona os quartis de renda dos pais com os quartis de renda dos filhos:

**Tabela 4** – Matriz de transição de quartis de renda

Pai	Filho			
	Primeiro	Segundo	Terceiro	Quarto
Primeiro	0,38	0,32	0,18	0,12
Segundo	0,26	0,33	0,24	0,16
Terceiro	0,24	0,22	0,28	0,26
Quarto	0,11	0,13	0,30	0,46

Fonte: Elaborado pelos autores.

A imobilidade pode ser vista em cada quartil do pai como sendo as células  $m_{xy}$  em que  $x$  e  $y$  são iguais. A análise da Tabela 3 mostra que 38% das pessoas que tinham pais localizados no quartil de renda mais pobre continuaram no mesmo quartil, dando indício de uma armadilha da pobreza e 46% das pessoas que tinham pais localizados no quartil mais rico continuam no mesmo quartil o que representa uma armadilha da riqueza. Esse resultado é semelhante ao estudo de Pero e Szerman (2008) para o Brasil, em que foi observado que o *wealth trap* tende a ser superior que o *poverty trap*. Além disso, pode-se perceber que a mobilidade de renda é predominantemente de curta distância, por exemplo, dos indivíduos que ascenderam da categoria mais pobre, 52% ascenderam para a categoria de renda imediatamente superior e dos indivíduos que estavam no quartil mais rico, 55% dos que descenderam foram para o quartil imediatamente

8 Nesse caso, as observações são ordenadas em ordem crescente de renda e depois são divididas em quatro grupos com o mesmo número de observações. Desse modo têm-se quatro categorias, onde o primeiro quartil corresponde aos 25% mais pobres, a soma do primeiro quartil com o segundo quartil representa os 50% mais pobres e o quarto quartil representa os 25% mais ricos.

inferior. Simetricamente, apenas 12% das pessoas que tinham os pais localizados no quartil mais pobre ascenderam para a categoria de renda mais rica. A imobilidade total pode ser calculada como a média das taxas de imobilidade de cada quartil, o que gera um índice de 0,36. A taxa de descenso pode ser calculada como a média das taxas de descenso de cada quartil, que é medida somando todas as células  $m_{xy}$  em que  $x$  é maior que  $y'$ , o que gera um índice de 0,31. Da mesma forma a taxa de ascensão foi de 0,32.

## Atributos pessoais e familiares que afetam a chance de mobilidade

Nesta seção são mostrados os principais resultados dos modelos *logit* binários descritos na metodologia, o modelo de ascensão e o modelo de descenso. A Tabela 5 mostra os coeficientes estimados a partir da equação 4 e suas respectivas razões de probabilidade (*odds ratio*).

A princípio, percebe-se que a capacidade geral de predição do modelo é adequada. Em primeiro lugar, através do teste Qui-Quadrado de Wald (semelhante ao teste F do modelo de regressão linear), a hipótese de que todos os coeficientes da regressão serem simultaneamente iguais à zero é rejeitada em ambos os modelos, o que indica que as variáveis independentes são adequadas para explicar a variável dependente. Além disso, os pseudos  $R^2$  mostram que as variações das variáveis independentes explicam cerca de 23,9% a 32% das variações da chance de mobilidade intergeracional.

Como pode ser observada na Tabela 5, a variável “raça” é significativa ao nível de 1% no modelo de ascensão, indicando que existe relação entre ter cor branca e ascender na distribuição de renda. Esse resultado corrobora com os estudos de Pastore e Silva (2000), Ferreira e Veloso (2006) e Netto Jr., Ramalho e Aragón (2010), que evidenciaram chances mais desvantajosas de mobilidade para indivíduos não brancos e mais vantajosas para brancos. No modelo de descenso, a variável “raça” não foi significativa, indicando que não há relação dessa variável com a probabilidade do indivíduo descender.

A variável “sexo” mostrou-se significativa ao nível de 1% em ambos os modelos, indicando que há uma relação entre ser do sexo masculino e ter maior probabilidade de ascensão e menor probabilidades de descenso. Esse resultado está em consonância com o estudo de Netto Jr., Ramalho e Aragón (2010) para o Brasil, que afirma que indivíduos do sexo masculino

possuem vantagens em alcançar *status* de renda maiores do que seus pais, no entanto tal resultado está em desacordo com o estudo de mobilidade social de gênero de Scalón (1999), que evidencia que não há diferenças na chance de mobilidade de acordo com o sexo. Uma possível razão para que o estudo de Scalón (1999) não tenha captado tal desigualdade de chance pode ser explicada pela metodologia baseada em matrizes de transição que a mesma utilizou. Isso ocorre, porque as matrizes de transição não conseguem captar a influência isolada de uma determinada variável, o que é apenas possível utilizando modelos de regressão.

A variável “Recife” também é significativa ao nível de 1% em ambos os modelos, o que indica que o município de residência do indivíduo se relaciona com suas chances de mobilidade. Uma possível explicação para o fato de que indivíduos que residam no município do Recife terem chances mais favoráveis de ascensão do que indivíduos que moram em outros municípios da RMR é que a cidade do Recife possui um maior dinamismo econômico (já que é a capital do estado e concentra boa parte dos serviços), o que pode estar associado à geração de oportunidades no mercado de trabalho. A variável “idade baixa” não foi estatisticamente significativa em nenhum dos modelos.

**Tabela 5** – Características que afetam a chance de mobilidade intergeracional

	Modelo de ascensão		Modelo de descenso	
	Coefficiente	Razão de chance	Coefficiente	Razão de chance
<b>Raça</b>	0,7 (0,001)***	2,015	-0,219 (-0,254)	0,803
<b>Sexo</b>	1,453 (0,000)***	4,277	-1,375 (0,000)***	0,253
<b>Recife</b>	0,491 (0,006)***	1,634	-0,631 (0,000)***	0,532
<b>Idade baixa</b>	-0,512 -0,258	0,599	0,298 -0,384	1,347
<b>Escolaridade alta</b>	2,574 (0,000)***	13,112	-2,728 (0,000)***	0,065
<b>Quartil pai baixo</b>	1,135 (0,000)***	3,11	-1,129 (0,000)***	0,323
<b>Quartil pai alto</b>	-1,055 (0,000)***	0,348	1,013 (0,000)***	2,754
<b>Escola pública</b>	-0,899 (0,002)***	0,407	0,903 (0,000)***	2,467

<b>Constante</b>	-0,776	0,46	0,209	1,232
	(0,019)**		-0,46	
<b>Wald Chi-Square</b>	192,111		201,19	
<b>-2 Log likelihood</b>	770,114		795,752	
<b>Cox &amp; Snell R Square</b>	0,239		0,242	
<b>Nagelkerke R Square</b>	0,321		0,323	
<b>N</b>	756		756	

Fonte: Elaborado pelos autores.

\*Estatisticamente significativo a 10%, \*\*Estatisticamente significativo a 5%,

\*\*\*Estatisticamente significativo a 1%.

A tabela 5 mostra que a variável “escolaridade alta” é significativa em ambos os modelos, com o sinal dos coeficientes sugerindo uma relação entre ter ensino superior e possuir maiores chances de ascender e menores chances de descender. Além disso, é possível verificar através das razões de chance que um indivíduo que possui ensino superior possui uma probabilidade de ascender 13 vezes maior do que indivíduos que não possuem tal nível de escolaridade. Esse resultado indica que a variável mais relacionada com chances favoráveis de mobilidade é a educação superior.

O *background* familiar também é visto pela literatura como um dos principais determinantes para a mobilidade de um indivíduo. (BECKER; TOMES, 1979) As variáveis “quartil pai baixo” e “quartil pai alto” são estatisticamente significantes, indicando que há uma relação entre a renda dos pais e a renda do indivíduo, o que está em acordo com resultados encontrados na seção 4.

A variável “escola pública” também pode ser considerada uma variável de *background* familiar, uma vez que são as condições socioeconômicas de uma determinada família que determinam a instituição que ofertará educação aos seus filhos. A Tabela 5 mostra que em ambos os modelos tal variável é significativa ao nível de 1% e existe uma relação entre ter estudado em uma escola pública e ter chances menos favoráveis de mobilidade (menores probabilidades de ascender e maiores probabilidades de descender). Uma possível hipótese para explicar esse resultado é que as escolas públicas de ensino primário e secundário não oferecem uma educação com qualidade equivalente às escolas privadas, de forma que indivíduos que tenham estudado em escolas públicas acabam tendo oportunidades mais limitadas no acesso à educação superior ou ao mercado de trabalho formal, de modo que suas chances de ascensão de renda tornem-se menores.

Por fim, outro aspecto interessante do modelo *logit* binário é a de determinar a probabilidade de ascensão e descenso para indivíduos com características predeterminadas (através da equação 4). Por exemplo, a probabilidade de ascensão para um indivíduo não branco, do sexo feminino, que não mora em Recife, sem ensino superior, com pai localizado no quartil mais baixo de renda e que estudou numa instituição pública, é de 36%, enquanto a probabilidade de ascensão para um indivíduo branco, do sexo masculino, que mora em Recife, com ensino superior, com pais localizados num quartil alto de renda (3º) e que estudou numa instituição privada, é de 96,7%.

## Conclusão

O presente estudo analisou questões sobre a mobilidade intergeracional de renda na região metropolitana do Recife. Com o objetivo de detectar o grau de persistência intergeracional de renda na RMR, estimamos o coeficiente de elasticidade entre a renda dos indivíduos e de seus respectivos pais. Para tal fim, foi utilizado o estimador de variáveis instrumentais em duas amostras (Vida) proposto por Angrist e Kruger (1992). Os resultados mostraram um coeficiente de 0,42 para a região em análise, um resultado semelhante ao encontrado para os Estados Unidos no trabalho de Solon (1992) e inferior em relação aos coeficientes encontrados para o Brasil por Pero e Szerman (2008) e Ferreira e Veloso (2006). Esse resultado mostra que a região metropolitana do Recife, apesar de possuir uma persistência de renda considerada elevada, possui um maior dinamismo em relação à mobilidade intergeracional do Brasil como todo. No entanto, esse resultado deve ser visto com ressalvas, uma vez que os resultados de Pero e Szerman (2008) e Ferreira e Veloso (2006) foram construídos a partir de dados da década passada, tornando a comparação mais difícil, visto que a estrutura socioeconômica se alterou de forma significativa durante esse intervalo de tempo.

Uma grande limitação do coeficiente de elasticidade é que ele não informa quais são as camadas da distribuição que mais se favoreceram de movimentos de mobilidade. É possível que um coeficiente baixo (indicando pouca persistência de renda) esteja associado ao aumento de mobilidade de curta distância, o que não favorece a redução da desigualdade.

Visando identificar o padrão de mobilidade de renda entre diferentes quartis da distribuição, utilizaram-se as matrizes de transição. Os resultados mostram que há predominância da mobilidade de curta distância.



Por exemplo, dos indivíduos que ascenderam da categoria mais baixa de renda, 52% ascenderam para a categoria imediatamente superior. Além disso, constatou-se a existência do *poverty trap* (dos indivíduos que tinham pais localizados na categoria de renda mais baixa, 38% continuaram na mesma posição de seus pais) e do *wealth trap* (dos indivíduos que tinham pais localizados na categoria de renda mais alta, 46% continuaram na mesma posição de seus pais). Esses resultados indicam que a estrutura da distribuição de renda da RMR ainda é relativamente rígida, o que pode estar limitando uma redução sustentável da desigualdade de renda.

Outra questão de importância fundamental nos estudos de mobilidade é a investigação de quais atributos pessoais e familiares favorecem a mobilidade intergeracional de renda. No presente estudo, optou-se pela utilização do *logit* binomial para esse fim. Os resultados mostram que indivíduos do sexo feminino e não brancos possuem chances mais desfavoráveis de mobilidade, o que pode ser um indício de discriminação no mercado de trabalho. Indivíduos que residem no município do Recife também possuem chances mais favoráveis de mobilidade, o que pode estar relacionado à geração de oportunidades e ao dinamismo econômico que a capital oferece em relação aos demais municípios que compõe a RMR. A educação de nível superior é o atributo pessoal que possui uma relação mais estreita com maiores chances de ascensão.

Por fim, foi observada uma relação entre ter cursado uma escola pública e possuir chances mais desfavoráveis de mobilidade. Uma hipótese que pode explicar esse resultado é que as escolas públicas não possuem um nível de qualidade semelhante às instituições privadas, o que acaba desfavorecendo os seus usuários no acesso ao ensino superior ou a oportunidade mais vantajosas no mercado de trabalho e conseqüentemente limita suas possibilidades de ascensão. Dada à importância dessa questão, essa hipótese merece ser mais bem avaliada em estudos posteriores.

## 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.

BARROS, Ricardo et al. Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. *Econômica*, Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, p.117-147, 01 jun. 2006.

BECKER, G. S.; TOMES, N. An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility. *Journal of Political Economy*, v. 87, n. 6, p. 1153-1189, 1979.

BJÖRKLUND, A.; JÄNTTI M., Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the US. *American Economic Review*, v. 87, n. 4, p. 1009-1018, 1997.

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

FORTIN, N.M.; LEFEBVRE, S. *Intergenerational Income Mobility In Canada*. Tese (Mestrado) - Université de Montréal, Montréal, 1998. p. 1-30.

FRIEDMAN, Milton. *Capitalismo e Liberdade*. 3. ed. São Paulo: Nova Cultural, 1988. 185p. (Coleção Os economistas).

HUNGERFORD, T.L. *Income Inequality, Income Mobility, and Economic Policy: U.S. Trends in the 1980s and 1990s*. Washington, DC: Congressional Research Service, 2008.

MENARD, S. *Applied Logistic Regression Analysis. Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences*. v. 106, p. 07-106. Thousand Oaks, CA: Sage. 2001.

NETTO JUNIOR, J.L.S.; RAMALHO, H.M.B.; ARAGÓN, E.K.S.B. Transmissão Intergeracional de educação e mobilidade de renda no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA – ANPEC, 38, 2010, Salvador. *Anais...* Salvador: ANPEC, 2010.

PASTORE, J. *Desigualdade e Mobilidade Social no Brasil*. São Paulo: Edusp, 1979. 217 p.

PASTORE, J.; SILVA, N.V. *Mobilidade Social no Brasil*. São Paulo: Makron Books, 2000.

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

SCALON, C. *Mobilidade social no Brasil: padrões e tendências*. Rio de Janeiro: Revan-IUPERJ-UCM, 1999.

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

THE WORLD BANK. *Data*. Disponível em: <<http://data.worldbank.org/>>. Acesso em: 25 jan. 2012.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: The MIT Press, 2002.