

UMA ANÁLISE DO PADRÃO DE RENDIMENTOS POR COR E GÊNERO NO BRASIL NO SÉCULO XXI*[◇]

Mariangela Furlan Antigo – Universidade Federal de Minas Gerais
Daniela Goes Paraiso Lacerda – Fundação João Pinheiro
Sandro Eduardo Monsueto – Universidade Federal de Goiás

Resumo

O presente artigo busca analisar uma possível relação entre a queda observada na desigualdade de renda no início do século XXI a partir do padrão de rendimentos, ao longo do tempo, e da distribuição, por cor e gênero. Para isso, são utilizados os dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) de 2002 a 2014 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), recorrendo-se ao cálculo de indicadores de mobilidade e ao método das regressões quantílicas. De forma geral, os indicadores mostram que, apesar do aumento da mobilidade de renda, o nível de rendimentos no período anterior ainda é o principal fator determinante dos rendimentos do trabalho. Por outro lado, também foi possível constatar a significativa importância do setor formal e de níveis mais elevados de escolaridade para a mobilidade de rendimentos entre aqueles situados na base da distribuição salarial.

Palavras-chave: mobilidade; desigualdade; rendimento; gênero; cor.

* “Trabalho apresentado no VII Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población e XX Encontro Nacional de Estudos Populacionais, realizado em Foz do Iguaçu/PR – Brasil, de 17 a 22 de outubro de 2016”

[◇] Este estudo contou com o apoio financeiro da Fapemig (Edital 01/2014 - Demanda universal, Processo APQ-02764-14

1. Introdução

As análises existentes sobre os principais determinantes da queda da desigualdade de rendimentos no Brasil, mostram que essa caiu contínua e substancialmente no início do século XXI, embora ainda permaneça extremamente alta no país. Uma distribuição de renda mais desconcentrada é possível com ganhos para aqueles situados na base da pirâmide e, ou perdas para aqueles situados nos estratos superiores da pirâmide. Dado a heterogeneidade nos subgrupos de renda brasileira, avaliam-se como fatores individuais, a saber, gênero e cor, que podem explicar parte da mobilidade nos diferentes estratos. Uma mobilidade ascendente na base da distribuição ou descendente para aqueles localizados no topo da distribuição pode sustentar uma maior equalização dos rendimentos ao longo do tempo.

A mobilidade de rendimentos permite quantificar como a posição dos indivíduos na distribuição se altera ao longo do período, reconhecendo que a sua posição no presente é dependente da mesma em um período anterior. Este movimento se reflete em termos do bem estar dos indivíduos, uma vez que posições mais elevadas dentro da sociedade tendem a ser acompanhadas de um aumento de bem estar. Assim, para um dado nível de desigualdade cross section observado em determinado período, uma maior mobilidade ascendente pode levar a uma menor desigualdade no longo prazo.

Busca-se, assim, analisar uma possível relação entre a queda observada na desigualdade de renda no início do século XXI e a redução (ou não) da discriminação no mercado de trabalho brasileiro a partir do padrão de rendimentos, ao longo do tempo, e da distribuição, por cor e gênero. Para isso, são utilizados os dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) de 2002 a 2014 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), recorrendo-se ao cálculo de indicadores de mobilidade e ao método das regressões quantílicas. A principal contribuição deste trabalho é, portanto, detectar uma possível relação entre a mobilidade e a desigualdade de rendimentos no Brasil e os fatores que levem a uma distribuição mais desconcentrada ao longo do tempo.

2. Fundamentação teórica

A diferença entre análise cross section de desigualdade e mobilidade pode ser ilustrada pelo exemplo de duas sociedades A e B, sendo A uma estrutura mais rígida que B. Suponha que elas apresentem padrões diferenciados de mobilidade, mas mantenham os mesmo indicadores de desigualdade de renda ao longo do tempo. Na sociedade A, os indivíduos mais pobres continuarão pobres e os ricos permanecerão no mesmo ponto da distribuição, entretanto, a

sociedade B pode apresentar uma alteração na composição dos pobres e ricos que não é retratada pela medida de desigualdade.

Caso um mesmo indivíduo dentro da sociedade fosse acompanhado ao longo do tempo, seria possível verificar, por exemplo, se aqueles inicialmente mais pobres se mantêm nesta posição ou se, por exemplo, o crescimento econômico beneficiaria mais os indivíduos originalmente mais pobres do que os mais ricos. Dessa forma, fica evidente que a desigualdade de rendimentos mensurada em um ponto no tempo superestima a desigualdade ao longo da vida dos indivíduos.

Friedman (1962) argumenta que uma dada extensão de desigualdade de renda em um sistema mais rígido (caso da sociedade A), pode ser causa de maior preocupação comparativamente à sociedade B. Essa, embora apresente o mesmo grau de desigualdade de renda que A, caracteriza-se por maior mobilidade e apresenta, assim, maior igualdade de oportunidades.

Na tradição econômica, os estudos de mobilidade têm início com a abordagem de Becker e Tomes (1979). Estes autores foram os primeiros a discutir a relação da transmissão de renda intergeracional e a considerar o papel da educação sugerindo, assim, um modelo teórico de transmissão intergeracional de status familiar. Em uma versão simplificada do modelo, eles consideram a família composta por um único indivíduo em cada geração. Os autores assumem que o capital humano do filho é escolhido pelo pai e esta escolha é resultado da alocação ótima de sua renda permanente. Desta forma, maior investimento em capital humano do filho ocorre quando os rendimentos do pai aumentam e maior capital humano levará a maiores rendimentos. Assim, a renda permanente do pai tem uma influência positiva nos rendimentos do filho.

Além disso, os autores ressaltam uma segunda fonte de correlação entre os rendimentos, resultante das habilidades entre pai e filho, em que fenômenos genéticos e sociais como transmissão de QI, rede social e preferências, são considerados. Neste contexto, a transmissão intergeracional de pai para filho é independente das decisões de investimento dos pais e de sua restrição orçamentária. Em suma, os autores distinguem duas forças de transmissão de rendimentos intergeracionais: investimento em capital humano derivado de decisões racionais e correlação de habilidades. Nesta linha de análise, a transmissão intergeracional de status econômico é identificada como indicador de oportunidades do mercado de trabalho.

A educação é considerada um indicador de acesso de oportunidades, posto que indivíduos com maior nível educacional tendem a ter uma maior capacidade para encontrar posto de

trabalho, obter maiores salários dentro de uma dada ocupação e, ainda, obter maiores chances de ascensão em se tratando do status ocupacional observado.

Neste contexto, além da transmissão intergeracional de status econômico entre as gerações ser identificada como indicador de oportunidades no mercado de trabalho, ela tende a ser diretamente relacionada à desigualdade de renda ao longo do tempo. Bherman et al (2001) ressaltam que a educação dos pais e o status econômico familiar são os mais utilizados como indicadores de acesso às oportunidades do mercado de trabalho.

Nesta linha, como na literatura sociológica com ênfase na hierarquia social, os trabalhos a respeito da mobilidade se baseiam em correlações intergeracionais de rendimentos e padrão educacional entre pais e filhos e são motivados pela abordagem teórica de Becker e Tomes (1979, 1986). Esta questão começou a se desenvolver dentro da literatura econômica nos anos de 1990, estimulada pela disponibilidade de dados em painéis internacionais. Autores como Björklund e Jäntti (2000), Corak (2004), Aydemir et al (2005) e Erikson e Goldthorpe (2002) são alguns exemplos que abordam esta questão.

Trabalhos como de Fields e Ok (1996), Solon (1999), Behrman et al (2001) e Ermish e Nicoletti (2005) mostram o papel das elasticidades intergeracionais dos rendimentos entre as gerações. Devido à limitação de dados organizados em painel, alguns autores como, por exemplo, Ermisch e Francesconi (2004) estimam a elasticidade intergeracional por meio de um escore de prestígio ocupacional - Hope-Goldthorpe score – de pais e filhos, partindo da constatação de que estes são fortemente relacionados aos rendimentos dos indivíduos.

A extensão na qual uma desigualdade elevada pode ser vista como uma menor consequência para a sociedade tem sido maior objeto de estudo recentemente. Isso ocorre desde que ela seja acompanhada por crescentes mudanças na mobilidade intergeracional (CORAK, 2004). Se isto acontece, a mobilidade compensa a desigualdade na medida em que variações nos rendimentos promovem deslocamento de renda para os posicionados na base da distribuição. Estudos como de Gottschalk e Moffitt (1994), Gittleman e Joyce (1996) e Buchinsky e Hunt (1999) investigam se o aumento na desigualdade de rendimentos tem sido acompanhado por um aumento compensatório na mobilidade do indivíduo dentro da distribuição de rendimentos.

Além disso, torna-se possível medir a extensão na qual a renda de longo prazo, entendida como a média do período em consideração, é mais ou menos igualmente distribuída do que a renda em um ponto do tempo dentro desse mesmo período. Desta forma, ela reflete uma melhor medida de bem estar da população.

Shorrocks (1978) ressalta que a mobilidade é relacionada ao grau no qual a equalização ocorre quando um período de tempo é estendido. Assim, pode ser vista como uma importante característica da sociedade no que concerne à ampliação das oportunidades no mercado de trabalho, em que uma maior mobilidade de rendimentos pode levar à sua maior convergência e, por consequência, a uma melhora na distribuição de renda da sociedade ao longo do tempo. Hirschman (1973), Ravalion e Lokshin (1999) e Jarvis e Jenkins (1998) sugerem que altos níveis de desigualdade podem ou devem ser tolerados em sociedades onde exista a percepção de que a mobilidade é desejável e possível. Entretanto, casos em que altos níveis de desigualdade convivam com níveis baixos de mobilidade tendem a levar à perda de bem estar da população. Gacitua-Marió e Woolcock (2005) ressaltam que, mesmo em países relativamente iguais em termos econômicos, severas barreiras à mobilidade, tanto sociais como de outra natureza, podem vir a excluir certos grupos do acesso às oportunidades no mercado de trabalho.

Ademais, a distribuição de renda pode apresentar um retrato equivocado da desigualdade de longo prazo, uma vez que atributos individuais podem alterar a posição dos indivíduos na distribuição de renda de longo prazo. No caso de jovens que tendem a se localizar na base da distribuição, devido ao pouco capital humano acumulado, os ganhos de experiência ao longo dos anos pode contribuir para ascensão na carreira profissional, o que altera a configuração no longo prazo.

Caso a mobilidade afete apenas grupos específicos, a princípio, alijados de uma inserção digna, mas com ganhos de atributos ou políticas compensatórias, incorporados, isto pode significar menor desigualdade de longo prazo e, para uma dada desigualdade de renda, pode ser reflexo de um efeito compensatório resultante de uma mobilidade ascendente para menores rendimentos e/ou descendentes para maiores rendimentos. Desta forma, uma análise da dinâmica da mobilidade de rendimentos torna-se pertinente, posto que possibilita mensurar em que grau a mobilidade tende a equalizar ou não a distribuição de renda no longo prazo.

Mas, para mensurar tal comportamento, é necessário que o horizonte temporal seja extenso. Uma mudança observada na distribuição de renda pode ser fruto de um evento de curto prazo que não se consolida no longo prazo. Neste contexto, a distribuição de renda pode ser fruto de um resultado incompleto e talvez distorcido da distribuição de longo prazo.

De acordo com Solon (2002), o aumento da desigualdade ao longo do tempo pode ser decorrente de um diferencial crescente nos rendimentos entre indivíduos mais pobres e mais ricos. Isto sustenta uma desigualdade crescente de longo prazo. Entre os fatores que

justificam a desigualdade cross section, o autor mostra que diferenças entre os atributos individuais de uma mesma coorte podem levar a uma variação permanente dos rendimentos, aumentando a desigualdade de longo prazo. Um maior nível de escolaridade, por exemplo, pode levar determinada coorte a auferir maiores rendimentos. Além disso, os indivíduos podem sofrer um aumento na volatilidade dos seus rendimentos, que não se sustenta no tempo. Neste caso, a desigualdade de longo prazo pode ser pouco afetada.

Assim, se por um lado, a mobilidade pode ser vista como um indicador do grau de igualdade de oportunidades do mercado de trabalho pelo fato de se referir às mudanças nos rendimentos relativos de trabalhadores no tempo, por outro, pode também ser interpretada como o sinônimo para flutuações nos rendimentos e, assim, ser tratada como um fator de insegurança econômica. De qualquer maneira, a mobilidade de rendimentos completa a análise da desigualdade de renda, uma vez que a mobilidade pode alterar, consideravelmente, a distribuição ao longo do tempo.

Sendo o trabalho a principal fonte de renda da população, o modo pelo qual os trabalhadores são contratados nas ocupações deve ter impactos importantes sobre o comportamento dos rendimentos ao longo do tempo e, por conseqüência, sobre a evolução da distribuição de renda. Uma relação entre a mobilidade de rendimentos e a ocupacional é percebida posto que posições de status mais elevadas tendem a ser acompanhadas por maiores rendimentos do que posições ocupacionais de indivíduos na base da pirâmide social. Somando-se a isso, cabe ressaltar, ainda, a presença de diferenciais salariais que se refletem diretamente no comportamento dos rendimentos ao longo do tempo. A diferença salarial pode existir como uma forma de compensação de características não pecuniárias entre os postos de trabalho ocupados por indivíduos igualmente potenciais e pela heterogeneidade dos indivíduos, refletidas nos seus atributos produtivos. Além disso, pode ocorrer uma remuneração distinta para trabalhadores que são, a princípio, igualmente produtivos sem nenhum critério explícito ou baseado em atributos não produtivos. Desta forma, estes fatores podem, também, refletir-se em maior ou menor grau de mobilidade dos rendimentos dos indivíduos.

3. Material e Métodos

Para fins empíricos, são considerados os dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) entre 2002 e 2014. A PME é uma pesquisa organizada em forma longitudinal, ainda que sob a forma de painel rotativo. As informações individuais reportadas na PME permitem mensurar a mobilidade em um

contexto intrageracional nas seis regiões metropolitanas – Recife, Salvador, Belo Horizonte, São Paulo, Rio de Janeiro e Porto Alegre – que compõem a pesquisa.

O painel rotativo permite acompanhar os domicílios durante quatro meses consecutivos e, após um intervalo de oito meses, eles voltam a serem investigados por mais quatro meses, quando são definitivamente excluídos da amostra. Este esquema de rotação garante o caráter longitudinal da pesquisa. Com o intuito de minimizar o possível atrito do acompanhamento longitudinal do indivíduo, utilizamos nesse trabalho o algoritmo proposto por Ribas e Soares (2008).

A amostra é formada por trabalhadores, com idade entre 25 e 65 anos, que apresentaram rendimento-hora¹ do trabalho principal positivo na 1ª e na 5ª quinta entrevista e aqueles que, na primeira entrevista, estavam desempregados e inativos, mas que tiveram renda do trabalho positiva na quinta entrevista.

Para quantificar a variação observada nos rendimentos médios dos indivíduos, recorre-se à medida proposta por Fields e Ok (1996), mobilidade direcional de rendimentos (*mdr*), expressa por:

$$mdr(x, y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\log x_i - \log y_i)$$

Em que x_i e y_i representam, respectivamente, o rendimento do indivíduo i no período final e no inicial. Esta medida combina as perdas e ganhos dos rendimentos ao passo que o efeito das trocas entre os indivíduos pode ser considerado pelo movimento não direcional dos rendimentos (*mndr*), definido como:

$$mndr(x, y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |\log x_i - \log y_i|$$

Este indicador é decomposto em dois efeitos: distributivo, no qual a mobilidade pode resultar de uma possível alteração na posição dos indivíduos dentro da distribuição de rendimentos e, desempenho econômico, que reflete a relação da mobilidade com períodos de crescimento ou estagnação da economia. Pode ser representada pela equação a seguir:

$$mndr(x, y) = \underbrace{|\underline{mdr}(x, y)|}_{(1)} + \underbrace{((\underline{mndr}) - |\underline{mdr}(x, y)|)}_{(2)}$$

¹ A variável de rendimentos foi deflacionada pelo deflator para rendimentos da PME proposto por Corseuil e Foguel (2002).

Em que a primeira parcela é explicada pelo crescimento e, a segunda, por possíveis mudanças de posição na distribuição.

Calcula-se, também, o movimento de participação (mpr), que permite mensurar a participação de cada indivíduo em relação à média dos rendimentos totais, expresso por:

$$mpr(x, y) = \frac{\sum_{i=1}^n \left| \frac{x_i}{\bar{x}} - \frac{y_i}{\bar{y}} \right|}{n}$$

em que \bar{x} e \bar{y} representam, respectivamente, a média dos rendimentos totais no período final e no período inicial e n, o total de indivíduos da amostra.

Somando-se a estes indicadores, tem-se a análise da dependência temporal que indica quanto os rendimentos presentes estão, ou não, correlacionados com os passados. Essa análise é realizada pela matriz de mobilidade quantílica, que classifica os indivíduos, em cada período, de acordo com quantis da distribuição de rendimentos, que são, no ano base, a linha da matriz, e, no período final, a coluna da mesma, complementando os indicadores tradicionais de mobilidade, que mostram imobilidade, mobilidade ascendente e descendente.

A possibilidade de diferentes padrões de mobilidade entre os quantis da distribuição torna a abordagem dos mínimos quadrados ordinários insuficiente, fazendo-se necessário uma estrutura mais flexível. As técnicas semiparamétricas como as regressões quantílicas propostas por Koenker e Bassett (1978) são eficientes neste sentido.

As regressões quantílicas por apresentarem maior flexibilidade, permitem examinar diferenças entre indivíduos no topo e na base da distribuição de rendimentos. Elas captam, assim, o impacto de variáveis explicativas em qualquer ponto da distribuição condicional da variável resposta, explorando não apenas o efeito na locação e na escala, mas os seus potenciais efeitos na distribuição da variável resposta.

Partindo da idéia de que a média amostral pode ser definida como a solução de um problema de minimização da soma do quadrado dos resíduos, os autores mostram que os quantis podem ser obtidos por meio de um simples problema de otimização. O caso central é o estimador da regressão mediana que minimiza a soma dos resíduos absolutos. Os demais são definidos pela minimização da soma dos resíduos absolutos ponderados assimetricamente². Formalmente, uma variável aleatória Y pode ser caracterizada por sua função de distribuição,

² Desde que a simetria da função de valor absoluto linear resulta na mediana, a minimização da soma dos resíduos absolutos ponderados assimetricamente, com pesos diferentes para resíduos positivos e negativos, define os quantis (KOENKER e BASSETT, 1978).

$F(y) = \text{Prob}(Y \leq y)$. E, para qualquer $0 < \tau < 1$, $Q(\tau) = \inf\{y : F(y) \geq \tau\}$, chamado π h quantil de X.

Como a função de distribuição, a função quantílica dá uma caracterização completa da variável aleatória Y. Os quantis podem ser formulados como a solução de um problema de otimização. Para qualquer $0 < \tau < 1$, uma função $\rho_\tau(u) = u(\tau - I(u < 0))$, é definida e a minimização da expectativa de $\rho_\tau(Y - \xi)$ com relação a ξ resulta na menor solução $\hat{\xi}(\tau)$ na qual $Q(\tau)$ é definido.

A amostra análoga de $Q(\tau)$, baseada em uma amostra aleatória, $\{y_1, y_2, \dots, y_n\}$, de acordo

com Koenker e Hallock (2001), pode ser resolvida por $\min_{\xi \in \mathbb{R}} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(y_i - \xi)$, em que a função

$\rho_\tau(\cdot)$ é a função valor absoluto que gera o π h quantil amostral como sua solução.

A definição dos quantis incondicionais como um problema de otimização torna mais fácil visualizar a definição dos quantis condicionais. Por meio da regressão de mínimos quadrados

ordinários, considerando uma amostra aleatória $\{y_1, y_2, \dots, y_n\}$, resolve-se $\min_{\mu \in \mathbb{R}} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu)^2$, e, obtém-se a média amostral, uma estimativa da média incondicional da população, $E(Y)$.

Substituindo o escalar μ por uma função paramétrica $\mu(x, \beta)$ e resolvendo

$\min_{\beta \in \mathbb{R}^p} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu(x_i, \beta))^2$. Tem-se, assim, a estimativa da função de esperança condicional $E(Y/x)$.

A substituição, na primeira equação, do escalar ξ pela função paramétrica $\xi(x_i, \beta)$ e de τ por $1/2$, gera a estimativa da função mediana condicional. As outras funções quantílicas condicionais podem ser obtidas pela substituição dos valores absolutos por $\rho_\tau(\cdot)$ e

resolvendo, assim $\min_{\beta \in \mathbb{R}^p} \sum \rho_\tau(y_i - \xi(x_i, \beta))$.

O problema de minimização resultante, quando $\xi(x_i, \beta)$ é formulado como uma função linear dos parâmetros pode ser resolvido eficientemente por métodos de programação linear. Neste contexto, tanto a mobilidade incondicional quanto a condicional podem ser mensuradas por meio da regressão quantílica aplicada para um modelo autoregressivo linear. De acordo com

Koenker (2005), os modelos autoregressivos lineares expressam a função quantílica condicional da variável resposta como uma função linear dos lags desta variável.

Assim, o modelo autoregressivo de primeira ordem pode ser expresso, em termos da mobilidade de rendimentos como:

$$Q_{\log(Y_{i,t})}(\tau / F_{t-1}) = \beta_0(\tau) + \beta_1(\tau) \log(Y_{i,t-1}) + v_i$$

Em que $\log(Y_{i,t})$ expressa o log dos rendimentos, $\log(Y_{i,t-1})$ é o lag da variável endógena em um período, τ é o quantil a ser estimado e v_i representa o termo de erro idiossincrático.

Com as variáveis de controle, o modelo pode ser expresso como:

$$Q_{\log(Y_{i,t})}(\tau / F_{t-1}) = \beta_0(\tau) + \beta_1(\tau) \log(Y_{i,t-1}) + \beta_2(\tau) X_{i,t} + v_i$$

Em que $X_{i,t}$ é formado por um vetor de covariadas e os coeficientes β expressam o comportamento das variáveis nos diferentes quantis da distribuição de rendimentos.

As estimativas são realizadas com um pooling dos painéis anuais da PME de 2002 a 2014³, por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e em termos da regressão condicional, aplicada aos quantis 10°, 25°, 50°, 75° e 90°. As variáveis explicativas consideradas são: a renda no período anterior, condição no domicílio, idade, idade ao quadrado, setor formal e informal⁴, escolaridade, região metropolitana (São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Salvador, Porto Alegre e Recife) e ano (2002, 2003, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012 e 2013). As categorias de referência utilizadas são: homem, branco, setor formal, São Paulo e ano 2002.

4. Resultados

O indicador mobilidade direcional dos rendimentos mostra uma variação positiva mais significativa dos ganhos médios individuais para as mulheres e homens não brancos. A partir de 2011, o indicador volta a cair e a diferença entre os grupos se reduz. Esse indicador se mantém em patamares bem menores do que a mobilidade não direcional (Gráfico 1). Pela decomposição desse indicador, ilustrada no gráfico 2, evidencia-se a maior expressão do efeito distributivo.

Este comportamento é confirmado pelo movimento de participação (Gráfico 3), que ganha destaque pela sua maior magnitude entre os indicadores considerados, com maior registro

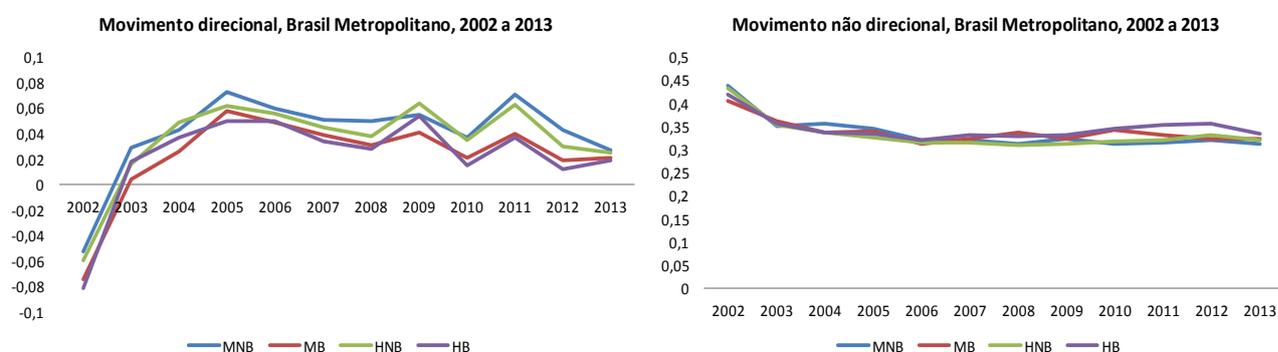
³ As estimativas completas constam no anexo.

⁴ O setor formal é formado pelo trabalhador com carteira de trabalho assinada, empregador, servidor público e profissional liberal e, o setor informal pelo trabalhador sem carteira assinada e conta própria, sem os profissionais liberais.

para as mulheres não brancas. Embora com tendência decrescente para todos os grupos, este indicador encontra-se em patamar mais elevado do que os EUA e a França como reportam Fields *et al* (2000) e Buchinsky *et al* (2003), para os EUA (entre 1970 e 1995) e para a França (a partir de 1978), respectivamente.

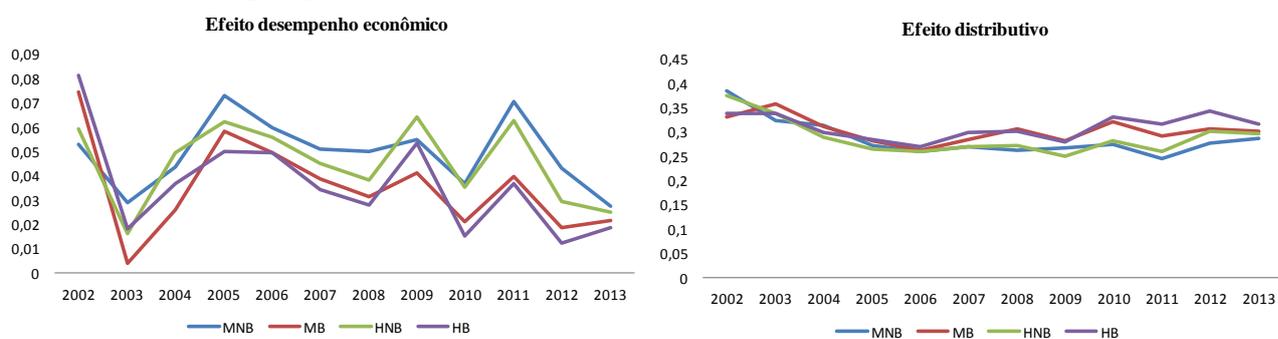
De forma geral, a mobilidade de rendimentos pode ser sentida em todo o período, ainda que com tendência decrescente ao longo do tempo. Pelo efeito distributivo e pelo movimento de participação, houve uma troca dos indivíduos na distribuição, mas não se pode dizer quem foi mais ou menos beneficiado. As direções de mobilidade, mobilidade ascendente, imobilidade e mobilidade descendente, e matrizes de transição elucidam este comportamento a seguir.

Gráfico 1 – Movimento direcional e não direcional dos rendimentos, Brasil Metropolitano, 2002 a 2013



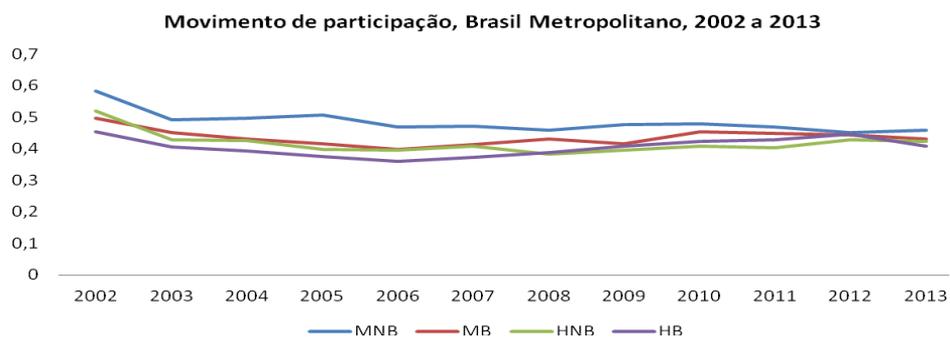
Fonte: PME, 2002-2013

Gráfico 2 – Decomposição da mobilidade não direcional dos rendimentos



Fonte: PME, 2002-2013

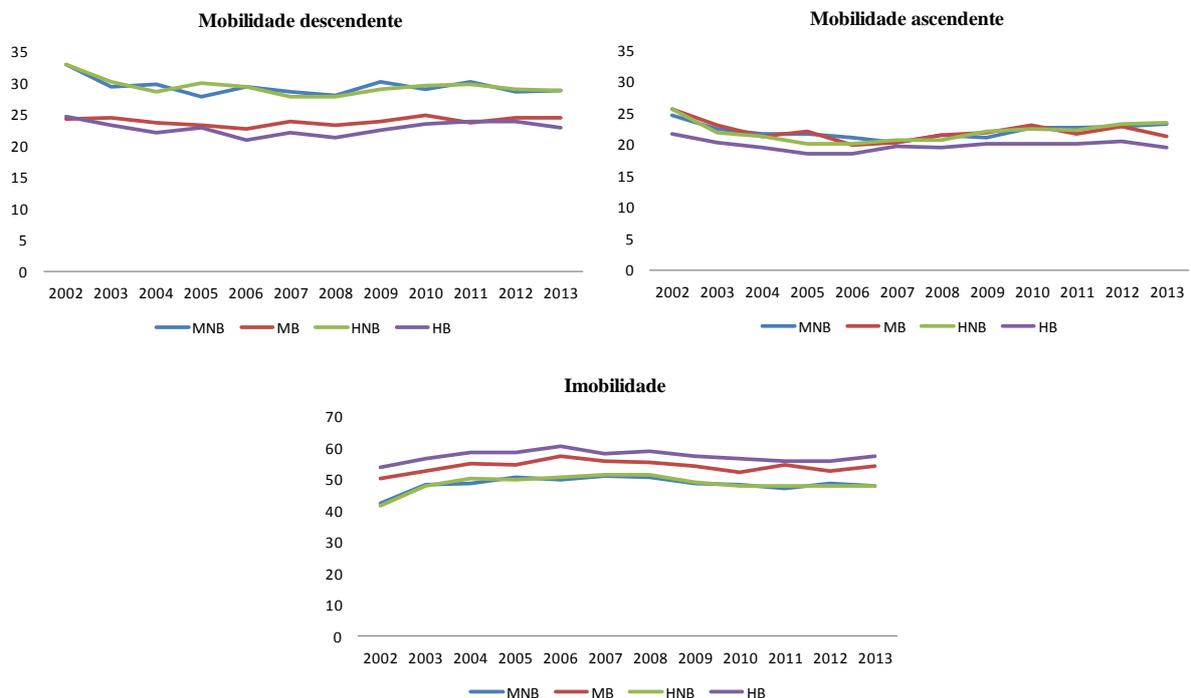
Gráfico 3 – Movimento de participação, Brasil Metropolitano, 2002 a 2013



Fonte: PME, 2002-2013

Pela leitura do gráfico 4, tem-se que a imobilidade é maior para para os homens brancos, seguidos das mulheres brancas, que também registram menores níveis de mobilidade descendente. Já a ascendente tem valores próximos para os grupos de comparação, com homens brancos com os menores valores.

Gráfico 4 – Mobilidade descendente, ascendente e imobilidade, Brasil Metropolitano, 2002 a 2013



Fonte: PME, 2002-2013

A distribuição das frequências das matrizes de transição para os anos de 2002-2003 e 2012-2013 ilustrada na tabela abaixo mostra que homens e mulheres brancas concentram uma maior imobilidade nos décimos superiores da distribuição salarial.

Tabela 1 - Matrizes de transição por grupos de comparação, Brasil Metropolitano, 2002-2003 e 2012-2013

Mulheres não brancas 2003						Mulheres não brancas 2013							
5 ^a						5 ^a							
	1	2	3	4	5		1	2	3	4	5		
	1	17,67	6,45	3,73	1,81	0,53	1	15,94	6,83	3,33	2,07	0,56	
	2	11,51	10,91	4,03	1,29	0,12	2	11,01	11,05	3,87	1,83	0,26	
1 ^a	3	2,55	6,50	8,30	2,66	0,50	1 ^a	3	2,52	5,77	7,53	2,31	0,45
	4	0,73	1,57	3,85	6,20	1,29	4	1,16	1,64	3,70	7,14	1,68	
	5	0,19	0,16	0,63	1,72	5,10	5	0,29	0,40	0,65	1,81	6,20	
Mulheres brancas 2003						Mulheres brancas, 2013							
5 ^a						5 ^a							
	1	2	3	4	5		1	2	3	4	5		
	1	7,72	4,49	3,12	2,97	1,67	1	7,33	4,50	2,16	1,67	1,54	
	2	5,56	6,84	3,00	0,9	0,23	2	5,68	7,88	2,99	1,38	0,35	
1 ^a	3	1,72	5,14	6,84	2,74	0,5	1 ^a	3	1,60	5,05	6,85	2,46	0,95
	4	0,70	1,54	3,99	9,41	3,4	4	0,67	1,29	4,18	9,85	3,36	
	5	0,26	0,38	1,04	4,13	21,67	5	0,19	0,47	1,05	4,31	22,24	
Homens não brancos - 2003						Homens não brancos - 2013							
5 ^a						5 ^a							
	1	2	3	4	5		1	2	3	4	5		
	1	7,80	3,98	3,11	1,63	0,47	1	7,57	4,51	2,82	1,55	0,55	
	2	7,37	8,38	3,72	1,41	0,22	2	6,51	8,22	4,23	1,52	0,42	
1 ^a	3	2,35	7,18	11,46	4,35	0,66	1 ^a	3	2,08	6,87	11,77	4,37	0,75
	4	0,98	2,03	6,04	11,89	2,39	4	0,79	2,01	5,59	10,78	2,80	
	5	0,16	0,30	0,8	3,12	8,21	5	0,14	0,52	1,11	3,18	9,36	
Homens brancos - 2003						Homens brancos - 2013							
5 ^a						5 ^a							
	1	2	3	4	5		1	2	3	4	5		
	1	2,97	2,6	2,11	1,86	1,25	1	3,25	2,14	1,85	1,42	0,92	
	2	3,12	4,37	2,38	1,01	0,28	2	2,64	4,34	2,59	1,45	0,43	
1 ^a	3	1,17	4,75	8,14	4,35	0,78	1 ^a	3	1,17	4,7	8,65	3,98	1,01
	4	0,76	1,78	5,40	12,96	3,80	4	0,8	1,76	5,05	13,79	3,84	
	5	0,17	0,36	1,02	4,81	27,81	5	0,24	0,48	1,12	4,99	27,39	

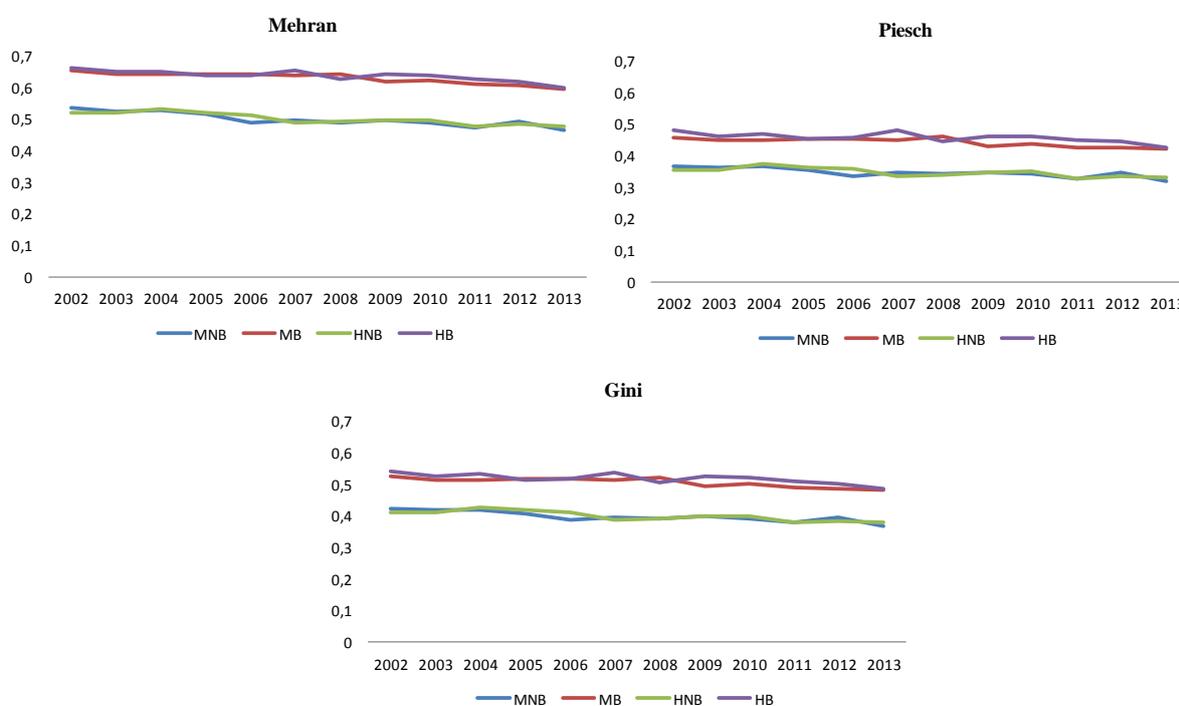
Fonte: PME, 2002-2013

Pela leitura da tabela, apreende-se que os 20% mais ricos concentram em torno de 22% do total das mulheres brancas e 28% do total de homens brancos enquanto mulheres não brancas registram 6% e os homens 9% no período mais recente. A análise para os 40% do topo da

distribuição mantém essas diferenças. Composição contrária é vista ao se observar a imobilidade dos 20% mais pobres em termos salariais e dos 40% mais pobres. Nesse cenário, as mulheres não brancas registram os maiores percentuais, seguidas pelos homens não brancos. A mobilidade ascendente para a base e a descendente no topo podem levar a uma maior equalização dos rendimentos ao longo do tempo, ainda que em nível a desigualdade seja elevada.

Os indicadores de desigualdade de Gini, Mehran e Piesch foram calculados para ilustrar a desigualdade entre os grupos de comparação (Gráfico 5). O movimento de queda em todos os indicadores, para todos os grupos, mostra o papel da mobilidade ascendente na base e da descendente no topo. Ainda que esse movimento tenha sido benéfico para todos, percebemos uma maior desigualdade entre os homens brancos, seguidos das mulheres brancas para todos os indicadores. Homens não brancos e mulheres não brancas tem registros de menores valores. A menor desigualdade juntamente à análise das matrizes de transição permite um melhor retrato da distribuição da desigualdade. Homens e mulheres não brancos registram maior proporção entre os menores níveis de rendimento, refletidos em menores índices de desigualdade. Por sua vez, tanto as mulheres quanto os homens brancos concentram-se no topo da distribuição salarial.

Gráfico 5 – Indicadores de desigualdade, Gini, Mehran e Piesch por grupos de comparação, Brasil Metropolitano, 2002-2013

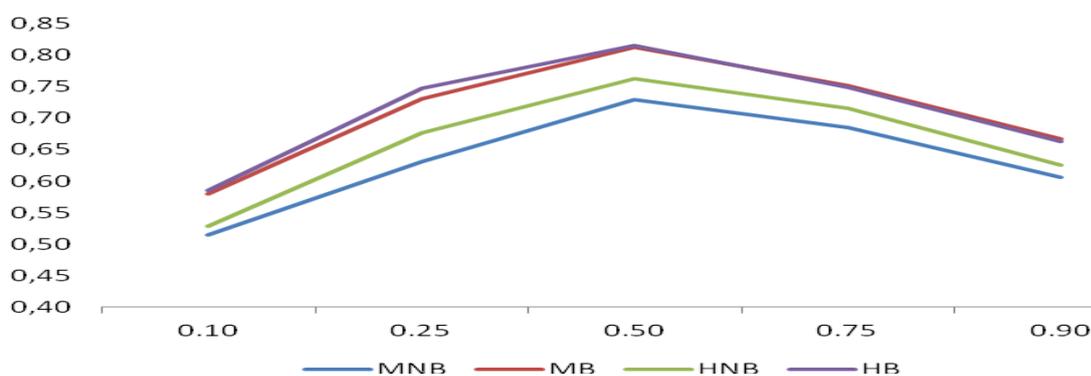


Fonte: PME, 2002-2013

Os resultados obtidos pela estimativa das regressões quantílicas evidenciam uma melhora na discriminação por gênero e cor no Brasil no início do século XXI, mas com persistência do diferencial. Em consonância a tais resultados, Osório (2009), por exemplo, mostra menor ascensão social para os negros e, segundo o autor, a persistência da desigualdade da renda do trabalho se deve principalmente às desvantagens educacionais entre os grupos raciais. O papel da educação nos diferenciais de rendimento por cor, é ressaltado, também, por Soares (2000) e Machado, Wajnman e Oliveira (2006).

As estimativas para a mobilidade intra-geracional podem ser vistas no gráfico abaixo⁵. Quanto mais próximo de um forem os coeficientes encontrados para a variável de rendimentos em t-1, maior será a dependência temporal. Ou seja, como a distribuição de renda é condicional à renda passada, os resultados próximos de um indicam uma elevada persistência intra-geracional e, assim, um maior grau de imobilidade entre os períodos. As diferenças nas estimativas mostram a existência de diferentes padrões de mobilidade para os quatro grupos de comparação. A mobilidade de rendimentos se reduz até a mediana, quando volta a aumentar, com maior expressão para o décimo mais pobre e mais rico da população. Mulheres não brancas tem registro de maior mobilidade seguidas pelos homens não brancos em todos os quantis da distribuição salarial.

Gráfico 6 – Dependência intertemporal condicionada por grupos de comparação, segundo quantis, no período considerado



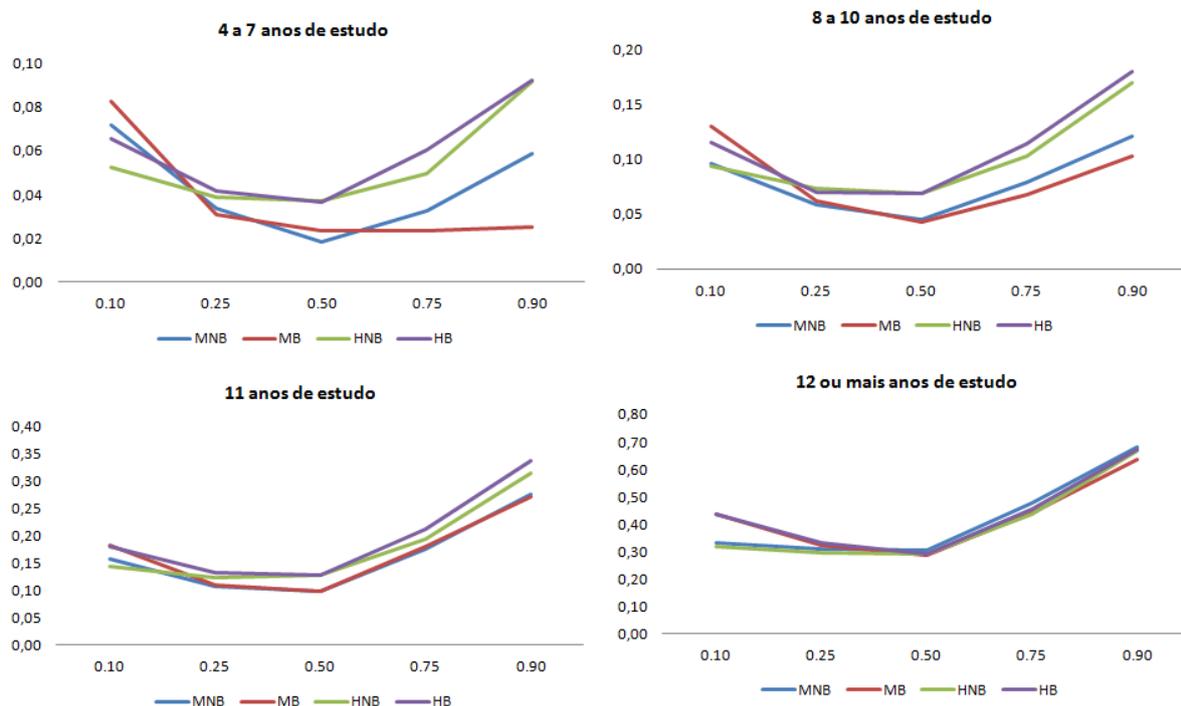
Fonte: PME, 2002-2013

O papel da educação, medida por grupos de anos de estudo é ilustrado no GRAF. 7. Os coeficientes mostram não homogeneidade ao longo dos quantil. O retorno obtido pela

⁵ As estimativas completas constam no Anexo.

educação é crescente para aquelas que se encontram acima da mediana na distribuição ao longo de todo o período. Evidências semelhantes são documentadas em Maciel et al (2001). Comparando com achados internacionais, o papel da educação tem um papel mais significativo na mobilidade para a baixa renda brasileira, dada a menor dependência intertemporal dos rendimentos na base da distribuição. Navarro (2007) aponta resultados similares, mas menos expressivos para o caso da Argentina. Buchinsky (2001) mostra que, no caso dos EUA, o retorno à educação é maior nos quantis mais baixos de renda no início do período (1968) e maior para os quantis mais elevados no final do período (1990). Desta forma, o grau de escolaridade da população brasileira pode se constituir em um importante fator para a mobilidade de renda e maior desconcentração da distribuição, levando a uma reversão dos rendimentos ao longo do tempo em favor dos menos favorecidos. Esta reversão dos rendimentos é observada por Figueiredo et al (2007) quando se considera o papel da escolaridade para o retorno salarial.

Gráfico 7 - Coeficientes da variável educação para os grupos de comparação, segundo quantis, no período considerado

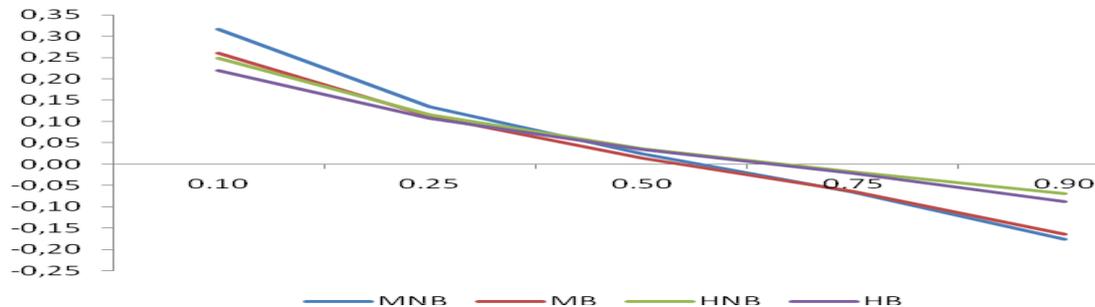


Fonte: PME, 2002-2013

Estar no setor formal tem um impacto positivo significativamente maior sobre os rendimentos dos trabalhadores da base da distribuição salarial, sobretudo, para as mulheres não brancas. Ademais, esse impacto positivo do setor formal sobre a renda se reduz conforme aumenta o

nível de rendimentos, como pode ser observado pelos valores negativos desse coeficiente para os dois últimos quantis para todos os grupos considerados (Gráfico 8).

Gráfico 8 - Coeficientes da variável setor formal, para os grupos de comparação, segundo quantis, no período considerado



Fonte: PME, 2002-2013

Dentre as demais características individuais, o fato de ser chefe de domicílio tem maior importância para aqueles localizados na cauda inferior da distribuição, sobretudo para os homens. Ainda, a variável de idade impacta positivamente no retorno salarial, sobretudo, para aqueles localizados nos decis superiores. Comportamento mais acentuado para os homens do que para as mulheres, independente da cor.

Fatores de cunho institucional e global podem justificar um aumento da mobilidade. Esses fatores são medidos indiretamente por dummies anuais. Os coeficientes obtidos por MQO mostram uma tendência de crescimento dos rendimentos médios do trabalho em todo o país ao longo da década de 2000, a qual foi observada em diversos estudos, como, por exemplo, Barros *et al* (2006). O efeito é positivo para todos os quantis com maior destaque para aqueles na base da distribuição. O último quantil tem um comportamento diferente, passando a registrar um efeito positivo da conjuntura sobre os rendimentos apenas a partir de 2008. Por fim, o impacto das regiões metropolitanas de residência sobre os rendimentos foi pequeno em relação às demais variáveis.

5. Considerações finais

A análise da mobilidade em um contexto intra-geracional foi possível com os dados individuais da PME. Ainda que o movimento de participação e o efeito distributivo apresentem redução ao longo dos períodos, eles confirmam uma maior mobilidade ascendente para os mais pobres quando consideradas as matrizes de transição.

Os resultados obtidos a partir das regressões quantílicas também indicaram que, apesar do aumento da mobilidade de renda, o nível de rendimentos no período anterior ainda é o

principal fator determinante dos rendimentos do trabalho. Por outro lado, também foi possível constatar a significativa importância do setor formal e da aquisição de níveis mais elevados de escolaridade para a mobilidade de rendimentos entre os mais pobres.

Em vista dos resultados encontrados, percebe-se uma relação entre a mobilidade e a queda da desigualdade, como pode ser observado no período de 2002 a 2013. A mobilidade contribui para desconcentração de renda e se persistir, pode levar, no longo prazo, a uma maior equalização dos rendimentos.

Referências Bibliográficas

AYDEMIR, Abdurrahman; CHEN, Wen-Hao; CORAK, Miles. **Intergenerational earnings mobility among the children of Canadian immigrants**. Analytical Studies Branch Research Paper Series 2005267, Statistics Canada, Analytical Studies Branch, 2005.

Barros, Ricardo Paes de Organizador, Miguel Nathan Organizador Foguel, and Gabriel Organizador Ulyssea. "Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente." (2006).

BECKER, G. S.; TOMES, N. An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility, **Journal of Political Economy**, 87, p. 1153–1189, 1979.

BECKER, G. S.; TOMES, N. Human Capital and the Rise and Fall of Families, **Journal of Labor Economics**, 4, p. 1–39, 1986.

BEHRMAN, J. R.; GAVIERIA, A. U.; SZEKELY, M. S. **Intergenerational Mobility in Latin America**. Inter-American Development Bank, Research Department Working Papers Series, n. 452, 2001.

BJÖRKLUND, A.; JÄNTTI, M. Intergenerational Mobility of Socio-economic Status in Comparative Perspective, **Nordic Journal of Political Economy**, 26, p. 3–32, 2000.

BUCHINSKY, M. Quantile regression with sample selection: Estimating women's return to education in the U.S., **Empirical Economics**, 26: 87-113, 2001.

BUCHINSKY, Moshe; FIELDS, Gary; FOUGÈRE, Denis; KRAMARZ, Francis. **Francs or Ranks? Earnings Mobility in France, 1967-1999**. London: Centre for Economic Policy Research, C.E.P.R. Discussion Papers, n. 3937, June 2003.

BUCHINSKY, Moshe; HUNT, Jennifer. Wage mobility in the United States. **The Review of Economics and Statistics**, vol.LXXXI, n.3, p.351-368, August 1999.

CORAK, M. **Do poor children become poor adults? Lessons for public policy from a cross country comparison of generational earnings mobility**. Paper presented at Colloque sur le devenir des enfants de familles défavorisées en France, April, 2004.

CORSEUIL, C.H.; FOGUEL, M.N. **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE**, Rio de Janeiro: IPEA, Texto para Discussão n. 897, 2002.

ERMISCH J.; NICOLETTI, C. Intergenerational earnings mobility: Changes across cohorts in Britain, **ISER Working Paper 2005-19**. Colchester: University of Essex, 2005.

ERIKSON, R.; GOLDTHORPE, J.H. Intergenerational inequality: a sociological perspective. **Journal of Economic Perspectives**, 16, p. 31-44, 2002.

ERMISCH, J.; FRANCESCONI, J. Intergenerational Mobility in Britain: New Evidence from the British Household Panel Study. In: CORAK, M. (editor) **Generational Income Mobility in North America and Europe**. New York: Cambridge University Press, 2004.

Fields, Gary S., and Efe A. Ok. "The meaning and measurement of income mobility." *Journal of Economic Theory* 71.2 (1996): 349-377.

FIELDS, Gary; LEARY, Jesse; OK, Efe. Dollars and Deciles: **Changing Earnings Mobility in the United States, 1970-1995**. Cornell University working paper, 2000.

FIGUEIREDO, E.; NETTO JUNIOR, J.; PORTO JUNIOR, S. Distribuição, mobilidade e polarização de renda no Brasil: 1987 a 2003. **Revista Brasileira de Economia**, n.61, pp.1-27, 2007

FRIEDMAN, M. **Capitalism and Freedom**. Chicago: University of Chicago Press, 1962.

GACITUA-MARIÓ, Estanislao; WOOLCOCK, Michael. Uma avaliação da exclusão social e da mobilidade no Brasil. In: GACITUA-MARIÓ, Estanislao; WOOLCOCK, Michael (Org.) **Exclusão social e mobilidade no Brasil**. Brasília: IPEA, 2005

GITTLEMAN, M.; JOYCE, M. Earnings Mobility and Long-Run Inequality: An Analysis Using Matched CPS Data. **Industrial Relations**, 35, p.180-196, 1996.

GOTTSCHALK, P.; MOFFIT, R. The Growth of Earnings Instability in the U.S. Labor Market. **Brookings Papers on Economic Activity**, 2, p.217-272, 1994.

HIRSCHMAN, A. The changing tolerance for income inequality in the course of economic development, with a mathematical appendix by Michael Rothschild. **Quarterly journal of economics**, vol.87, p. 544-566, 1973

IBGE. **Série histórica da pesquisa mensal de emprego**. Disponível em <www.ibge.gov.br>

JARVIS, S.; JENKINS, S.P. How much income mobility is there in Britain? **The Economic Journal**, 108, p.428-443, 1998.

Koenker, Roger. *Quantile regression*. No. 38. Cambridge university press, 2005.

KOENKER, R., BASSET, G. Regression Quantiles, **Econometrica**, 46, P. 33-51, 1978.

Koenker, Roger, and Kevin Hallock. "Quantile regression: An introduction." *Journal of Economic Perspectives* 15.4 (2001): 43-56.

MACHADO, A. F.; OLIVEIRA, A. M. H. C.; WAJNMAN, S. Sexo Frágil? Evidências sobre a inserção da mulher no mercado de trabalho brasileiro. São Paulo: **Organização Gelre**, 2005. v. 1. 68 p.

MACIEL, M.C.; CAMPÊLO, A.K.; RAPOSO, M.C.F. A Dinâmica das Mudanças na Distribuição Salarial e no Retorno em Educação para Mulheres: uma aplicação de regressão quantílica. In: **Anais do Encontro ANPEC**, 2001.

NAVARRO, A.I. Estimating income mobility in Argentina with pseudo-panel data. Paper presented at **LACEA**, 2006.

OSORIO, R. G. Mobilidade social sob a perspectiva da distribuição de renda. 2003. Dissertação (Mestrado) – Instituto de Ciências Sociais, Departamento de Sociologia, Universidade de Brasília, Brasília.

RAVALION, M.; LOKSHIN, M. Who wants to redistribute? Russia's tunnel effect in 1990s. **Policy research working paper series** n.2150. Washington, DC: The World Bank, 1999.

RIBAS, R.P.; SOARES, S.S.D. Sobre o Painel da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE, Rio de Janeiro: IPEA, Texto para Discussão n. 1348, 2008.

SHORROCKS, A.F. The measurement of mobility. **Econometrica**, v.46, n. 5, p. 1013-24, 1978.

SOARES, S. S. D. O perfil da discriminação no mercado de trabalho: homens negros, mulheres brancas e mulheres negras. Brasília: Ipea, **Texto para Discussão**, n. 769, 2000.

SOLON, G. Intergenerational Mobility in the Labor Market. In: Orley C. Ashenfelter and David Card (editors). **Handbook of Labor Economics**, Volume 3A, Amsterdam: Elsevier Science, 1999.

SOLON, G. Cross-country Differences in Intergenerational Earnings Mobility, **Journal of Economic Perspectives**, 16, p. 59–66, 2002.

Anexo

Tabela A1 – Mobilidade condicionada, Brasil Metropolitano, 2002 a 2013

	Mulheres não brancas						Mulheres brancas					
	MQO	0.10	0.25	0.50	0.75	0.90	MQO	0.10	0.25	0.50	0.75	0.90
Lrendh1	0,593	0,514	0,632	0,729	0,686	0,606	0,673	0,580	0,731	0,813	0,752	0,668
Idade	0,009	0,007	0,005	0,004	0,008	0,010	0,009	0,011	0,006	0,003	0,004	0,011
Idade ²	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Formal	0,061	0,316	0,135	0,024	-0,066	-0,176	0,034	0,260	0,113	0,014	-0,063	-0,164
Conddom	0,009	0,002	0,008	0,008	0,008	0,017	0,025	0,028	0,027	0,019	0,016	0,008
Educ4a7	0,049	0,072	0,034	0,019	0,033	0,058	0,046	0,082	0,031	0,024	0,023	0,025
Educ8a10	0,096	0,096	0,058	0,045	0,079	0,121	0,098	0,131	0,061	0,042	0,068	0,103
Educ11	0,190	0,158	0,108	0,099	0,175	0,275	0,199	0,183	0,111	0,099	0,180	0,272
Edu12mais	0,488	0,331	0,311	0,306	0,476	0,681	0,500	0,437	0,320	0,284	0,439	0,637
rm26	-0,120	-0,190	-0,129	-0,056	-0,047	-0,033	-0,113	-0,223	-0,147	-0,049	-0,021	-0,019
rm29	-0,080	-0,142	-0,087	-0,048	-0,034	-0,014	-0,024	-0,080	-0,031	-0,005	0,029	0,053
rm31	-0,011	-0,058	-0,043	-0,004	0,017	0,022	0,000	-0,061	-0,040	0,009	0,049	0,059
rm33	-0,039	0,014	-0,004	-0,030	-0,081	-0,115	-0,031	0,009	0,008	-0,022	-0,068	-0,088
rm43	-0,006	-0,056	-0,042	0,015	0,039	0,056	-0,008	-0,042	-0,027	0,006	0,021	0,023
2003	0,052	0,123	0,083	0,067	0,020	-0,031	0,037	0,080	0,075	0,068	0,037	-0,024
2004	0,068	0,168	0,122	0,082	0,028	-0,037	0,058	0,136	0,109	0,082	0,028	-0,022
2005	0,108	0,224	0,165	0,116	0,062	0,001	0,095	0,191	0,152	0,111	0,057	-0,003
2006	0,113	0,258	0,186	0,105	0,037	-0,031	0,092	0,206	0,157	0,103	0,036	-0,018
2007	0,117	0,266	0,174	0,098	0,041	-0,037	0,089	0,185	0,141	0,093	0,034	-0,020
2008	0,130	0,293	0,194	0,116	0,038	-0,012	0,084	0,177	0,143	0,106	0,061	-0,002
2009	0,137	0,297	0,203	0,117	0,046	-0,010	0,104	0,215	0,158	0,109	0,052	-0,002

2010	0,140	0,301	0,206	0,110	0,046	-0,008	0,092	0,181	0,134	0,088	0,057	0,037
2011	0,178	0,342	0,238	0,144	0,080	0,041	0,113	0,234	0,170	0,116	0,065	0,010
2012	0,180	0,341	0,226	0,133	0,086	0,045	0,107	0,223	0,158	0,100	0,050	0,000
2013	0,177	0,358	0,242	0,140	0,075	0,037	0,109	0,239	0,169	0,095	0,036	-0,002
Constante	0,159	-0,323	-0,038	0,148	0,373	0,724	0,100	-0,408	-0,134	0,061	0,372	0,654

	Homens não brancos						Homens brancos					
	MQO	0.10	0.25	0.50	0.75	0.90	MQO	0.10	0.25	0.50	0.75	0.90
Lrendh1	0,623	0,528	0,677	0,763	0,715	0,626	0,669	0,585	0,747	0,816	0,749	0,663
Idade	0,013	0,010	0,010	0,008	0,011	0,014	0,011	0,008	0,007	0,005	0,010	0,017
Idade ²	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Formal	0,073	0,248	0,116	0,036	-0,018	-0,069	0,062	0,219	0,108	0,035	-0,021	-0,088
Conddom	0,057	0,059	0,039	0,032	0,045	0,054	0,069	0,086	0,059	0,039	0,037	0,046
Educ4a7	0,068	0,052	0,039	0,037	0,050	0,092	0,073	0,065	0,042	0,037	0,060	0,092
Educ8a10	0,126	0,094	0,073	0,069	0,103	0,170	0,134	0,115	0,070	0,069	0,114	0,180
Educ11	0,217	0,143	0,124	0,129	0,195	0,315	0,240	0,180	0,133	0,127	0,212	0,336
Edu12mais	0,467	0,316	0,297	0,292	0,437	0,666	0,518	0,434	0,331	0,290	0,453	0,671
rm26	-0,104	-0,202	-0,133	-0,055	-0,017	-0,024	-0,090	-0,204	-0,127	-0,041	0,000	-0,002
rm29	-0,062	-0,134	-0,078	-0,040	-0,018	-0,009	-0,002	-0,068	-0,031	-0,019	0,026	0,058
rm31	0,018	-0,038	-0,021	0,017	0,051	0,059	0,021	-0,034	-0,017	0,024	0,055	0,056
rm33	-0,045	0,006	0,005	-0,032	-0,091	-0,143	-0,040	0,022	0,017	-0,033	-0,084	-0,130
rm43	-0,006	-0,055	-0,032	0,005	0,034	0,022	-0,011	-0,026	-0,023	0,000	0,011	0,000
2003	0,054	0,119	0,102	0,066	0,023	-0,002	0,062	0,082	0,097	0,084	0,049	0,019
2004	0,081	0,167	0,142	0,082	0,019	-0,029	0,094	0,157	0,143	0,100	0,056	0,014
2005	0,114	0,232	0,184	0,115	0,050	-0,007	0,107	0,193	0,160	0,119	0,064	0,015
2006	0,120	0,259	0,188	0,106	0,038	0,004	0,118	0,213	0,176	0,123	0,063	0,023
2007	0,120	0,264	0,190	0,102	0,042	-0,003	0,106	0,194	0,151	0,105	0,061	0,024
2008	0,128	0,282	0,201	0,108	0,044	0,008	0,105	0,203	0,167	0,111	0,060	0,011
2009	0,159	0,304	0,221	0,124	0,076	0,042	0,136	0,232	0,184	0,129	0,086	0,049
2010	0,152	0,296	0,209	0,116	0,061	0,042	0,111	0,199	0,148	0,101	0,065	0,046
2011	0,177	0,333	0,232	0,132	0,074	0,063	0,133	0,233	0,168	0,126	0,088	0,085
2012	0,175	0,314	0,223	0,129	0,079	0,082	0,122	0,204	0,158	0,113	0,076	0,063
2013	0,178	0,346	0,234	0,132	0,068	0,043	0,128	0,248	0,175	0,107	0,049	0,028
Constante	0,043	-0,304	-0,181	0,019	0,273	0,572	0,041	-0,322	-0,192	0,016	0,246	0,478

Fonte: PME, 2002-2013