

Mobilidade e Desigualdade de Rendimentos no Brasil: Uma Análise a Partir de Dados *Cross Section* de 1993 a 2007

Mariangela Furlan Antigo

Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), Brasil

Ana Flávia Machado

Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), Brasil

Resumo

Este artigo investiga a mobilidade de rendimentos no Brasil, considerando o período anterior e posterior à queda da desigualdade observada no país. Por meio dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), são consideradas as trajetórias de rendimentos entre 1993 e 2007 para grupos homogêneos construídos a partir do ano de nascimento, sexo, cor e escolaridade. A estimação é realizada por pseudo-painel dinâmico e os resultados apontam uma maior mobilidade de rendimentos com a inclusão de efeitos de coorte.

Palavras-chave: Mobilidade, Rendimentos, Desigualdade de Renda

Classificação JEL: J31, J62

Abstract

This work investigates the earnings mobility in Brazil, considering the period before and after the observed fall of inequality in the country. We used micro data from the National Household Sample Survey (PNAD), published by the Brazilian Bureau of Geography and Statistics (IBGE), from 1993 to 2007. We considered the trajectories of income for homogenous groups based on individual characteristics such as: date of birth, gender, race and schooling level. The estimation is done by dynamic pseudo-panel and the results show greater earnings mobility with the inclusion of cohort effects.

* Recebido em outubro de 2010, aprovado em maio de 2012.

E-mail addresses: maantigo@cedepplar.ufmg.br, afmachad@cedepplar.ufmg.br

1. Introdução

As análises existentes sobre a recente queda da desigualdade de rendimentos no Brasil mostram que essa caiu contínua e substancialmente entre 2001 e 2009, mas ainda permanece muito alta. As evidências mostram que as causas imediatas desta queda são: características demográficas, transferência de renda, remuneração de ativos e acesso ao mercado de trabalho. Entre os componentes de renda, a do trabalho é o mais importante (Barros et alii 2006).

Soares et alii (2007) retratam que as mudanças nos níveis de renda do trabalho possibilitaram a menor concentração na distribuição do rendimento do trabalho. A queda na desigualdade é justificada também pela importante contribuição dos programas de transferência de renda. Em contraste, a seguridade social, por meio de pagamentos de aposentadorias e pensões, principalmente no setor público, torna a distribuição de renda mais concentrada.

Diante destes resultados favoráveis, colocam-se questões pertinentes à mobilidade de rendimentos. Muitos estudos analisam a evolução da desigualdade de renda considerando diferentes medidas. Entretanto, as medidas usuais de desigualdade, ao considerarem apenas a distribuição *cross section* dos rendimentos, tornam-se insuficientes, dado que expressam apenas uma análise estática e não um retrato da dinâmica dos padrões de mobilidade.

Altos níveis de desigualdade, como o observado pela economia brasileira, podem ser tolerados se houver evidências de mobilidade. Contudo, como lembra Shorrocks (1978), ao enfatizar alterações nos rendimentos individuais em um determinado ponto, pode-se ter uma mudança na distribuição de renda que não se sustente por períodos mais longos. Expressiva mobilidade de curto prazo reflete apenas uma mudança não sustentada na distribuição. Em um determinado ano, por exemplo, os indivíduos podem apresentar rendimentos transitóriamente maiores ou menores, em decorrência de razões adversas, como eventos econômicos excepcionais. Neste sentido, ela não revelará de fato uma alteração na desigualdade de renda de longo prazo.

A mobilidade é, assim, relacionada ao grau no qual a equalização ocorre quando um período de tempo é estendido. Se a queda da desigualdade de renda brasileira for acompanhada por uma elevada mobilidade dos rendimentos situados na base da pirâmide, há chances de ter ocorrido uma maior equalização dos rendimentos no país, mesmo que a concentração persista. Buscando analisar essa relação, o artigo se divide em quatro seções, além desta breve introdução. Na subseqüente, aborda-se a relação entre a desigualdade e a mobilidade de rendimentos. Na terceira e quarta seções, apresentam-se a estratégia empírica e os principais resultados. Por fim, são traçadas algumas considerações finais.

2. Mobilidade e Desigualdade de Renda

A distribuição de renda retrata a concentração de indivíduos em diferentes níveis de renda em um dado período de tempo. A sua mensuração por medidas usuais em um ponto ou com o uso de *cross section* repetidas não permitem inferências sobre a dinâmica dos padrões de rendimentos.

Para visualizar a diferença entre análise *cross section* de desigualdade e mobilidade, considere duas sociedades A e B, sendo A uma estrutura mais rígida que B. Suponha que elas apresentem padrões diferenciados de mobilidade, mas mantenham os mesmos 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, a desigualdade de rendimentos mensurada em um ponto no tempo pode superestimar 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.

Solon (1999) aborda esta questão, enfatizando o papel da mobilidade intergeracional. O autor mostra que se a posição relativa na distribuição de A é herdada pelos pais (sociedade de casta) enquanto em B ela é independente de sua posição (mobilidade intergeracional completa), têm-se, assim, duas sociedades muito diferentes quanto à desigualdade, ainda que apresentem a mesma medida de desigualdade dentro das gerações.

Para o autor, a transmissão intergeracional de rendimentos pode ser resultante do investimento do pai no capital humano do filho, do rendimento dos pais e do talento da criança. Além disso, ressalta que as influências intergeracionais dos rendimentos dos filhos podem ser ocasionadas por outros aspectos do *background familiar* e da comunidade. Desta forma, é possível que filhos de pais mais pobres herdem valores culturais ou talentos que os tornem capazes de obter rendimentos mais elevados.

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 revertem a distribuição de rendimentos para a direita.

Estudos como de Gottschalk e Moffit (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. Como retratado por Gottschalk (1997), um aumento na desigualdade pode ser compensado por um concomitante aumento na mobilidade.

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 outras naturezas, 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, por exemplo, 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, 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 estendido. 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 (2001), 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. Isso pode impactar positivamente na 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 vista 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 – em particular, a mobilidade ascendente – pode alterar, consideravelmente, a distribuição ao longo do tempo.

3. Metodologia

A análise da mobilidade no nível micro permite inferir sobre quais indivíduos apresentam maiores mudanças nos rendimentos que outros e quais são os determinantes destas mudanças. Para isso, parte-se da idéia geral, baseada no trabalho seminal de Lillard e Willis (1978), na qual a mobilidade é representada por:

$$\log(Y_{i,t}) = \alpha + \beta \log(Y_{i,t-1}) + \eta_{i,t} \quad (1)$$

onde o rendimento do indivíduo i no período t , $Y_{i,t}$, é função de seu nível no período anterior, $Y_{i,t-1}$, e de um termo de erro, $\eta_{i,t}$. O coeficiente β retrata, assim, a mobilidade incondicional de rendimentos.

Este comportamento pode ser influenciado por atributos econômico-demográficos que tratam a ocorrência da mobilidade a uma média condicional. Neste caso, o parâmetro β mostra a extensão em que indivíduos mais pobres e mais ricos equivalentes, em termos de variáveis como região de residência, por exemplo, apresentam padrões de rendimentos que convergem, ou não, ao longo do tempo. Desta forma, a mobilidade condicional é expressa como segue:

$$\log(Y_{i,t}) = \alpha + \beta \log(Y_{i,t-1}) + X_{i,t}\phi + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

em que X_{it} é o vetor de variáveis exógenas explicativas, $\varepsilon_{i,t}$ representa o termo de erro e o parâmetro β , o grau de convergência condicional dos rendimentos.

Com o emprego de dados longitudinais, tem-se a vantagem de acompanhar a dinâmica dos rendimentos individuais. Contudo, este tipo de dado requer certa cautela. O recurso a eles poder levar a problemas como erros de medida da variável

de rendimentos e atrição não aleatória de indivíduos na amostra.¹ Erros de medida podem enviesar os parâmetros da mobilidade gerando altos níveis de convergência que, na realidade, podem não ser tão expressivos assim.

O problema da atrição não aleatória na amostra é enfatizado em estudos de mobilidade devido à necessidade de uma série temporal mais longa para tal abordagem. O maior intervalo temporal possibilita suavizar efeitos de mudanças sazonais sobre os rendimentos, mas pode levar a viés de estimação dos parâmetros de mobilidade. Ainda, o fato de um mesmo indivíduo ser acompanhado em momentos diferentes do tempo pode levar a erros de medida clássicos, que geram um viés em direção a zero do coeficiente estimado.

Para contornar este problema, uma das formas apontadas pela literatura tem sido o uso de pseudo-painéis.² Sua formação é realizada a partir de pesquisas *cross section* em que são constituídas coortes sintéticas, por meio de características observáveis individuais que não se alteram com o tempo. A observação da mesma coorte em diversos anos atenua o problema de atrição e como a informação é resultante da média dos rendimentos observada em cada coorte, minimiza-se o problema dos erros de medida.

Entretanto, neste tipo de informação, a hipótese de que a população da coorte seja constante é necessária para que os resultados sejam válidos, dado a existência de problemas de seletividade devido à fecundidade, mortalidade, migração e saída do mercado de trabalho. Estes fatores refletem-se, por exemplo, em mudanças na composição das coortes originada por fatores não observados pelos dados ou, ainda, por diferenciais de reposição entre coortes como pelo aumento da participação de coortes mais novas. Isso pode enviesar o estimador da média populacional.³

Este tipo de dado pode apresentar, ainda, viés com a ocorrência de erros de medida no nível da coorte. Como os indivíduos em uma coorte são diferentes de um período de tempo para outro, as médias das variáveis usadas para aproximar as verdadeiras médias populacionais das coortes podem gerar estimativas inconsistentes, devido aos erros de medida (Deaton 1985). Mas, como ressaltado em Baltagi (1995), se as coortes são formadas por um número de observações suficientemente grande, os erros amostrais tendem para zero. Desta forma, as verdadeiras médias das coortes podem ser substituídas pelas médias amostrais.

Contudo, diferentemente dos painéis, a variável dependente defasada é não observável, dado que os indivíduos não são os mesmos em cada amostra. Isto cria, assim, a dificuldade de identificar e estimar os parâmetros do modelo (2). Deaton (1985) mostra que, se as coortes são relativamente grandes, pode-se esperar que sucessivas pesquisas resultem em séries de amostras aleatórias de indivíduos em

¹ Ver, para maiores detalhes, Deaton (1997).

² Outro método considerado tem sido o uso de dados administrativos, em que o erro de medida é provável ser menor. Para estudos com esta abordagem ver, por exemplo, Bigard et alii (1998) e Dragoset e Fields (2006). No caso do Brasil, estes registros englobam apenas o setor formal da economia. Com o peso do setor informal brasileiro, considerar este método seria subestimar uma possível alteração do bem estar originada pela mobilidade.

³ Para uma maior discussão ver Ryder (1965) e Deaton (1997).

cada coorte e uma série temporal é formada. Com isso, é possível inferir relações para as coortes como um todo como se dados em painel fossem utilizados. Tanto Deaton (1985) quanto Browning et alii (1985) apontam que, pelo menos, os modelos lineares e com efeitos fixos são capazes de estimativas consistentes por meio de dados de coorte.

Moffit (1993) e Collado (1997) estendem o trabalho de Deaton (1985) para mostrar que modelos dinâmicos podem ser consistentemente estimados com dados de pseudo-painel. Além destes, autores como McKenzie (2004) e Verbeek e Vella (2005) discutem as condições necessárias para obter estimativas consistentes a partir desta organização de dados. O modelo proposto por cada um destes autores é um modelo auto-regressivo de primeira ordem com variáveis exógenas, com diferentes formas de estimação explicitadas a seguir. Considerando repetidas cross section para a equação (2), o modelo passa a ser expresso como segue:

$$\log(y_{i(c),t}) = \alpha + \beta \log(y_{i(c),t-1}) + X'_{i(c),t} \delta + \varepsilon_{i(c),t} \quad (3)$$

em que $i = 1, \dots, N$ constituem os indivíduos de cada coorte c , no período t .

Moffit (1993) propõe estimar o modelo, originado na equação (3), por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) em dois estágios em que a variável dependente defasada, não observável, é substituída pelo valor predito usando os dados observados em $t - 1$.

Levando em conta a inclusão de efeitos individuais, Collado (1997) aponta um estimador pelo método dos momentos generalizados (GMM), corrigido para erros de medida. O autor mostra que o estimador é consistente quando o número de coortes tende ao infinito, para um número fixo de períodos e de indivíduos por coorte. Além disso, o autor ressalta que, com muitas coortes e menos indivíduos por coorte, os métodos de Variáveis Instrumentais⁴ podem ser usados e o instrumento pode ser dado pela variável dependente defasada.

Verbeek e Vella (2005), entretanto, mostram que o estimador proposto por Moffit (1993) somente será consistente sob algumas suposições não usuais. Partindo do fato que a consistência de estimadores MQO requer que o erro do modelo ($\varepsilon_{i(t),t}$) seja não correlacionado com a variável defasada predita ($\hat{y}_{i(t),t-1}$) e o erro predito ($y_{i(t),t-1} - \hat{y}_{i(t),t-1}$) seja não correlacionado com qualquer regressor exógeno, os autores mostram que as duas suposições são problemáticas.

Neste sentido, o estimador proposto por Moffit (1993) apenas será consistente com o número de coortes tendendo ao infinito ($n_c \rightarrow \infty$) e T fixo, se é assumido que $E((y_{i(t),t-1} - \hat{y}_{i(t),t-1}); X_{i(t),t}) = 0$ e que haja ausência de efeitos de coorte.

A estimação proposta por McKenzie (2004), por sua vez, consiste em considerar a média dos rendimentos da equação (2) para N indivíduos observados em cada coorte c no tempo t e, ainda, incluir um efeito específico individual. Desta forma, tem-se que:

$$\hat{y}_{c(t),t} = \alpha + \beta_c \bar{y}_{c(t-1),t-1} + \bar{X}_{c(t),t} \delta_c + \varepsilon_{c(t),t} \quad (4)$$

⁴ Doravante VI.

em que

$$\varepsilon_{c(t),t} = \beta_c (\bar{y}_{c(t),t-1} - \bar{y}_{c(t-1),t-1}) + w_{c(t)} + \bar{u}_{c(t),t} \tag{5}$$

O termo de erro da regressão, $\varepsilon_{c(t),t}$, como mostrado na equação (5), será correlacionado com a variável dependente defasada originando, assim, um estimador MQO viesado para amostras finitas. Entretanto, quando o número de indivíduos das coortes, n_c , torna-se relativamente grande (100/200 indivíduos), pode ser esperada uma redução no viés de forma que $\bar{y}_{c(t),t-1}$ e $\bar{y}_{c(t-1),t-1}$ tornam-se próximos à média populacional para a coorte c no tempo $t - 1$ e, $\beta_c(\bar{y}_{c(t),t-1} - \bar{y}_{c(t-1),t-1}) \rightarrow 0$ podendo, portanto, ser ignorado.

E, para o erro de medida, $\bar{u}_{c(t),t}$, com $n_c \rightarrow \infty$, tem-se que:

$$\bar{u}_{c(t),t} = \frac{1}{n_c} \sum_{i=1}^{n_c} u_{i(t),t} \xrightarrow{p} E(u_{i(t),t}) = 0$$

assumindo que não existe um componente de nível de coorte no erro de medida.

Efeitos fixos específicos por coorte podem ser considerados no erro de medida desde que não variem no nível da coorte ao longo do tempo. Esta suposição permite a existência de auto correlação nos erros individuais. Sob estas suposições e usando um pseudo-painel, o erro de medida torna-se nulo gerando-se, assim, um estimador MQO não viesado.

Este modelo não apresenta a inconsistência do modelo de Moffit (1993), apontado por Verbeek e Vella (2005), uma vez que, com o uso das magnitudes médias das coortes, o modelo requer apenas que a condição fraca $(\bar{y}_{c(t),t-1} - \bar{y}_{c(t-1),t-1})X'_{c(t),t}p \rightarrow 0$ seja consistente.

Assim, a consistência do estimador torna-se dependente apenas da magnitude assintótica relativa de T e n_c . Com T fixo e n_c grande, MQO e VI são estimadores consistentes, quando controlados por efeitos fixos de coorte e tendência temporal.

Verbeek e Vella (2005) ressaltam que o uso de MQO ou VI com *dummies* de coorte seria equivalente a tratar os dados de coorte como um painel verdadeiro. É possível obter estimadores consistentes aplicando MQO porque, sob a suposição de que não existe o componente de coorte no termo de erro individual, o termo de erro em (5) é uma média dos termos de erro individuais dentro das coortes que é assintoticamente zero.

Baseado no estimador proposto por Mckenzie (2004), Antman e Mckenzie (2005) mostram as vantagens em usar coortes sintéticas em contraposição aos painéis verdadeiros na presença de erros de medida não clássicos.

Os autores mostram que, com observações suficientes para coortes, o erro de medida não afetará a consistência das estimativas. O método preciso para estimar dependerá das suposições feitas sobre o choque de nível individual e as dimensões do pseudo-painel.

Se o termo de erro individual ($u_{i,t}$) contém efeitos fixos individuais, mas não apresenta um componente no nível da coorte que varie ao longo do tempo, β pode ser estimado de forma consistente por MQO com a inclusão de *dummies* de coorte, desde que o número de indivíduos por coorte seja grande.

Se os choques de nível individual contêm um componente comum entre as coortes, a adição de um grande número de indivíduos por coorte, também exigirá um grande número de coortes ou um grande número de intervalos de tempo para que a estimação seja consistente. No caso de muitas coortes e menos indivíduos por coorte, os métodos de VI podem ser usados, sendo a média dos rendimentos defasada das coortes introduzida como instrumento (Collado 1997).

Desta forma, para o caso brasileiro, a estimação da magnitude da mobilidade, medida por intermédio da dependência temporal dos rendimentos, é feita em duas partes: absoluta (na qual regride-se o rendimento médio do grupo homogêneo do passado em relação ao rendimento no presente) e a condicionada (na qual incluímos, além do rendimento defasado, dummies temporais como controles).

A especificação básica adotada, assim, para estimar a magnitude da dependência temporal absoluta dos rendimentos parte de um modelo geral representado por:

$$\bar{y}_{c(t),t} = \alpha + \beta \bar{y}_{c(t),t-1} + w_{c(t),t} \quad (6)$$

Com o pressuposto de homogeneidade dos parâmetros entre as coortes, o resultado mostra a extensão da convergência entre rendimentos dos ricos e pobres ao longo do tempo.

Neste caso, se y é o nível de rendimentos, um $\beta < 1$ indica imobilidade total no rendimento médio de cada grupo no período t com relação a $t - 1$. Se $\beta < 1$ haverá mobilidade dos rendimentos ou uma menor dependência intertemporal. O $\beta < 1$ indica que o rendimento médio dos grupos homogêneos que estavam acima da média em $t - 1$ estará em uma situação na qual o rendimento médio, ainda que se encontre acima da média, se fará em um menor patamar no período t .

Para exemplificar, suponha que o coeficiente estimado seja igual a 0,5. Este resultado mostra que os rendimentos dos grupos que, em $t - 1$, excediam 10% do valor médio do mercado, tendem a estar apenas 5% acima da média do grupo no ano posterior. Isso indica a ocorrência de uma convergência em torno dos rendimentos médios da população.

A segunda estimativa para mobilidade absoluta considera o comportamento da mobilidade em torno dos rendimentos médios de cada coorte e é dada pela equação que segue:

$$\bar{y}_{c(t),t} = \alpha_c + \beta \bar{y}_{c(t),t-1} + w_{c(t),t} \quad (7)$$

O intercepto específico para as coortes capta o efeito das características específicas de cada coorte que não se alteram ao longo do tempo. Neste caso, ao incluir os efeitos específicos das coortes, estamos indiretamente controlando pelas diferenças entre os grupos homogêneos referentes a composição por ano de nascimento, por sexo, raça/cor e escolaridade.

Por fim, os efeitos macroeconômicos são capturados pela estimação da mobilidade condicionada dado como segue:

$$\bar{y}_{c(t),t} = \alpha + \beta \bar{y}_{c(t),t-1} + \phi_t d_t + w_{c(t),t} \quad (8)$$

As estimações são feitas pelos métodos de mínimos quadrados ponderados (MQOP), em que o número relativo de indivíduos em cada célula é utilizado como peso e por pseudo-painel dinâmico.

A variável dependente é dada pela média do logaritmo do rendimento dos indivíduos que compõem cada grupo homogêneo ($\bar{y}_{c(t),t}$). Consideramos esta variável defasada em um período como variável-chave para explicar o comportamento da mobilidade absoluta ou condicionada ($\bar{y}_{c(t),t-1}$). Além disso, têm-se as *dummies* para período (d_t) e o termo de erro ($w_{c(t),t}$).

3.1. Fonte de dados

Recorremos a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A PNAD é uma pesquisa caracterizada por dados em *cross section* que representam um ponto no tempo e, assim, as informações não permitem o acompanhamento das pessoas no tempo. As principais vantagens desta fonte são a sua maior abrangência temporal e geográfica e o fato de esta considerar outros rendimentos, além dos rendimentos do trabalho. Enquanto o rendimento-hora do trabalho principal contribui para a análise do comportamento do mercado de trabalho, o rendimento de todas as fontes torna possível relacionar o papel das transferências de renda – públicas e privadas – e do mercado de ativos na mobilidade.

Além disso, dado o seu horizonte temporal e geográfico, pode-se inferir sobre uma possível relação entre a mobilidade e a desigualdade de rendimentos brasileira. Para isso, considera-se o período entre 1993 e 2007. Esta delimitação é importante, posto que a economia brasileira foi marcada por estabilização econômica, mudanças técnicas e organizacionais que afetaram as relações de trabalho, além de uma queda expressiva dos indicadores de desigualdade de renda no início deste século.

Dada a natureza de organização dos dados em *cross section* da PNAD, tornou-se necessária a construção de grupos homogêneos que foram acompanhados, a cada dois anos, no período de 1993 a 2007. A formação dos grupos foi realizada com base no ano de nascimento, sexo, escolaridade e raça.⁵ Foram considerados, para tanto, indivíduos ocupados que moram em áreas urbanas e foram excluídos da amostra os pensionistas, empregado doméstico e parente do empregado doméstico residentes no domicílio.

O Quadro 1 ilustra os grupos considerados, baseado no ano de nascimento, em que são incluídos aqueles que apresentam observações em pelo menos dois pontos do tempo.

⁵ A única variável que pode apresentar alteração caso o indivíduo decida combinar estudo e inserção no mercado de trabalho é a escolaridade. Contudo, apenas cinco por cento da população com 26 anos ou mais de idade estão frequentando a escola acima desta faixa etária em 2007.

Quadro 1 – Formação dos grupos homogêneos – Ano de nascimento

Nascidos em:	Idade em:							
	1993	1995	1997	1999	2001	2003	2005	2007
1932-1935	58-61	60-63	62-65					
1936-1939	54-57	56-59	58-61	60-63	62-65			
1940-1943	50-53	52-55	54-57	56-59	58-61	60-63	62-65	
1944-1947	46-49	48-51	50-53	52-55	54-57	56-59	58-61	60-63
1948-1951	42-45	44-47	46-49	48-51	50-53	52-55	54-57	56-59
1952-1955	38-41	40-43	42-45	44-47	46-49	48-51	50-53	52-55
1956-1959	34-37	36-39	38-41	40-43	42-45	44-47	46-49	48-51
1960-1963	30-33	32-35	34-37	36-39	38-41	40-43	42-45	44-47
1964-1967	26-29	28-31	30-33	32-35	34-37	36-39	38-41	40-43
1968-1971			26-29	28-31	30-33	32-35	34-37	36-39
1972-1975					26-29	28-31	30-33	32-35
1976-1979							26-29	28-31

Fonte: Elaboração própria.

Além do ano de nascimento, a composição dos grupos homogêneos é formada por:

- Sexo (2): homens e mulheres;
- Raça/Cor (2): brancos e não brancos;⁶
- Escolaridade (6): 0 anos de estudo (analfabetos), 1 a 3 anos de estudo (primário incompleto), 4 a 7 anos de estudo (primário completo/fundamental incompleto), 8 a 10 anos de estudo (fundamental completo/médio incompleto), 11 anos de estudo (médio completo) e 12 a 15 anos de estudo (superior incompleto/completo).

A partir da combinação dessas variáveis, têm-se 288 grupos homogêneos. Como exemplo de um grupo homogêneo tem-se: homens, brancos, nascidos entre 1932 e 1935, com 0 anos de estudo. Desta forma, para este grupo, a variável dependente no período $t(\bar{y}_{c(t),t})$ fica definida como a média do logaritmo do rendimento dos homens, brancos, nascidos entre 1932 e 1935, com 0 anos de estudo e, no período anterior, $t-1$, a variável dependente é dada pela média do logaritmo do rendimento dos homens, brancos, nascidos entre 1932 e 1935, com 0 anos de estudo. Cada grupo homogêneo foi acompanhado pelo menos em dois pontos do tempo.

⁶ Entende-se por brancos – brancos e amarelos – e não brancos – pretos, pardos e indígenas. Esta dicotomia foi considerada pela falta de representatividade na amostra quando se separam pretos de pardos.

Com base na composição dos grupos homogêneos e considerando tanto o rendimento-hora do trabalho principal quanto o rendimento de todas as fontes, busca-se captar trajetórias diferenciadas de mobilidade para cada ambos tipos de rendimento.

4. Resultados

Na Tabela 1, reportamos os resultados referentes à estimação do modelo de mobilidade absoluta do rendimento-hora do trabalho principal,⁷ sem e com efeito de coorte.

Tabela 1

Mobilidade absoluta, rendimento-hora do trabalho principal, Brasil, 1993 a 2007

	MQOP		Pseudo-painel	
$\log(y_{t-1})$	0.994***	0.159***	0.992***	0.158***
	(0.006)	(0.033)	(0.007)	(0.034)
Intercepto	-0.032***	0.257***	-0.030***	0.692***
	(0.006)	(0.060)	(0.007)	(0.029)
Efeitos de Coorte	Não	Sim	Não	Sim
Observações	1268	1268	1268	1268
Número de grupos			240	240
R2	0.96	0.98		0.02

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Erros padrão robustos entre parênteses, significância:

* 10%; ** 5%; *** 1%.

A primeira coluna mostra a estimativa por mínimos quadrados ordinários ponderados, sem efeito de coorte. O resultado, 0,994, é muito próximo da unidade. Aqueles que tinham, por exemplo, um rendimento superior à média em 10% há dois anos, ainda apresentam um rendimento superior em 9,9% no período corrente. Este resultado aponta uma elevada imobilidade absoluta nos rendimentos para o período em questão.

Contudo, adicionando efeitos de coorte, por meio de *dummies* para os grupos homogêneos, há registro de mobilidade (segunda coluna da Tabela 1). Os grupos cujo rendimento em $t - 1$ excediam 10% do valor médio do mercado de trabalho, estariam apenas 1,59% acima da média do grupo no ano posterior. Não há divergência dos sinais e dimensão dos resultados quando estimamos pelo método de pseudo-painel dinâmico.

⁷ A amostra é restrita a grupos que apresentam pelo menos 100 observações, o que permite considerar a teoria assintótica dos estimadores (Antman e McKenzie 2005). Nem todas as coortes apresentam informação a cada dois anos originando, assim, um painel não balanceado.

Comparando com achados para outros países da América Latina, o Brasil encontra-se em posição mais favorável, a despeito das diferenças na composição dos grupos homogêneos. Para a Argentina, entre 1984 e 2005, Navarro (2006) mostra que os rendimentos que excediam 10% do valor médio em $t - 1$, apresentam um rendimento superior à média de 2,45% no período atual, com efeitos fixos de coortes, formadas por homens com idade entre 21 e 65 anos. Antman e McKenzie (2005), para o México, no período de 1987 a 2001, apontam um coeficiente para a mobilidade absoluta sem e com controle de efeitos de coorte de 0,988 e 0,832, respectivamente. As coortes são constituídas por famílias nas quais o chefe tem idade entre 25 e 49 anos. A inclusão dos efeitos de coorte, no México, mostra que um diferencial de 10% de renda entre famílias com mesmo efeito fixo é reduzido para 8,32%.

Considerando o caso brasileiro, fica evidente a importância expressiva da inclusão dos efeitos de coorte. Este resultado revela o papel que as características consideradas na formação dos grupos homogêneos (sexo, cor, escolaridade e ano de nascimento) exercem sobre a mobilidade no Brasil. Estas variáveis em conjunto podem ser as responsáveis pela maior convergência de rendimentos observada no Brasil entre 1993 e 2007 e seu papel é refletido na capacidade de almejar rendimentos mais expressivos e/ou em diferenças de oportunidades no mercado de trabalho.

Além dos atributos dos grupos homogêneos, o comportamento conjuntural da economia pode afetar a mobilidade. Para captar estes efeitos, são utilizadas *dummies* temporais. Os resultados podem ser visualizados na Tabela 2.

As estimativas para a mobilidade condicionada a eventos macroeconômicos, tanto por mínimos quadrados ordinários ponderados quanto pelo pseudo-painel dinâmico, não divergem da mobilidade incondicional, sem a inclusão de efeitos de coorte. Os resultados apontam uma imobilidade de 100%. Com os efeitos de coorte, aqueles que ganhavam 10% acima da média no período anterior, apresentam um rendimento apenas de 3,64% (MQOP) e 3,44% (pseudo-painel) acima da média no período atual. Embora o grau de mobilidade seja relativamente menor do que aquele observado pela mobilidade incondicional, ainda assim é muito mais acentuado do que achados para outros países como reportado anteriormente.

As *dummies* temporais têm sua importância aumentada para explicar o maior nível salarial até 2001, quando voltam a apresentar tendência decrescente. Ainda, a fim de testar a relação entre a queda da desigualdade e a mobilidade, considerou-se uma *dummy* para o sub-período de 2001-2007. Os resultados são mostrados nas quatro colunas finais da tabela. Desse exercício apreende-se expressiva mobilidade, com controle para efeitos de coorte. Um coeficiente de 0,06 é obtido para a variável dependente defasada revelando que grupos, com rendimentos acima da média em 10% em um período, tendem a se encontrar praticamente na média em um período adiante.

O resultado para a variável *dummy* no sub-período 2001-2007 é de -0,055 comparado ao período de 1993-1999. Os resultados caminham na mesma direção dos achados de Soares et alii (2007), no qual mudanças nos níveis de renda do trabalho apresentam um papel importante referente à melhora na distribuição de

Tabela 2

Mobilidade condicionada, rendimento-hora do trabalho principal, Brasil, 1993 a 2007

	MQOP		Pseudo-painel		MQOP		Pseudo-painel	
$\log(y_{t-1})$	1.005*** (0.004)	0.364*** (0.038)	1.003*** (0.005)	0.344*** (0.042)	0.994*** (0.006)	0.062* (0.035)	0.991*** (0.007)	0.063* (0.036)
1995	0.240*** (0.008)	0.241*** (0.007)	0.240*** (0.009)	0.240*** (0.008)				
1997	0.298*** (0.007)	0.261*** (0.008)	0.295*** (0.008)	0.255*** (0.008)				
1999	0.280*** (0.008)	0.219*** (0.008)	0.275*** (0.009)	0.213*** (0.009)				
2001	0.329*** (0.007)	0.215*** (0.011)	0.328*** (0.008)	0.208*** (0.012)				
2003	0.177*** (0.007)	0.100*** (0.009)	0.174*** (0.008)	0.099*** (0.010)				
2005	0.110*** (0.010)	0.138*** (0.008)	0.119*** (0.008)	0.129*** (0.008)				
2007	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)		0.000 (0.000)				
2001-2007					0.001 (0.007)	-0.055*** (0.007)	0.003 (0.007)	-0.055*** (0.007)
Intercepto	-0.248*** (0.006)	0.019 (0.049)	-0.244*** (0.007)	0.368*** (0.040)	-0.033*** (0.007)	0.306*** (0.053)	-0.031*** (0.008)	0.799*** (0.033)
Efeitos de Coorte	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Observações	1260	1265	1268	1268	1268	1268	1268	1268
Número de grupos			240	240			240	240
R2	0.99	0.99		0.65	0.96	0.98		0.07

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Erros padrão robustos entre parênteses, significância: * 10%; ** 5%; *** 1%.

renda no Brasil e de Barros et alii (2006), quando considerada a queda recente da desigualdade de rendimentos. Desta forma, esta é mais uma evidência de que a queda da desigualdade foi acompanhada por uma maior convergência dos rendimentos no Brasil.

A importância do papel das variáveis de sexo, raça, ano de nascimento e escolaridade sobre a mobilidade é percebida em todas as estimativas.⁸ Grupos homogêneos formados por homens brancos e homens não brancos têm uma maior mobilidade quando comparados aos grupos compostos por mulheres brancas e mulheres não brancas, respectivamente. Pela coorte de nascimento, independente do sexo e da cor, constatou-se que a mobilidade tem beneficiado as gerações mais

⁸ Os resultados para as *dummies* referentes aos grupos homogêneos não são relatados no presente trabalho devido à sua dimensão (288 grupos são considerados), mas eles se encontram disponíveis com os autores para quem os solicitar.

jovens. Por fim, quanto à escolaridade, independente do grupo considerado, a relação entre a mobilidade e os anos de estudo é direta. Grupos mais escolarizados têm uma maior mobilidade quando comparado àqueles com menor nível de instrução.

Os resultados obtidos para o rendimento de todas as fontes são reportados nas tabelas a seguir. De forma geral e menos acentuada, a mobilidade segue a mesma tendência observada para o rendimento do trabalho principal. Embora as transferências apresentem um movimento positivo para a mobilidade, o papel do rendimento-hora do trabalho principal torna-se mais relevante, sobretudo, a partir de 2001, quando é observada no Brasil uma queda da desigualdade de rendimentos.

Neste sentido, fatores como aumento do número de postos de trabalho, com consequente aumento na taxa de ocupação e declínio da taxa de desemprego, e recuperação do salário mínimo, indicam a maior importância do mercado de trabalho do que as transferências governamentais para o comportamento da mobilidade no período.

Tabela 3

Mobilidade absoluta, rendimento de todas as fontes, Brasil, 1993 a 2007

	MQOP		Pseudo-painel	
$\log(y_{t-1})$	0.997***	0.121***	0.997***	0.117***
	(0.00576)	(0.0361)	(0.00595)	(0.0373)
Intercepto	-0.0251	5.001***	-0.0273	5.355***
	(0.0355)	(0.212)	(0.0366)	(0.228)
Efeitos de Coorte	Não	Sim	Não	Sim
Observações	1297	1297	1297	1297
Número de grupos			244	244
R2	0.965			0.009

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Erros padrão robustos entre parênteses, significância:

* 10%; ** 5%; *** 1%.

5. Considerações Finais

Com base nas considerações teóricas sobre a relação entre a mobilidade e a desigualdade e à luz dos resultados obtidos, a distribuição de rendimentos melhorou, entre 1993 e 2007, no Brasil graças ao comportamento na mobilidade. O horizonte temporal em que esta se sustenta e os patamares mais acentuados do que em países como Argentina e México a tornam uma evidência importante.

Os resultados apontam uma considerável mobilidade de rendimentos com a inclusão dos efeitos de coorte. A importância destes efeitos é confirmada pelas

Tabela 4

Mobilidade condicionada, rendimento de todas as fontes, Brasil, 1993 a 2007

	MQOP		Pseudo-painel		MQOP		Pseudo-painel	
$\log(y_{t-1})$	1.009*** (0.003)	0.349*** (0.036)	1.007*** (0.004)	0.322*** (0.039)	0.998*** (0.006)	0.0533 (0.040)	0.998*** (0.006)	0.0528 (0.041)
1995	0.255*** (0.008)	0.262*** (0.007)	0.260*** (0.009)	0.265*** (0.008)				
1997	0.317*** (0.008)	0.290*** (0.008)	0.317*** (0.009)	0.288*** (0.009)				
1999	0.292*** (0.008)	0.250*** (0.008)	0.291*** (0.009)	0.248*** (0.009)				
2001	0.363*** (0.007)	0.253*** (0.010)	0.366*** (0.009)	0.252*** (0.011)				
2003	0.185*** (0.006)	0.138*** (0.009)	0.197*** (0.009)	0.135*** (0.010)				
2005	0.143*** (0.008)	0.173*** (0.008)	0.150*** (0.009)	0.169*** (0.009)				
2007	-	-	-	-				
2001-2007					0.0166** (0.007)	-0.0379*** (0.007)	0.0181** (0.008)	-0.0374*** (0.007)
Intercepto	-0.324*** (0.021)	3.500*** (0.216)	-0.310*** (0.023)	3.909*** (0.241)	-0.0383 (0.035)	5.401*** (0.233)	-0.0413 (0.036)	5.765*** (0.255)
Efeitos de Coorte	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Observações	1290	1296	1297	1297	1297	1297	1297	1297
Número de grupos			244	244			244	244
				0.687				0.031
R2	0.991				0.965			

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Erros padrão robustos entre parênteses, significância: * 10%; ** 5%; *** 1%.

diferenças expressivas nas estimativas da mobilidade, com e sem efeitos de coorte, tanto para o rendimento-hora do trabalho principal quanto para o rendimento de todas as fontes. Embora os efeitos isolados dos atributos que compõem os grupos homogêneos não possam ser destacados no modelo, o papel da coorte na explicação da mobilidade pode ser atribuído ao aumento de escolaridade média da população, especialmente entre os mais jovens, sujeitos de um processo de universalização do ensino. Somando-se a isso, as *dummies* temporais evidenciam claro efeito distributivo a partir de 2001.

Em vista dos resultados encontrados, percebe-se uma relação entre a mobilidade e a queda da desigualdade. Pode-se constatar que a sociedade brasileira esta menos desigual do que no passado e este movimento é sustentado entre 1993 e 2007. A mobilidade contribui para a desconcentração de renda e pode levar o país, no longo prazo, a uma maior equalização dos rendimentos.

Referências bibliográficas

- Antman, F. & McKenzie, D. J. (2005). Earnings mobility and measurement error: A pseudo-panel approach. Policy Research Working Paper 3745, World Bank.
- Baltagi, B. (1995). *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons.
- Barros, R. P., Foguel, M. N., & Ulyssea, G. (2006). Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil. In Barros, R. P., Foguel, M. N., & Ulyssea, G., editors, *Desigualdade de Renda no Brasil: Uma Análise da Queda Recente*, volume 1. IPEA, Brasília.
- Bigard, A., Guillotin, Y., & Lucifora, C. (1998). Earnings mobility: An international comparison of Italy and France. *Review of Income and Wealth*, 44:473–495.
- Browning, M., Deaton, A., & Irish, M. (1985). A profitable approach to labor supply and commodity demand over the life-cycle. *Econometrica*, 53:503–544.
- Buchinsky, M. & Hunt, J. (1999). Wage mobility in the United States. *The Review of Economics and Statistics*, LXXXI:351–368.
- Collado, M. D. (1997). Estimating dynamic models from time series of independent crossections. *Journal of Econometrics*, 82:37–62.
- Corak, M. (2004). Do poor children become poor adults? Lessons for public policy from a cross country comparison of generational earnings mobility. In *Colloque sur le devenir des enfants de familles défavorisées*, France. Disponível em: <http://www.iza.org/en/papers/Corak280904.pdf>. Acesso em: 10 jun. 2009.
- Deaton, A. (1985). Panel data from times series of cross-sections. *Journal of Econometrics*, 30:109–126.
- Deaton, A. (1997). *The Analysis of Household Surveys – A Microeconomic Approach to Development Policy*. The Johns Hopkins University Press, Maryland.
- Dragoset, L. M. & Fields, G. S. (2006). U.S. earnings mobility: Comparing survey-based and administrative-based estimates. WP 2006-55, Ecineq – Society for the Study of Economic Inequality.
- Friedman, M. (1962). *Capitalism and Freedom*. University of Chicago Press, Chicago.
- Gacitua-Marió, E. & Woolcock, M. (2005). Uma avaliação da exclusão social e da mobilidade no Brasil. In Gacitua-Marió, E. & Woolcock, M., editors, *Exclusão Social e Mobilidade no Brasil*. IPEA, Brasília.
- Gittleman, M. & Joyce, M. (1996). Earnings mobility and long-run inequality: An analysis using matched CPS data. *Industrial Relations*, 35:180–196.
- Gottschalk, P. (1997). Inequality, income growth and mobility: The basic facts. *Journal of Economic Perspectives*, 11:21–40.
- Gottschalk, P. & Moffit, R. (1994). The growth of earnings instability in the U.S. labor market. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2:217–272.
- Hirschman, A. (1973). The changing tolerance for income inequality in the course of economic development, with a mathematical appendix by Michael Rothschild. *Quarterly Journal of Economics*, 87:544–566.
- Jarvis, S. & Jenkins, S. P. (1998). How much income mobility is there in Britain? *The Economic Journal*, 108:428–443.
- Lillard, L. & Willis, R. (1978). Dynamics aspects of earnings mobility. *Econometrica*, 46:985–1012.
- McKenzie, D. (2004). Asymptotic theory for heterogeneous dynamic pseudo-panels. *Journal of Econometrics*, 120:235–262.
- Moffit, R. (1993). Identification and estimation of dynamic models with a time series of

- repeated cross-sections. *Journal of Econometrics*, 59:99–124.
- Navarro, A. I. (2006). Estimating income mobility in Argentina with pseudo-panel data. In *LACEA*.
- Ravalion, M. & Lokshin, M. (1999). Who wants to redistribute? Russia's tunnel effect in 1990s. Policy Research Working Paper Series 2150, The World Bank, Washington, DC.
- Ryder, N. B. (1965). The cohort as a concept in the study of social change. *American Sociological Review*, 30:843–861.
- Shorrocks, A. F. (1978). The measurement of mobility. *Econometrica*, 46:1013–24.
- Soares, S., Osorio, R. G., Soares, F. V., Medeiros, M., & Zepeda, E. (2007). Conditional cash transfer in Brazil, Chile and Mexico: Impacts upon inequality. Working Paper 35, International Poverty Center, Brasília, DF.
- Solon, G. (1999). Intergenerational mobility in the labor market. In Ashenfelter, O. & Card, D., editors, *Handbook of Labor Economics*, volume 3A, pages 1761–1800. North-Holland, Amsterdam.
- Solon, G. (2001). Mobility within and between generations. In Welch, F., editor, *The Causes and Consequences of Increasing Inequality*, pages 153–168. University of Chicago Press, Chicago.
- Verbeek, M. & Vella, F. (2005). Estimating dynamic models from repeated cross-sections. *Journal of Econometrics*, 127:83–102.