

MOBILIDADE E DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS NAS ÁREAS RURAIS E URBANAS, BRASIL, 2004-2014

Jady Yumi Kuniwaki Silva

Mestranda do Programa de Pós Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá-Maringá-PR.

Marina Silva da Cunha

Professora Titular do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá-Maringá-PR.

Resumo

Este estudo visa analisar a mobilidade e desigualdade de rendimentos no Brasil e, mais especificamente, em suas áreas urbana e rural, de 2004 até 2014. São utilizadas as informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e a metodologia para dados em painel, em que foram formados grupos por características de sexo, cor/raça, escolaridade e ano de nascimento. Inicialmente, os resultados sugerem redução da desigualdade de rendimentos no período, sendo que no meio rural a desigualdade se encontra em um patamar inferior que no urbano. A estimação da mobilidade de rendimentos indicou existência de mobilidade, principalmente nos modelos incluindo o efeito coorte e nas áreas rurais. Porém, apesar dessa redução ainda persistem desigualdades, indicando a necessidade de políticas públicas que permitam a maior mobilidade e distribuição de rendimentos no país.

Palavras-chave: Mobilidade, desigualdade, rendimento.

Abstract

This study aims to analyze the mobility and income inequality in Brazil and, more specifically, in its urban and rural areas, from 2004 to 2014. The National Household Sample Survey (PNAD) and the panel data methodology are used, in which groups were formed by sex, color/race, schooling and year of birth. Initially, the results suggest a reduction of income inequality in the period, and in rural areas inequality is at a lower level than in urban areas. The estimation of income mobility indicated the existence of mobility, especially in the models including the cohort effect and in rural areas. However, even with this reduction, inequality still exists, indicating the need for public policies that allow greater mobility and income distribution in the country.

Keywords: Mobility, inequality, income.

Área de submissão: Economia Regional e Urbana

Classificação JEL: C01, J31, J62.

1. Introdução

No Brasil, a desigualdade na distribuição de rendimentos tem apresentado redução, principalmente a partir do início dos anos 2000, conforme apontam alguns estudos como Ferreira et al.(2006), Ramos (2007), Cunha (2009) e Barros et al. (2010). Ao considerar o período entre 1993 e 2007, Antigo e Machado (2012), sugerem que a mobilidade de rendimentos contribuiu para este processo de redução da desigualdade, permitindo uma maior equalização e convergência dos rendimentos do trabalho. No entanto, analisando a desigualdade entre meados da primeira década de 2000 e início da década de 2010, Medeiros et al. (2015) afirmam que a desigualdade de rendimentos brasileira ainda persiste, de modo que quase metade de toda a renda no país está concentrada nos 5% mais ricos.

A mobilidade de rendimentos, de acordo com Bradbury (2016), pode ser entendida como o ritmo e o grau com que os rendimentos dos indivíduos ou famílias mudam ao longo do tempo em relação à distribuição geral de renda. Essa mobilidade, conforme Jarvis e Jenkins (1998) e Antman e Mckenzie (2005), pode ser vista também como uma importante medida de igualdade de oportunidades e flexibilidade de uma sociedade.

Segundo a OCDE (1996), Gittleman e Joyce (1996), Gottschalk (1997), Cantó (2000), De Fontenay et al. (2002) e Bradbury (2016), se há queda na desigualdade de rendimentos com elevada mobilidade dos rendimentos, existe maior probabilidade de desconcentração de renda. Ou então, caso haja aumento da desigualdade, a mobilidade de rendimentos pode exercer um papel compensatório. Assim, conforme Jarvis e Jenikins (1998), Ravallion and Lokshin (1999) e Lamman et al. (2016), a existência de certo nível de desigualdade é suportável desde que exista mobilidade de renda nesta sociedade. Além disso, segundo Alves e Martins (2012), a mobilidade do rendimento tem implicações diretas sobre a desigualdade e efeito permanente na distribuição do rendimento.

Barros et al. (1992), Herrera (1999) e Figueiredo (2009) indicam ainda que as flutuações de renda ao longo do ciclo da vida não são mais importantes que a persistência da desigualdade ou seu nível. Ou seja, alterações no nível de rendimento no curto prazo podem não repercutir em mudança da desigualdade no longo prazo. Assim, Gottschalk (1982) indica que a identificação do verdadeiro comportamento dos níveis de renda, se este é baixo de maneira permanente ou transitória, é relevante para que as políticas públicas sejam destinadas adequadamente. Portanto, à medida que a mobilidade torna possível a redução da desigualdade e possivelmente maior distribuição de rendimentos, se torna importante na determinação do bem-estar social.

Neste contexto, o objetivo deste trabalho é analisar a desigualdade de rendimentos no Brasil e sua mobilidade, de 2004 até 2014. Ademais, verificar qual o nível de mobilidade e desigualdade de rendimentos existente, tanto na área urbana e quanto na rural. Dessa forma, a análise do comportamento da mobilidade e da desigualdade na distribuição dos rendimentos permite compreender melhor o mercado de trabalho brasileiro.

Assim, com o intuito de alcançar o objetivo proposto, são utilizados os dados da PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) realizada pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). Com base nesses dados, são construídas as coortes ou grupos homogêneos, e estimados os modelos Mínimos Quadrados Ordinários Ponderados (MQOP) e Pseudo-painel dinâmico, com e sem efeito coorte.

Para Shorrocks (1978) a análise da desigualdade por distribuições estáticas correspondentes a um ponto específico no tempo não fornecem uma representação completa, pois as posições relativas de indivíduos e empresas estão em constante mudança. Assim, a Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) indica que a análise da desigualdade dos rendimentos em diferentes momentos deve ser complementada pela análise longitudinal da mobilidade dos rendimentos (OCDE, 1996). Fields e Puerta (2010), explicam que a vantagem de usar dados em painel é que permite medir até que ponto aqueles indivíduos que inicialmente estavam em vários pontos na escala de renda subiram ou desceram durante diferentes condições macroeconômicas, de modo que os resultados do painel e das análises cross section possivelmente transmitirão impressões qualitativas distintas. Segundo Gottschalk (1997), as medidas de mobilidade, utilizando dados longitudinais, permitem captar como os rendimentos estão correlacionados entre períodos. De modo que sem essas informações, não seria possível identificar exatamente se houve ou não equalização de rendimentos.

A estrutura do trabalho envolve seis seções, além desta introdução. Na segunda seção estão apresentadas algumas evidências sobre a mobilidade de rendimentos, na terceira seção a metodologia, em que constam as informações dos dados e métodos econométricos utilizados; a quarta trata da análise descritiva sobre desigualdade de rendimentos; na quinta seção são apresentados e discutidos os resultados das estimações; e por fim, as considerações finais estão na última seção.

2. Evidências Sobre a Mobilidade de Rendimentos

Na literatura empírica internacional há diversos trabalhos sobre a mobilidade de rendimentos, já para o Brasil, esta análise ainda é pouco difundida. Os estudos da mobilidade tem uma gama diversificada de formas de estimação da mobilidade de rendimentos econômica que permitem diferentes aspectos da mobilidade de rendimento.

Grande parte dos trabalhos foram realizados para os Estados Unidos, como o de Schiller (1977) que analisou a mobilidade de rendimentos para trabalhadores do sexo masculino com e sem divisão por faixas etárias e por brancos e negros, considerando o período de 1957 a 1971 pôde observar que a mobilidade relativa dos rendimentos é extensiva tanto ao longo como dentro das faixas etárias, porém, os trabalhadores negros não compartilham desse padrão geral de mobilidade.

Pode-se citar também estudos como os de Gittleman e Joyce (1996), Gottschalk (1997) e De Fontenay et al. (2002) que utilizam dados do Current Population Survey (CPS) para estudar a mobilidade de rendimentos para os Estados Unidos. Gittleman e Joyce (1996) analisam os padrões de mobilidade de rendimentos em curto prazo para o período de 1967-1991, verificam que a mobilidade de curto prazo mudou pouco, causando desigualdade no curto prazo e levando a desigualdade no longo prazo. Já Gottschalk (1997) ao estudar dois períodos, 1974 a 1975 e 1974 a 1991, observou que a mobilidade é suficientemente alta, de modo que as pessoas não permanecem estagnadas nos níveis de rendimento mais baixo ou mais alto. No entanto, essa mobilidade se mostrou ainda baixa para eliminar os efeitos da desigualdade anual, traduzindo-se em uma desigualdade de rendimentos de forma permanente na análise de longo prazo, assim como afirmado por Gittleman e Joyce (1996). De Fontenay et al. (2002) avalia o nível, a evolução da mobilidade e analisa até que ponto a mobilidade tem compensado a desigualdade entre 1967 e 1998. Verificaram que apesar daqueles com maiores rendimentos sofrerem mobilidade descendente mais intensa do que mobilidade ascendente, compensando a desigualdade na extremidade superior da distribuição, aqueles com os menores salários sofreram significativa mobilidade descendente, reduzindo a compensação total de desigualdade, explicando aumento desta.

Fields e Ok (1999) constataram aumento na mobilidade de renda nos Estados Unidos, entre os anos 1970 e 1980. Além disso, a mobilidade direcional sugeriu que a mudança na mobilidade durante 1969-76 foi expressivamente positiva, enquanto durante 1979-86 foi significativamente negativa. Baseando-se nesse trabalho de Fields e Ok, Van Kerm (2004) analisa a mobilidade comparando os Estados Unidos, a Bélgica e a Alemanha Ocidental, entre 1985 e 1997 e observam que os Estados Unidos estão acima da Alemanha Ocidental e da Bélgica, com maior de mobilidade de renda.

Um estudo do Departamento do Tesouro dos Estados Unidos (2008) constatou que entre os anos de 1996 e 2005 houve mobilidade de renda na economia dos Estados Unidos, com mais da metade dos seus contribuintes tendo a sua faixa de rendimento alterada, cerca de metade daqueles que estavam na faixa de renda mais baixa em 1996 mudaram para um grupo de renda mais alta em 2005. Já os resultados do trabalho de Bradbury (2016), indicam baixa mobilidade para os Estados Unidos entre os anos de 1977 e 2012, e ainda redução especialmente nos períodos próximos à crise internacional de 2008.

Há diversos trabalhos analisando também a mobilidade de rendimentos da Europa. Bager-Sjögren e Klevmarken (1998) estudam a mobilidade seus determinantes na Suécia entre 1985-86 e 1992-93, observaram que aquelas famílias que possuíam imóveis tinham uma chance maior do que outras famílias de aumentar sua posição na distribuição da riqueza, além disso, identificou maior mobilidade na Suécia do que nos Estados Unidos. Bigard et al. (1998) realizaram uma comparação entre a Itália e a França entre os anos de 1974 a 1988, e puderam concluir que a mobilidade de rendimentos observada para os dois países é inferior ao desejável, mas a mobilidade é mais elevada em França do que na Itália. Também analisando a Itália, entre 1993 e 2000, Regoli et al. (2003) examina a relação conjunta entre as variáveis explicativas como gênero, educação, idade, estado no mercado de trabalho, entre outras, e a variável explicada mudança de renda. Os resultados do modelo indicaram que um grande número de crianças no domicílio no ano inicial é a única que está significativamente relacionada a uma mobilidade desfavorável

do rendimento, evidenciando a importância da partilha de recursos no agregado familiar sobre seus rendimentos.

Jarvins e Jenikins (1998) identificam que há mobilidade de renda de um ano para o outro e para todos os grupos de renda na Grã-Bretanha no período entre 1991 a 1994, mas a maior parte dessa mobilidade é apenas no curto prazo. Alves e Martins (2012) verificaram existência de mobilidade substancial entre as várias faixas de rendimento na União Europeia e menor em Portugal entre os anos de 2005 e 2009. Analisando a Espanha entre 1985 e 1992, Cantó (2000) observou tendência crescente da mobilidade entre 1985 e 1991 e uma tendência decrescente para o período 1991-1992, detectou ainda, forte ligação entre a desigualdade de rendimento e sua mobilidade. Van Kerm (2003) mensura a mobilidade da Alemanha entre 1984 e 2000, seus resultados indicaram que a maior parte da mobilidade é causada pelos 10% mais pobres da distribuição inicial, no entanto, o autor argumenta ser necessário realizar mais análises além das medidas consideradas, para que se capte melhor os níveis de mobilidade.

A mobilidade de rendimentos de outros países como da China e do Canadá também foram analisados. No caso da China, Shi et al. (2010) observam que a mobilidade de renda na área rural de 1989 a 2006, seus resultados indicam que os domicílios com renda inicial mais baixa, maior parcela da renda sendo salarial, com maior nível educacional dos membros da família, um maior número de membros do agregado familiar empregados na área não-agrícola e chefes mais jovens são mais móveis. Lamman et al. (2016) realizam estudo para o Canadá para três períodos, sendo entre 1993 a 1998, 1993 a 2003 e 1993 a 2012. Verificaram considerável mobilidade relativa ascendente em todos os períodos de tempo para o Canadá, especialmente para os grupos com menor rendimento. Comparando diversos países, a OCDE (1996) apresentou medidas comparativas de mobilidade para Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Itália, Suécia, Reino Unido e Estados Unidos entre 1986 e 1991; verificou-se em vários aspectos que a mobilidade de rendimentos é bastante semelhante nos países examinados, com cerca de metade dos trabalhadores e deslocando um ou mais quintis de rendimento.

Para a América Latina, podem ser citados estudos como os de Herrera (1999), que analisou a mobilidade de rendimentos para a cidade de Lima, no Peru, entre os anos de 1985 e 1996, verificaram que composição do agregado familiar, a posse de bens e o nível de educação são fatores determinantes na transição dos estados de pobreza e não-pobreza. Antman e McKenzie (2005) realizaram estudo do mobilidade de rendimentos para o México entre os anos de 1987 e 2001, principalmente pelo método de pseudo-painel dinâmico com e sem efeito de cortes, observaram em seus resultados baixa mobilidade absoluta no México, sugerindo que o alto nível de desigualdade encontrado poderá persistir ao longo do tempo, porém, notaram mobilidade condicional alta, mostrando que as famílias são capazes de se recuperar rapidamente de choques de rendimento. Também pelo método de pseudo-painel dinâmico e construindo cortes, Navarro (2006) analisa a mobilidade de rendimentos na Argentina no período de 1985 a 2004, seus resultados sugeriram que há mobilidade de renda de longo prazo na Argentina, indicando convergência da renda.

Outro estudo para Argentina foi feito por Fields e Puerta (2010), que abordam a mobilidade de ganhos na área urbana de 1996 a 2003, observaram que a mobilidade é na maior parte convergente, ou seja, aqueles trabalhadores que ganham menos tem maior mobilidade para rendas mais altas em relação àqueles com maior rendimento inicial. Realizando comparação entre a Argentina, México e Venezuela no período 1996-95 a 2002-03, 1987 a 2002 e 1994-95 a 1999-00, respectivamente, Fields et al. (2007) puderam avaliar pouca mobilidade divergente para o México e a Venezuela e nenhuma no caso da Argentina.

Na literatura de análise da mobilidade de rendimentos para o Brasil pode citar alguns estudos. Barros et al. (1992) analisaram a mobilidade de renda brasileira entre 1981 até 1989, a partir de dados da PNAD e verificaram aumento da mobilidade de renda do Brasil, entre a primeira e segunda metade da década de 1980. Também utilizando a PNAD e realizando estimação por pseudo-painel dinâmico e

Mínimos Quadrados Ordinários Ponderados com e sem efeitos de coortes, Antigo e Machado (2012) consideraram o período de 1993 até 2007 e encontraram melhora na distribuição de rendimentos no Brasil devido ao comportamento na mobilidade. Já Nascimento (2005) faz uso da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) entre 1984 e 2001, faz uma análise da mobilidade dos rendimentos do trabalho no Brasil. Verifica em seus resultados relevantes diferenças nos níveis de mobilidade entre os diversos subgrupos da amostra.

Figueiredo (2010) e Antigo e Machado (2013) analisam a mobilidade intrageracional. Figueiredo (2010) observou, no período de 1995 a 2005, baixa mobilidade intrageracional de renda, sugerindo que sua estrutura social é relativamente rígida, sua análise foi realizada através de dados da PNAD. Assim como Nascimento (2005), Antigo e Machado (2013), também utilizam a PME, nos intervalos de 1992 a 2002 e 2002 a 2009 para seis regiões metropolitanas brasileiras, verificaram que a mobilidade contribui para a redução na desigualdade de renda e sua continuidade no longo prazo, pode promover maior equalização dos rendimentos.

Já Junior e Figueiredo (2009) analisam tanto a mobilidade intrageracional, quanto a intergeracional. Considerando dados da PNAD entre os anos de 1986 a 2005, puderam observar que a mobilidade de renda a região Nordeste é a que apresenta a menor mobilidade de renda e possui maior probabilidade de que os indivíduos permaneçam na menor faixa de renda, sendo que o oposto ocorre nas regiões Sul e Sudeste. Quanto à mobilidade intergeracional relacionada ao aspecto da educação brasileira, observaram que a persistência dos pais analfabetos é mais forte nas regiões menos desenvolvidas, Nordeste e Norte.

Portanto, verifica-se que os estudos sobre mobilidade de rendimentos são realizados para diversos países. As estimações podem demonstrar a existência de mobilidade ou imobilidade, mobilidade ascendente ou descendente, e quais as características sociais, demográficas e econômicas possam vir a interferir. De modo que esses resultados possivelmente auxiliem na construção e implantação de políticas adequadas a cada tipo de situação de mobilidade e desigualdade.

3. Metodologia

3.1 Dados

Para mensurar a mobilidade de rendimentos no Brasil, entre os anos de 2004 e 2014, foi utilizada a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Foi considerado o rendimento-hora do trabalho principal, com o intuito de analisar o comportamento dos rendimentos ganhos apenas com o trabalho, e também o rendimento mensal de todas as fontes, buscando identificar o desempenho da mobilidade de rendimento ao considerar outras fontes de renda.

Dado que a PNAD é uma pesquisa que não acompanha o mesmo indivíduo ao longo do tempo, para analisar a mobilidade de rendimentos foi necessário realizar a formação de grupos homogêneos, isto é, grupos de pessoas com mesmas características, chamadas de coortes. Essas coortes foram acompanhadas em cada um dos anos, de 2004 a 2014. Para construção dos dados referentes ao ano de 2010, ano em que não foi realizada a PNAD, foram consideradas as médias dos rendimentos dos anos de 2009 e 2011.

Desse modo, para o sexo foi considerado homens e mulheres; cor/raça composto por brancos (brancos e amarelos) e não brancos (pretos, pardos e indígenas); escolaridade dividida em seis níveis, analfabetos (com 0 anos de estudo), ensino primário incompleto (1 a 3 anos de estudo), primário completo e fundamental incompleto (4 a 7 anos de estudo), fundamental completo e médio incompleto (8 a 10 anos de estudo), médio completo (11 anos de estudo) e superior completo e incompleto (mais de 12

anos de estudo). Por fim, a formação dos grupos pelo ano de nascimento foi realizada conforme a Tabela 1, em que constam alguns anos estudados.

Tabela 1. Composição dos grupos homogêneos conforme idade, 2004-2014

Ano de nascimento	Idade					
	2004	2006	2008	2010	2012	2014
1939-1942	62-65	64-65				
1943-1946	58-61	60-63	62-65	64-65		
1947-1950	54-57	56-59	58-61	60-63	62-65	64-65
1951-1954	50-53	52-55	54-57	56-59	58-61	60-63
1955-1958	46-49	48-51	50-53	52-55	54-57	56-59
1959-1962	42-45	44-47	46-49	48-51	50-53	52-55
1963-1966	38-41	40-43	42-45	44-47	46-49	48-51
1967-1970	34-37	36-39	38-41	40-43	42-45	44-47
1971-1974	30-33	32-35	34-37	36-39	38-41	40-43
1975-1978	26-29	28-31	30-33	32-35	34-37	36-39
1979-1982		26-27	26-29	28-31	30-33	32-35
1983-1986				26-27	26-29	28-31
1987-1990						26-27

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da PNAD.

Buscando melhores resultados, algumas exclusões da amostra foram realizadas, como aquelas pessoas que não declararam renda ou declararam sendo igual a zero ou foi ignorada; que não declararam, não foi determinada ou foi ignorada alguma característica pessoal como cor/raça, anos de estudo, idade e ano de nascimento; também não foram considerados os pensionistas, empregado doméstico, e parente do empregado doméstico do domicílio. Além dessas exclusões, foram consideradas apenas pessoas com idade entre 26 e 65 anos.

Assim, com a construção das coortes, foram realizadas as regressões econométricas para análise do comportamento da mobilidade de rendimentos entre os anos de 2004 e 2014, no Brasil, meio rural e urbano, utilizando tanto o rendimento-hora do trabalho principal, quanto o rendimento mensal de todas as fontes.

3.2 Métodos

Para este estudo foram utilizados os dados da PNAD e como neste caso não é possível acompanhar o mesmo indivíduo ao longo do tempo, pode-se construir um Pseudo-painel, com base na formação de coortes e a estimativa de relações econômicas baseadas nas médias de coortes em vez de observações individuais. Neste caso, cada indivíduo observado na pesquisa pertence a exatamente uma coorte. Dessa forma, de acordo com Antman e Mackenzie (2005) e Barro e Sala-i-Martin (1999), para se estimar a mobilidade absoluta, tem-se a seguinte equação:¹

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

em que, $\bar{y}_{c(t),t}$ é a média do logaritmo dos rendimentos de todos os indivíduos pertencentes à coorte c no tempo atual t e $\bar{y}_{c(t),t-1}$ a média do logaritmo dos rendimentos de todos os indivíduos pertencentes à coorte c no tempo anterior $t-1$.

Portanto, se β for maior do que 1 ($\beta > 1$) indica que está havendo imobilidade no rendimento médio de cada coorte no período corrente t em relação ao período anterior $t-1$. Por outro lado, caso β seja

¹ Antigo e Machado (2012) fizeram uma análise empírica para o Brasil, seguindo esta metodologia.

menor do que 1 ($\beta < 1$) haveria mobilidade de rendimentos, ou seja, o rendimento médio das coortes que estavam acima da média no período $t-1$ estará menor no período t .

Com a inclusão dos efeitos médios por coorte (efeito coorte), a seguinte equação é empregada:

$$\bar{y}_{c(t),t} = \alpha_c + \beta \bar{y}_{c(t),t-1} + \mu_{c(t),t} \quad (2)$$

Já na mobilidade condicionada, além de considerar o rendimento do período anterior, são incluídas *dummies* temporais como controle, com isto temos:

$$\bar{y}_{c(t),t} = \alpha_c + \beta \bar{y}_{c(t),t-1} + \delta_t d_t + \mu_{c(t),t} \quad (3)$$

Além do estimador de efeitos fixos para β , Antman e McKenzie (2005) argumentam que o método de pseudo-painel dinâmico pode ser usado para estimar consistentemente medidas de mobilidade absoluta e condicional, dado que a construção de um pseudo-painel envolvendo as coortes dentro de cada período de tempo, elimina erro de medição de nível individual. Navarro (2006) expõe também que esse método permite relacionar os rendimentos atuais de cada coorte com os passados, sendo possível analisar sua dinâmica de longo prazo.

Assim, para analisar a mobilidade de rendimentos no Brasil, meio rural e urbano entre os anos de 2004 e 2014 foram utilizados os métodos de MQOP, em que foi considerado como peso o número de indivíduos presentes em cada grupo homogêneo, e o Pseudo-painel dinâmico com e sem efeito coorte. As estimações foram feitas para a média do logaritmo do rendimento das coortes construídas, tanto para o rendimento-hora do trabalho principal quanto o rendimento mensal de todas as fontes, considerando mobilidade absoluta e condicionada. Foram considerados apenas as coortes ou grupos que possuem pelo menos 100 observações. Como alguns grupos não tiveram observação em todos os anos, temos um painel não balanceado.

Para estudar a evolução da desigualdade na distribuição dos rendimentos também são utilizadas estimativas de suas funções densidade de probabilidade, com base no estimador não-paramétrico *Kernel*, conforme DiNardo *et al.* (1995), obtido como segue:

$$\hat{f}(w_0) = \sum_{i=1}^N \frac{\theta_i}{h} K\left(\frac{w_i - w_0}{h}\right) \quad (4)$$

na qual $K(\cdot)$ é denominada de função *Kernel*, N é o tamanho da amostra, θ_i são os pesos, w_0 são os salários amostrais e h é o parâmetro de suavização.

Por fim, ainda foram obtidas algumas medidas de desigualdade para a distribuição dos rendimentos, ou seja, os índices de Gini, T de Theil e L de Theil.² Foi realizada também uma análise das médias de rendimentos por características do indivíduo, como sexo, raça/cor, área de residência (zona rural ou urbana), anos de escolaridade e coorte por ano de nascimento.

4. Análise Descritiva

Buscando compreender o comportamento da distribuição dos rendimentos entre os anos de 2004 e 2014 foi obtida a densidade *Kernel* e calculado os índices de Gini, T de Theil e L de Theil. Os resultados das estimativas das densidades *Kernel* para os anos de 2004 a 2014, no Brasil, meio rural e urbano, estão na Figura 1.

² Para maiores detalhes ver Hoffmann (1998).

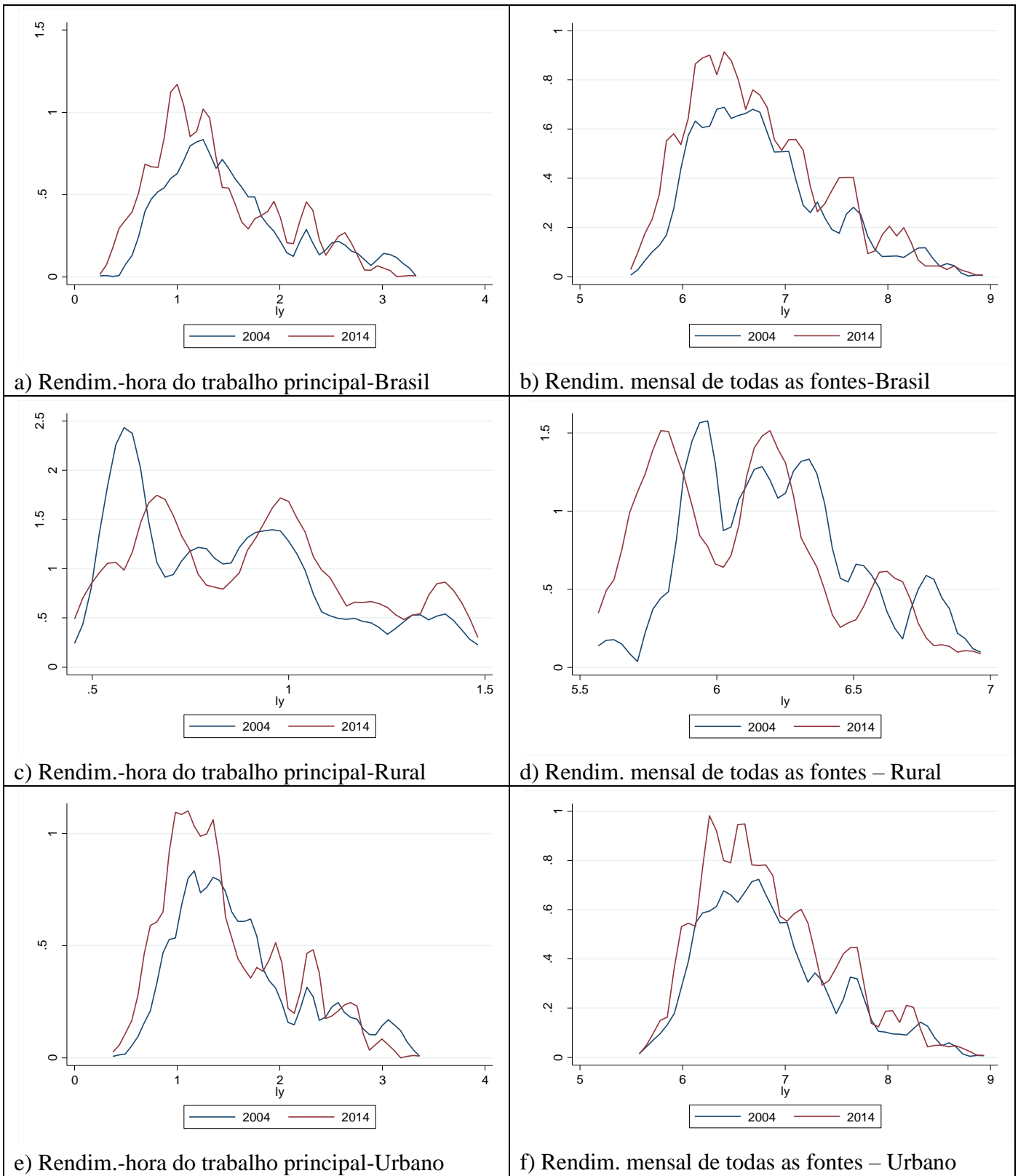


Figura 1. Densidade *Kernel*, Brasil, rural e urbano em 2004 e 2014
 Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da PNAD.

Inicialmente, com relação aos gráficos das densidades *Kernel* tanto do rendimento-hora do trabalho principal e do rendimento mensal todas as fontes, para o Brasil, residentes no meio rural e no urbano nos anos de 2004 e 2014, foi possível verificar algumas semelhanças. Com uma maior densidade dos rendimentos mais baixos e redução da densidade à medida que os rendimentos aumentam. De modo que é crescente inicialmente e decrescente com o aumento do nível de renda, mas decresce de maneira

mais lenta, quando comparado ao crescimento inicial. Indicando existência de desigualdade, pois há poucos ganhando muito e a maior parte possuindo menores rendimentos.

Observa-se também que os rendimentos do Brasil e do meio urbano têm uma distribuição de níveis de rendimento maior, indicando maior desigualdade. Diferentemente do meio rural, que evidencia ter os níveis de rendimento menos distribuídos e, portanto, menor desigualdade.

Os resultados dos cálculos dos índices de Gini, *T* de Theil e *L* de Theil para os anos de 2004 a 2014, seguem na Tabela 2. Ao calcular os Índices de Gini, *T* de Theil e *L* de Theil, tanto para o rendimento-hora do trabalho principal quanto para o rendimento mensal de todas as fontes é possível observar redução da desigualdade em praticamente todos os casos ao longo dos anos de 2004 e 2014.

Tabela 2. Índices de Gini, *T* de Theil e *L* de Theil, Brasil, rural e urbano, 2004-2014

Anos	Gini			<i>T</i> de Theil			<i>L</i> de Theil		
	Brasil	Rural	Urbano	Brasil	Rural	Urbano	Brasil	Rural	Urbano
Rendimento-hora do trabalho principal									
2004	0,228	0,172	0,211	0,081	0,046	0,069	0,082	0,046	0,070
2005	0,217	0,160	0,198	0,073	0,039	0,061	0,074	0,040	0,061
2006	0,202	0,146	0,189	0,064	0,032	0,056	0,064	0,032	0,055
2007	0,187	0,131	0,175	0,055	0,026	0,047	0,054	0,026	0,047
2008	0,183	0,141	0,171	0,052	0,030	0,046	0,052	0,031	0,045
2009	0,177	0,147	0,165	0,048	0,033	0,042	0,048	0,033	0,042
2010	0,164	0,128	0,152	0,041	0,025	0,036	0,041	0,025	0,035
2011	0,151	0,114	0,140	0,035	0,020	0,030	0,035	0,020	0,30
2012	0,147	0,115	0,136	0,033	0,020	0,029	0,033	0,021	0,028
2013	0,141	0,115	0,131	0,031	0,020	0,026	0,030	0,020	0,026
2014	0,134	0,106	0,126	0,028	0,017	0,024	0,027	0,017	0,024
Rendimento mensal de todas as fontes									
2004	0,052	0,027	0,051	0,004	0,001	0,004	0,004	0,001	0,004
2005	0,051	0,026	0,050	0,004	0,001	0,003	0,004	0,001	0,003
2006	0,049	0,025	0,047	0,003	0,001	0,003	0,003	0,001	0,003
2007	0,047	0,025	0,046	0,003	0,001	0,003	0,003	0,000	0,003
2008	0,046	0,026	0,045	0,003	0,001	0,003	0,003	0,001	0,003
2009	0,045	0,028	0,044	0,003	0,001	0,003	0,003	0,001	0,003
2010	0,043	0,025	0,041	0,002	0,000	0,002	0,002	0,000	0,002
2011	0,040	0,024	0,039	0,002	0,000	0,002	0,002	0,000	0,002
2012	0,040	0,023	0,038	0,002	0,000	0,002	0,002	0,000	0,002
2013	0,039	0,024	0,038	0,002	0,000	0,002	0,002	0,000	0,002
2014	0,038	0,026	0,037	0,002	0,000	0,002	0,002	0,000	0,002

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da PNAD.

Os resultados indicaram também que há maior desigualdade no meio urbano e no Brasil em relação ao meio rural. Corroborando com o comportamento encontrado pela densidade *Kernel*, na qual no meio rural se observou uma maior concentração dos rendimentos. Por outro lado, no que se refere ao rendimento-hora do trabalho principal, verifica-se no meio rural, oscilações em todos os índices, com aumento da desigualdade especialmente nos anos de 2008 e 2009, voltando a reduzir nos seguintes anos. No entanto, ao considerar o rendimento de todas as fontes no meio rural houve redução da desigualdade, bem como o Brasil e o meio urbano.

O meio urbano e o Brasil tiveram níveis de desigualdade muito semelhantes, indicando sempre redução da sua desigualdade ao se comparar os anos de 2004 e 2014. Esses resultados são semelhantes ao apresentado por Cunha (2009) que ao analisar a desigualdade e da pobreza no período de 1981 a 2005 verificou redução da desigualdade e da pobreza a partir do ano de 2001 tanto nos domicílios rurais quanto nos urbanos, porém verifica que essa mudança foi maior no meio rural.

5. Resultados e Discussão

Buscando analisar a existência ou não de mobilidade de rendimentos e qual seu grau no Brasil, meio rural e urbano, entre os anos de 2004 e 2014, foram realizadas estimações com a média do logaritmo do rendimento-hora do trabalho principal e do logaritmo do rendimento mensal de todas as fontes para os grupos, considerando tanto mobilidade absoluta, quanto mobilidade condicionada, com os modelos de Mínimos Quadrados Ordinários Ponderados (MQOP) e Pseudo-painel dinâmico, com e sem efeito coorte. Na Tabela 3 constam os resultados da estimativa considerando mobilidade absoluta.

Os resultados indicaram que todos os coeficientes considerando a mobilidade absoluta tanto para o rendimento-hora do trabalho principal quanto para o rendimento mensal de todas as fontes foram estatisticamente significativos e menores que 1 indicando mobilidade de rendimentos. Observa-se que as estimativas com o rendimento mensal de todas as fontes e com o rendimento-hora do trabalho principal, tiveram resultados bastante semelhantes. Os resultados que evidenciam maior mobilidade foram encontrados nas regressões nas quais foi incluído o efeito coorte, de modo que o modelo e Pseudo-painel foi o que demonstrou maior mobilidade.

Para o Brasil, o resultado do modelo de MQOP para ambos tipos de rendimentos considerados indica que aqueles que tinham um rendimento 10% maior em relação à média no ano anterior, apresentam no período corrente um rendimento superior em 9,7% sem inclusão de efeito coorte. Já com a inclusão do efeito grupo há redução do coeficiente, indicando maior mobilidade, dado que com o rendimento mensal de todas as fontes o coeficiente foi de 0,888. Antigo e Machado (2012) ao analisar os anos de 1993 a 2007 obtiveram um coeficiente semelhante de 0,994 sem efeito coorte, por outro lado, com a inclusão do efeito coorte seu coeficiente foi de 0,159, menor comparado ao aqui obtido.

O modelo de Pseudo-painel sem efeito coorte teve resultado similar com o modelo MQOP, mas com a inclusão do efeito grupo apresentou melhores resultados com maior mobilidade de rendimentos, sugerindo que aqueles que tinham um rendimento superior a 10% em relação à média no ano anterior, apresentam no período corrente um rendimento maior em 8,7% quando considerado o rendimento-hora do trabalho principal e 8,6% com o rendimento mensal de todas as fontes. Os resultados da estimação para o meio urbano são semelhantes ao do Brasil, também indicando mobilidade de rendimentos. Assim, foi possível verificar a existência de mobilidade absoluta no Brasil.

Mensurando a mobilidade no México entre 1987 a 2001, Antman e McKenzie (2005), obtém um coeficiente de 0,988 com o pseudo-painel dinâmico sem efeito coorte e de 0,832 com a inclusão desse efeito, esse resultado é, portanto, ligeiramente maior em relação aos aqui apresentados, sugerindo que o Brasil apresenta maior mobilidade do que o México. Já em relação à mobilidade na Argentina, Navarro (2006) também verifica ocorrência de mobilidade entre os anos de 1985 e 2004, com coeficiente de 0,252 sem considerar os efeitos fixos de coortes e 0,245 considerando esses efeitos. Esses resultados indicam maior mobilidade na Argentina em relação ao Brasil, dado aos resultados aqui encontrados.

Para o meio rural, os resultados também evidenciam maior mobilidade ou menor dependência intertemporal. Os resultados dos MQOP com inclusão do efeito coorte para o rendimento-hora do trabalho principal e rendimento mensal de todas as fontes, indicam que os grupos que tinham um rendimento 10% maior em relação a média no ano anterior, tiveram no período corrente um rendimento maior em 8,6% e 9%, respectivamente.

Já o modelo de Pseudo-painel com inclusão do efeito coorte apontou a maior mobilidade de rendimentos no modelo de mobilidade absoluta, sendo que aqueles que ganhavam 10% acima da média no período $t-1$, no período t têm um rendimento maior em 8,4% para o rendimento-hora do trabalho principal e com o rendimento mensal de todas as fontes foi obtido uma estimativa de 8,9% sugerindo mobilidade.

Tabela 3. Mobilidade absoluta, rendimento-hora do trabalho principal e rendimento mensal de todas as fontes, Brasil, rural e urbano, 2004-2014

Variável	Brasil				Rural				Urbano			
	MQOP		Pseudo-painel		MQOP		Pseudo-painel		MQOP		Pseudo-painel	
Rendimento-hora do trabalho principal												
log (y_{t-1})	0,975** (0,088)	0,901** (0,007)	0,973** (0,002)	0,872** (0,009)	0,979** (0,013)	0,864** (0,033)	0,976** (0,013)	0,844** (0,032)	0,974** (0,002)	0,890** (0,016)	0,971** (0,002)	0,871** (0,009)
Intercep.	0,088** (0,038)	0,182** (0,003)	0,091** (0,003)	0,319** (0,066)	0,071** (0,015)	0,019 (0,023)	0,075** (0,015)	0,305** (0,101)	0,094** (0,004)	0,208** (0,007)	0,097** (0,004)	0,333** (0,067)
Efeito Coorte	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Nº obs.	2121	2121	2121	2121	388	388	388	388	2037	2037	2037	2037
Nº grup.		262		262		63		63		252		252
R ²	0,992	0,993	0,989	0,989	0,934	0,942	0,930	0,939	0,991	0,992	0,988	0,988
Rendimento mensal de todas as fontes												
log (y_{t-1})	0,975** (0,002)	0,888** (0,008)	0,970** (0,002)	0,864** (0,009)	0,980** (0,011)	0,908** (0,038)	0,975** (0,012)	0,894** (0,032)	0,974** (0,002)	0,871** (0,008)	0,970** (0,002)	0,851** (0,009)
Intercep.	0,218** (0,014)	0,846** (0,050)	0,248** (0,014)	0,981 (0,082)	0,166* (0,072)	0,705** (0,265)	0,202** (0,079)	0,699** (0,249)	0,227** (0,015)	0,777** (0,052)	0,250** (0,015)	0,899* (0,843)
Efeito Coorte	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Nº obs.	2121	2121	2121	2121	388	388	388	388	2037	2037	2037	2037
Nº grup.		262		262		63		63		252		252
R ²	0,992	0,993	0,990	0,991	0,943	0,950	0,940	0,950	0,992	0,993	0,990	0,991

Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados da PNAD.

Obs.: Os valores entre parênteses são os desvio-padrão.

** Nível de significância de 1%, * nível de significância de 5% e 10%

Portanto, no Brasil e meio rural e urbano, além da redução da desigualdade, conforme visto ao analisar os índices de Gini, T e L de Theil, há também mobilidade de rendimentos entre os anos de 2004 e 2014. Porém, há mobilidade de rendimento levemente mais evidente no meio rural, que apresenta também os menores índices de desigualdade. Esse mesmo comportamento é encontrado por Antman e Mckenzie (2005) que verificam uma mobilidade absoluta maior nas áreas rurais do que nas áreas urbanas.

Na mobilidade condicionada, em que são incluídas na estimação variáveis binárias temporais, foram omitidos os anos de 2004 e 2005. Os resultados da mobilidade condicionada, ao considerar tanto o rendimento-hora do trabalho principal quanto o rendimento mensal de todas as fontes para o Brasil entre os anos de 2004 e 2014 encontram-se na Tabela 4.

Tabela 4. Mobilidade condicionada, rendimento-hora do trabalho principal e rendimento mensal de todas as fontes, Brasil, 2004-2014

Variável	Rendimento-hora do trabalho principal				Rendimento mensal de todas as fontes			
	MQOP		Pseudo-painel		MQOP		Pseudo-painel	
log (y_{t-1})	0,977** (0,002)	0,673** (0,024)	0,974** (0,002)	0,608** (0,018)	0,976** (0,002)	0,689** (0,024)	0,972** (0,002)	0,644** (0,017)
2006	0,016** (0,004)	0,032** (0,004)	0,005 (0,005)	0,026** (0,005)	0,026** (0,004)	0,040** (0,004)	0,197** (0,005)	0,038** (0,005)
2007	-0,007* (0,004)	0,029** (0,005)	-0,007 (0,005)	0,037** (0,005)	-0,015** (0,004)	0,020** (0,005)	-0,019** (0,005)	0,025** (0,005)
2008	-0,044** (0,005)	0,005 (0,006)	-0,054** (0,005)	0,009 (0,006)	-0,026** (0,005)	0,018** (0,006)	-0,034** (0,005)	0,023** (0,006)
2009	-0,017** (0,004)	0,034** (0,006)	-0,022** (0,005)	0,041** (0,006)	-0,015** (0,004)	0,036** (0,006)	-0,018** (0,005)	0,045** (0,006)
2010	0,011** (0,003)	0,073** (0,006)	0,008 (0,005)	0,084** (0,006)	0,003 (0,003)	0,063** (0,006)	-0,000 (0,008)	0,075** (0,006)
2011	0,014** (0,003)	0,093** (0,008)	0,010* (0,005)	0,108** (0,007)	0,005 (0,004)	0,079** (0,007)	-0,000 (0,005)	0,093** (0,007)
2012	0,000 (0,004)	0,098** (0,009)	-0,011* (0,005)	0,110** (0,008)	0,006 (0,005)	0,094** (0,009)	-0,002 (0,005)	0,108** (0,008)
2013	0,007* (0,004)	0,120** (0,0109)	0,001 (0,005)	0,139** (0,009)	-0,005 (0,004)	0,097** (0,010)	-0,014** (0,005)	0,112** (0,008)
2014	-0,027** (0,004)	0,100** (0,012)	-0,029** (0,005)	0,126** (0,009)	-0,017** (0,004)	0,095** (0,011)	-0,023** (0,005)	0,114** (0,009)
Intercep.	0,091** (0,004)	0,605** (0,032)	0,099** (0,05)	0,882** (0,068)	0,212** (0,014)	2,048** (0,145)	0,246** (0,014)	2,227** (0,118)
Efeito Coorte	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Nº Obs.	2121	2121	2121	2121	2121	2121	2121	2121
Nº grup.		262		262		262		262
R ²	0,993	0,995	0,990	0,993	0,993	0,995	0,991	0,993

Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados da PNAD.

Obs.: Os valores entre parênteses são os desvio-padrão.

** Nível de significância de 1%, * nível de significância de 5% e 10%.

As estimativas do rendimento defasado do modelo com mobilidade condicionada considerando foram todas estatisticamente significativas para ambos os tipos de rendimento. Novamente, os menores coeficientes, que sugerem maior mobilidade, foram encontrados ao realizar os modelos que incluem o efeito grupo.

Os resultados do modelo sem inclusão do efeito coorte são semelhantes, indicaram que aqueles que tinham um rendimento que excedia 10% em relação a média no ano anterior, evidenciam no período corrente um rendimento maior em 9,7%. Esses resultados do são bastante similares aos do modelo com mobilidade absoluta.

Demonstrando maior mobilidade o modelo MQOP e Pseudo-painel dinâmico com efeitos coorte sugeriram que aqueles que tinham um rendimento superior 10% em relação a média no ano anterior, apresentam no período corrente um rendimento superior em 6,7% e 6%, respectivamente, quando considerado o rendimento-hora do trabalho principal; e de 6,8% com MQOP e 6,4% do modelo de Pseudo-painel com o rendimento mensal de todas as fontes, sendo que este último foi o maior nível de mobilidade encontrado para o Brasil.

Foi possível verificar, em algumas estimações, redução no logaritmo do rendimento-hora do trabalho principal, principalmente a partir das binárias temporais dos anos de 2008 e 2014. A redução observada em 2008 pode estar relacionada com a crise econômica internacional do período. Por sua vez, a redução de 2014, pode estar relacionada com atual crise brasileira. Esse comportamento dos resultados no período da crise econômica internacional do ano de 2008 foi percebido também por Bradbury (2016) que verificou menor mobilidade ao considerar períodos de crise.

Ainda considerando a mobilidade condicionada com *dummies* para cada ano, foi realizada estimativa também para o meio rural e urbano. Os resultados estão na Figura 2, na qual constam os gráficos com os coeficientes de mobilidade da regressão utilizando o rendimento-hora do trabalho principal e o rendimento mensal de todas as fontes.

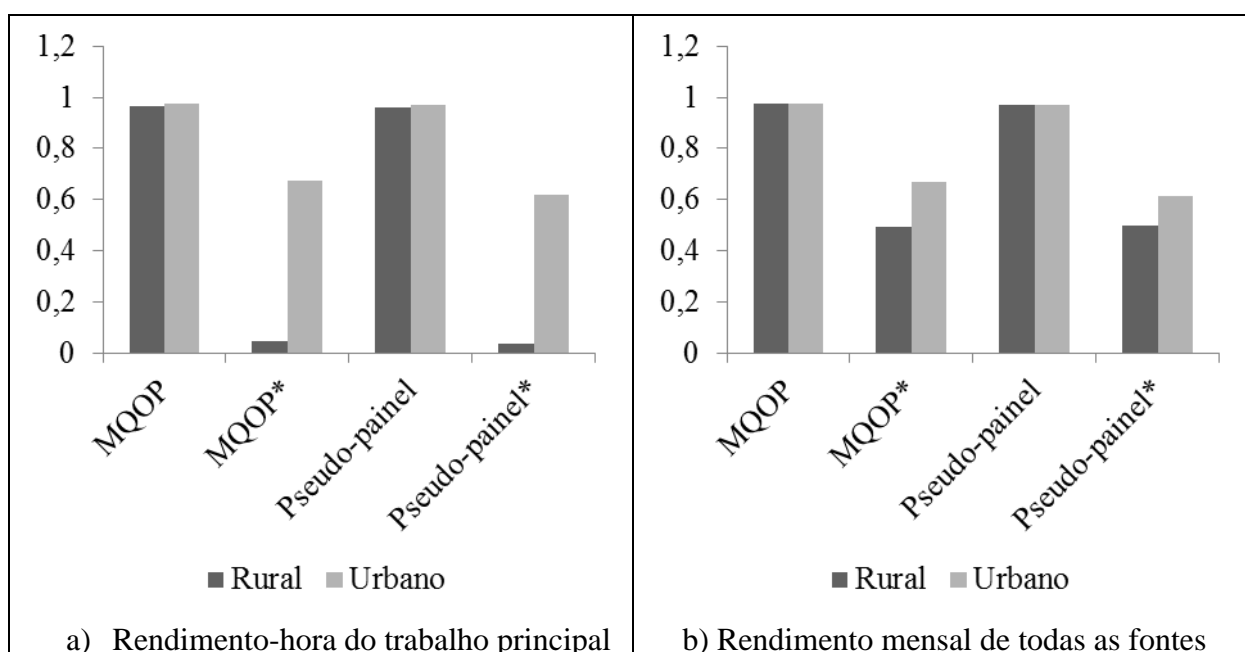


Figura 2. Coeficientes resultantes das regressões com mobilidade condicionada, do rendimento-hora do trabalho principal e rendimento mensal de todas as fontes, rural e urbano, 2004-2014

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da PNAD. Obs.: *Inclusão de efeito coorte no modelo.

Ao analisar a mobilidade condicionada para os meios rural e urbano, verificou-se que todos os coeficientes de mobilidade foram estatisticamente significativos, exceto o MQOP e Pseudo-painel com efeito coorte para o rendimento-hora do trabalho principal. Porém, esses

coeficientes que não foram significativos, são muito próximos de zero, sugerindo, portanto, que não há dependência temporal, ou seja, o rendimento passado não tem influência sobre o rendimento corrente.

Novamente, os modelos que incluem o efeito coorte indicaram menor coeficiente, isto é, maior mobilidade. Tem-se que o meio rural evidenciou maior mobilidade de rendimentos em relação ao meio urbano em todas as estimações da mobilidade condicionada. Quando considerado o rendimento mensal de todas as fontes, observou-se o menor coeficiente evidenciado, de 0,492, com o modelo MQOP e 0,497 com o Pseudo-painel, ambos com inclusão de efeito coorte. Esses resultados indicam que aqueles grupos que tinham rendimento 10% acima da média no período $t-1$, apresentavam um rendimento superior de apenas 4,9% no período t . Mostrando que a além da menor desigualdade presente, a mobilidade é maior no meio rural. Esse resultado indica menor dependência intertemporal e então maior igualdade de rendimentos no longo prazo.

Ademais, a partir da tabela presente no Anexo A, é possível observar o comportamento das médias dos rendimentos dado algumas características específicas dos indivíduos, incluídas na formação dos grupos homogêneos para a análise da mobilidade de rendimentos, ou seja, o sexo, raça/cor, anos de estudo e coortes dos anos de nascimento, para os anos de 2004, 2009 e 2014, além da área de residência (zona rural ou urbana).

Verifica-se que as mulheres possuem uma média de rendimentos menor em relação aos homens nos três anos analisados. Há significativa diferença também em relação à raça/cor e local de residência, com aqueles indivíduos não brancos e residentes na área rural, com média de rendimentos mais baixa em relação aos brancos e àqueles residentes da área urbana. É visível também a relação direta entre anos de escolaridade e média de rendimentos, a média dos rendimentos aumenta quanto maior é o nível de escolaridade, de modo que àqueles que possuem mais de 12 anos de estudo têm seus rendimentos em níveis bem mais elevados comparado aos com menos anos de escolaridade.

No que se refere às médias das coortes, conforme o esperado as coortes mais antigas tem rendimento maior que as mais jovens, o que pode ser observado em cada coluna da Tabela A. Ademais, nota-se também que, em geral, as coortes mais jovens tiveram variação maior nos rendimentos, porém há algumas exceções como os nascidos de 1947 até 1950, que tiveram aumentos expressivos, o que pode ser explicado pelo maior acúmulo de capital humano.

Com isso, pode-se dizer que ainda há desigualdade de rendimentos no Brasil. No entanto, corroborando novamente com o comportamento de redução da desigualdade e do aumento da mobilidade de rendimentos, a análise da variação dessas médias de rendimentos entre 2004 e 2014 indicam comportamento similar, exceto as algumas coortes. Com variação mais alta para características que apresentaram menor rendimento médio (sexo feminino, não branco, residente no meio rural e menos anos de escolaridade) e uma variação mais baixa para aqueles que possuem maior rendimento médio (sexo masculino, branco, residente no meio urbano e com maiores anos de escolaridade).

Dessa forma, verifica-se a presença de mobilidade de rendimento no Brasil, no meio urbano e de maneira mais acentuada no meio rural. O Brasil como um todo, apesar de obter alguns coeficientes de sendo altos, evidenciou, em geral, e principalmente por meio dos modelos que incluem o efeito coorte, existência de mobilidade de renda e também de redução

da desigualdade a partir das mensurações dos índices de desigualdade. Assim, conforme Antigo e Machado (2012), em razão da com a ocorrência dessas duas situações, simultaneamente, há maior equalização de rendimento, do que se eles estivessem ocorrendo em sentidos opostos. Esses resultados são, portanto, positivos, dado que a mobilidade permite no longo prazo maior desconcentração de renda, promovendo desenvolvimento econômico no país.

No entanto, conforme ressaltado por Cunha (2009), apesar da verificação de redução da desigualdade tanto no meio rural quanto urbano, o Brasil ainda apresenta altos níveis de desigualdade, fazendo-se necessário a continuação e ampliação de políticas públicas de transferências de renda. O mesmo é argumentado por Soares *et al.* (2009), que verificou relevância na participação de políticas de transferência de renda na queda da desigualdade do Brasil desde a sua aplicação até os anos de 2004.

Assim, apesar da ocorrência de mobilidade de renda e redução da desigualdade, verifica-se que ambas ainda podem e devem ser melhoradas. Para que haja maior aumento da mobilidade de renda e redução mais ampla da desigualdade é necessário que seja dada devida importância às políticas públicas de distribuição de rendimentos, aos programas de transferências de renda existentes, pois estes evidenciaram ser importantes instrumentos de auxílio à equalização dos rendimentos, com direcionamento correto dessas políticas às características pertencentes aos grupos de menor rendimento.

6. Considerações Finais

Neste trabalho foi analisado o comportamento da mobilidade e desigualdade de rendimentos no período de 2004 a 2014 com base nas informações da PNAD. Inicialmente foram analisadas algumas medidas de desigualdade como a densidade *Kernel* e os índices de Gini, *T* e *L* de Theil. Para a mensuração da mobilidade, foram formados grupos homogêneos de indivíduos com base no sexo, cor/raça, escolaridade e ano de nascimento, os modelos utilizados foram o MQOP e Pseudo-painel dinâmico, ambos com e sem efeitos coorte. A estimação foi realizada tanto para a média do logaritmo do rendimento-hora do trabalho principal, quanto do rendimento mensal de todas as fontes, considerando mobilidade absoluta e a condicionada com inclusão de variáveis binárias temporais.

Por meio dos indicadores de desigualdade foi possível verificar redução da desigualdade. Pôde-se observar também que o meio rural é menos desigual frente ao urbano, considerando a densidade *Kernel* e os menores valores dos índices de desigualdade. Por sua vez, a estimação da mobilidade de rendimentos para o Brasil, meio rural e urbano, apesar de indicar coeficientes altos para alguns modelos, sugeriu principalmente nos modelos onde foram incluídos o efeito coorte, existência de mobilidade de rendimento no país como um todo, mas principalmente no meio rural com os menores coeficientes e, portanto, maior mobilidade.

Portanto, foi possível observar melhoria na desigualdade e na mobilidade de rendimentos no país, especialmente na área rural. Porém, analisa-se que ambos os fatores não estão nos patamares ideais para uma efetiva equalização de rendimentos. Desse modo, evidencia-se a relevância da realização ou ampliação de políticas públicas de distribuição de rendimentos e programas de transferências de renda. Para que tanto a desigualdade quanto a mobilidade de rendimentos possam melhorar de maneira contínua.

Referências

Alves, N.; Martins, C. Mobilidade e desigualdade do rendimento na União Européia e em Portugal. *Boletim Económico*, Banco de Portugal, p. 61-75, 2012.

Antigo, M. F.; Machado, A. F. Mobilidade e Desigualdade de Rendimentos no Brasil: Uma Análise a Partir de Dados *Cross Section* de 1993 a 2007. *Revista Economia*, Brasília (DF), v.13, n.2, p.327–344, mai.-ago. 2012.

Antigo, M. F.; Machado, A. F. Mobilidade intrageracional de rendimentos no Brasil. *Revista de Economia Política*, v. 33, n. 1 (130), p. 166-178, jan.-mar. 2013.

Antman, F.; McKenzie, D. J. Earnings mobility and measurement error: a pseudo-panel approach. *Policy Research Working Paper*, Washington (DC): World Bank, n. 3745, 2005.

Bager-Sjögren, L.; Klevmarcken, N. A. Inequality and Mobility of Wealth in Sweden: 1983/84-1992/93. *Review of Income and Wealth*. series 44, n. 4, p. 473-495, dez. 1998.

Barro, R. J.; Sala-i-Martin, X. *Economic Growth*. The MIT Press: Cambridge, MA, 1999.

Barros, R.; Ramos, L.; Reis, J. G. A. *Mobilidade de Renda no Brasil: 1981/1989*. Brasília (DF): IPEA. Texto para discussão 280, out. 1992.

Barros, R.; Carvalho, M.; Franco, S.; Mendonça, R. *Determinantes da queda na desigualdade de renda no Brasil*. Brasília (DF): IPEA. Texto para discussão 1460, jan. 2010.

Bigard, A.; Guillotin, Y.; Lucifora, C. Earnings mobility: an international comparison of Italy and France. *Review of Income and Wealth*, v. 44, n. 4, p. 473-495, dez. 1998.

Bradbury, K. Levels and Trends in the Income Mobility of U.S. Families, 1977–2012. *Working Paper*, Boston: Federal Reserve Bank of Boston, n. 16-8, 2016.

Cantó, O. Income mobility in Spain: how much is there? *Review of Income and Wealth*, v. 46, n. 1, p. 85-102, mar. 2000.

Cunha, M. S. Desigualdade e Pobreza nos Domicílios Rurais e Urbanos no Brasil, 1981-2005. *Revista Econômica do Nordeste*. Fortaleza, v. 40, n. 1, p. 9-30, jan.-mar. 2009.

De Fontenay, C.; Gørgens, T.; Liu, H. The role of mobility in offsetting inequality: a nonparametric exploration of the CPS. *Review of Income and Wealth*. series 48, n. 3, p. 347-370, set. 2002.

Department of the Theasury (United States). *Income Mobility in the U.S. from 1996 to 2005*. 2008.

DiNardo, J.; Fortín, N. M.; Lemieux, T. Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semi-parametric approach. *National Bureau of Economic Research*, n. 5093, abr. 1995.

Ferreira, S. G.; Veloso, F. A. Intergenerational Mobility of Wages in Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 26, n. 2, p. 181–211, nov. 2006.

- Fields, G. S.; Duval-Hernández, R.; Freije, S.; Puerta, M. L. S. Earnings Mobility in Argentina, Mexico, and Venezuela: Testing the Divergence of Earnings and the Symmetry of Mobility Hypotheses. *IZA Discussion Papers*, n. 3184, nov. 2007
- Fields, G. S.; Ok, E. A. Measuring movement of incomes. *Economica*, v. 66, p. 455-471, 1999
- Fields, G. S.; Puerta, M. L. S. Earnings Mobility in Times of Growth and Decline: Argentina from 1996 to 2003. *World Development*, v. 38, n. 6, p. 870–880, 2010.
- Figueiredo, E. A. O impacto da mobilidade de renda sobre o bem-estar econômico no Brasil. *Economia Aplicada*, v. 13, n. 3, p. 475-486, 2009.
- Figueiredo, E. A. Mobilidade intrageracional de renda no Brasil. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 20, n. 3, p. 427-455, set.-dez. 2010.
- Gittleman, M.; Joyce, M. Earnings mobility and long-run inequality: An analysis using matched CPS data. *Industrial Relations*, v. 35, n. 2, p. 180–196, abr. 1996.
- Gottschalk, P. Earnings Mobility: Permanent Change or Transitory Fluctuations? *The Review of Economics and Statistics*, v. 64, n. 3, p. 450-456, ago. 1982.
- Gottschalk, P. Inequality, Income Growth and Mobility: The Basic Facts. *Journal of Economic Perspectives*, v. 11, n. 2, p. 21–40, 1997.
- Herrera, J. Ajuste económico, desigualdad, y movilidad. In: *Pobreza y economía social: Análisis de una encuesta (ENNIV- 1997)*, Webb, R.; Ventocilla, M. (Org.): USAID, Instituto Cuantó, UNICEF, 1999.
- Hoffmann, R. Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1979/97 e a influência da inflação e do salário mínimo. *Economia e Sociedade*, n. 11, p. 199–221, 1998.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios*. Rio de Janeiro: IBGE, 2004-2014.
- IPEADATA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 07 mar. 2017.
- Jarvis, S.; Jenkins, S. P. How much income mobility is there in Britain? *The Economic Journal*, 108:428–443, 1998.
- Junior, J. L. S. N.; Figueiredo, E. A. Distribuição de capital humano e desigualdade de renda: mobilidade intergeracional educacional e mobilidade de renda no Brasil. *Economia e Desenvolvimento*, Recife, v. 8, n.1, 2009.
- Lamman, C.; Veldhuis, N.; Palacios, M.; MacIntyre, H. *Measuring Income Mobility in Canada, 2016*. Fraser Institute, abr. 2016.
- Medeiros, M.; Souza, P. H. G. F.; Castro, F. A. A estabilidade da desigualdade de renda no Brasil, 2006 a 2012: estimativa com dados do imposto de renda e pesquisas domiciliares. *Ciência & Saúde Coletiva*, 20(4), p. 971-986, 2015.

Nascimento, M. A. *Medidas e Determinantes da Mobilidade dos Rendimentos do Trabalho no Brasil*. 2005. 95 f. Dissertação (Mestrado) - Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2005

Navarro, A. I. Estimating income mobility in Argentina with pseudo-panel data. In: *LACEA*, 2006.

OCDE. Earnings inequality, low-paid employment and earnings mobility. In: *Employment Outlook*. OCDE, Paris, p. 59-108, 1996.

Ramos, L. A desigualdade de rendimentos do trabalho no período pós-real: o papel da escolaridade e do desemprego. *Economia Aplicada*, São Paulo, v. 11, n. 2, p. 281-301, abr.-jun. 2007.

Ravalion, M.; Lokshin, M. Who wants to redistribute? Russia's tunnel effect in 1990s. *Policy Research Working Paper*, The World Bank, Washington (DC), v. 2150, jul. 1999.

Regoli, A.; Quintano, C.; Castellano, R. Income mobility in Italy. *The Second Annual Conference-Hawaii International Conference on Statistics and Related Field*, jun. 2003.

Schiller, B. R. Relative Earnings Mobility in the United States. *The American Economic Review*, v. 67, n. 5, p. 926-941, dez. 1977.

Shi, X.; Liu, X.; Nuetah, A.; Xin, X. Determinants of Household Income Mobility in Rural China. *China & World Economy*, v. 18, n. 2, p. 41-59, 2010.

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

Soares, S.; Osório, R. G.; Soares, F. V.; Medeiros, M.; Zepeda, E. Conditional cash transfer in Brazil, Chile and Mexico: Impacts upon inequality. *Estudios Económicos*, México (DF), p. 207-224, 2009.

Van Kerm, P. On the magnitude of income mobility in Germany. *Journal of Applied Social Science Studies*, v. 123, n. 1, p. 15-26, 2003.

Van Kerm, Philippe. What lies behind income mobility? Reranking and distributional change in Belgium, Western Germany and the USA. *Economica*, v.71, p.223-239, 2004.

Anexo A - Média dos rendimentos por características individuais em reais (R\$, valores de 2014), para os anos de 2004, 2009 e 2014

Variáveis	Rendimento-hora do trabalho principal				Rendimento mensal de todas as fontes			
	2004	2009	2014	Δ 04-14 (%)	2004	2009	2014	Δ 04-14 (%)
Sexo								
Feminino	7,27	8,69	11,88	63,41	1229,47	1462,46	1740,65	41,58
Masculino	8,82	10,26	14,04	59,18	1700,37	1987,02	2240,79	31,78
Raça/cor								
Não-branco	5,71	7,14	10,33	80,91	1047,80	1309,77	1563,45	49,21
Branco	10,65	12,43	16,65	59,18	1968,70	2290,76	2615,18	32,84
Residência								
Zona Rural	4,02	5,04	6,99	73,88	817,82	969,95	1181,13	44,42
Zona Urbana	8,83	10,26	13,89	57,30	1617,73	1881,40	2133,69	31,89
Anos de Escolaridade								
0 anos	2,86	3,79	6,89	140,91	557,66	716,93	960,18	72,18
1 a 3 anos	3,71	4,33	5,80	56,33	706,21	836,93	1019,45	44,36
4 a 7 anos	4,88	5,52	7,49	53,48	927,33	1047,59	1263,98	36,30
8 a 10 anos	5,95	6,73	8,93	50,08	1138,2	1263,28	1428,28	25,49
11 anos	8,83	9,04	11,40	29,11	1611,9	1679,40	1754,86	8,87
> 12 anos	22,76	22,64	26,70	17,31	4091,5	4055,08	4003,29	-2,16
Coortes								
1939-1942	8,41	-	-	-	1858,97	-	-	-
1943-1946	8,14	11,03	-	-	1785,34	2645,35	-	-
1947-1950	9,20	11,36	17,55	90,76	1888,56	2362,99	3002,79	59,00
1951-1954	9,95	11,39	14,74	48,14	1893,68	2258,36	2647,54	39,81
1955-1958	9,37	11,14	14,29	52,51	1772,29	2171,88	2344,10	32,26
1959-1962	9,08	11,33	15,15	66,85	1647,49	2034,65	2330,97	41,49
1963-1966	8,70	10,34	14,16	62,76	1544,85	1869,10	2204,36	42,69
1967-1970	7,69	9,72	13,91	80,88	1394,80	1705,28	2086,94	49,62
1971-1974	7,23	9,05	13,46	86,17	1278,60	1618,34	2007,17	56,98
1975-1978	6,30	8,43	12,16	93,02	1059,34	1531,56	1948,27	83,91
1979-1982	-	7,84	12,24	-	-	1383,20	1904,75	-
1983-1986	-	7,01	11,96	-	-	1203,92	1686,40	-
1987-1990	-	-	9,97	-	-	-	1512,71	-

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da PNAD.