

DECOMPOSIÇÃO DA RENDA DOMICILIAR: UMA ANÁLISE REGIONAL

Decomposition of household income: a regional analysis

Maria Renata Bezerra Melo

Doutoranda em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (PIMES/UFPE). Mestre em Economia pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB). renatamufc@gmail.com

Paulo Aguiar do Monte

Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba (UFPB). Pós-doutorado pela University of Cambridge/UK. Doutor em Economia pelo PIMES/UFPE. pauloaguiardomonte@gmail.com

Resumo: Este artigo tem o objetivo de analisar a evolução da desigualdade de renda nas macrorregiões brasileiras através da decomposição do índice de Gini em parcelas do rendimento. Utilizando como fonte de dados a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), de 2004 a 2012, os resultados encontrados indicam que as mudanças ocorridas nas rendas oriundas do trabalho do homem, previdência pública e do trabalho da mulher foram as grandes responsáveis pela queda da desigualdade nas regiões Sudeste, Sul e Centro-oeste do país. Por sua vez, nas regiões Norte e Nordeste, a renda advinda do Programa Bolsa Família teve um papel crucial, principalmente através do efeito-composição.

Palavras-chave: Desigualdade de Renda; Distribuição de Renda; Índice de Gini; Decomposição da Renda.

Abstract: This article aimed to evaluate the evolution of income inequality in Brazilian regions through the decomposition of the Gini index on elements of income. Using as a data source the National Household Sample Survey (PNAD), 2004-2012, the results indicate that changes in incomes from man's work, public welfare and women's work were largely responsible for the decline in inequality in the Southeast, South and Center-West of Brazil. In turn, the North and Northeast regions, income arising from the Bolsa Família Program played a crucial role, especially through the composition effect.

Keywords: Income Inequality; Income Distribution; Gini index; Decomposition of Income.

Classificação JEL: O15, D31, D33.

1 INTRODUÇÃO

A renda domiciliar é proveniente de várias fontes. Verificar a participação e a concentração de cada uma dessas fontes na renda domiciliar *per capita* ajuda a entender a importância que cada uma tem na disparidade de renda do país em um determinado momento no tempo. Realizando esta análise para vários anos, é possível ainda avaliar a contribuição de cada uma das fontes na evolução da desigualdade de renda. Tendo em vista que o Brasil tem dimensões continentais e que cada região tem suas peculiaridades, é imprescindível que se analise para compreender a origem da desigualdade de renda a nível regional. O estudo das causas das desigualdades é crucial dada a relevância que um país igualitário tem para um crescimento econômico de longo prazo.

Há anos o Brasil possui um dos mais elevados índices de concentração de renda do mundo (BARROS; MENDONÇA, 1995; HOFFMANN, 2000). Apesar da melhora recente representada pela queda do índice de Gini de 0,594, em 2001, para 0,527 em 2011, a economia do País ainda está localizada entre as doze mais desiguais do mundo. Este resultado é apontado como a principal causa da deterioração de alguns indicadores socioeconômicos e uma das razões para a geração dos significativos indicadores de pobreza no País (CASTRO, 2006).

É bem verdade que após um período de expansão da desigualdade de renda (1987-1989), o Brasil passou a apresentar uma trajetória de declínio, de forma mais contínua a partir do início dos anos 2000 (HOFFMANN, 2006; BARROS; CARVALHO; FRANCO, 2007; HOFFMANN; NEY, 2008; CACCIAMALI; CAMILLO, 2009; SOARES et al., 2010; SOUZA, 2013). A justificativa para essa trajetória de queda na desigualdade de renda pode ser atribuída a múltiplos fatores, dentre os quais, três em especial merecem destaque: i) a melhoria da conjuntura econômica vivenciada pelo país, retratada no aumento do salário mínimo acima da inflação, o que proporcionou ganhos reais aos trabalhadores, principalmente os que se situam no ramo inferior da distribuição salarial (BARROS, 2007; FIRPO; REIS, 2007; SABOIA, 2007); ii) a importância das transferências públicas de renda, incluindo nesta categoria as pensões e aposentadorias públicas, o Benefício

de Prestação Continuada (BPC) e os benefícios do Programa Bolsa Família e similares (SOARES et al., 2010; SOUZA, 2013), e; iii) as mudanças observadas na distribuição de rendimentos do trabalho (BARROS; CARVALHO; FRANCO, 2007; HOFFMANN, 2005, 2006; SOARES, 2006; SOARES et al., 2006).

Em relação aos rendimentos do trabalho, as contribuições do homem e da mulher para a redução da desigualdade apresentam percentuais distintos. Hoffman e Leone (2004) constataram que houve crescente inserção da mulher no mercado de trabalho e da sua contribuição para a renda familiar até o início da década de 2000. Portanto, entende-se como relevante fazer a desagregação da renda do trabalho entre gêneros para continuar investigando se houve mudança na contribuição do rendimento do trabalho das mulheres na composição da renda domiciliar e o seu impacto sobre a desigualdade da renda domiciliar *per capita* no Brasil e nas suas macrorregiões no período atual.

Considerando-se o contexto econômico de redução da desigualdade de renda, o objetivo deste artigo é investigar a evolução recente da decomposição da renda domiciliar no Brasil, em nível macrorregional. Desta forma, procurar-se-á desagregar os componentes da renda *per capita* no intuito de verificar a evolução e a contribuição das diversas fontes de rendimentos sobre a redução da disparidade de renda nas regiões do Brasil, em especial, a contribuição da renda do trabalho do homem e da mulher separadamente. É importante destacar o aspecto inovador do artigo ao propor uma investigação acerca da contribuição das diversas fontes de renda para a desigualdade no âmbito regional no País.

Os dados utilizados advêm da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), de 2004 a 2012, exceto para o ano 2010 (ano do Censo Demográfico). As metodologias utilizadas referem-se à decomposição do índice de Gini em parcelas do rendimento proposta por Pyatt, Chen e Fei (1980) e da decomposição da variação do índice em efeito-composição e efeito-concentração desenvolvida por Hoffmann (2006) e Soares (2006), a partir da decomposição proposta por Shorrocks (1982).

Além desta breve introdução, o artigo possui cinco seções adicionais. A segunda seção aborda, de forma resumida, a contextualização histórica

da desigualdade de renda no Brasil. A terceira reporta-se à metodologia e à base de dados utilizada. A quarta seção analisa os resultados obtidos da decomposição da renda em nível regional. Por fim, a última seção é destinada à conclusão do trabalho.

2 A DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL: FATOS ESTILIZADOS

Esta seção traz um breve resumo do contexto histórico de formação e ampliação da desigualdade de renda no Brasil. Elucidar este processo é importante para a compreensão das causas da existência de tanta disparidade de renda entre as regiões.

As razões da concentração de riqueza e renda no Brasil são as mais diversas e remontam ao passado colonial e escravocrata do País, quando a concentração da posse da terra, desde o início da colonização, representava a base do poder econômico que persistiu até as primeiras décadas do século XX, refletindo-se na estrutura de poder político concentrado, autoritário e paternalista, a qual se manteve de forma persistente no Brasil até a Segunda Grande Guerra¹. Em seguida, outro momento histórico concentrador de renda no País surgiu com o chamado Processo de Industrialização por Substituição de Importações (PSI), que também acabou ampliando a concentração de renda e riqueza na medida em que foram adotadas tecnologias mais intensivas no fator capital em um país onde a intensidade relativa da mão de obra é superior à do capital. Desta maneira, a absorção e a remuneração da mão de obra foram substancialmente inferiores àquela dos detentores do capital (CASTRO, 2006).

Nos anos setenta, o Brasil apresentou período de crescimento econômico acelerado, com expansão do processo de industrialização e urbanização (Milagre Econômico). Nesta década, argumentava-se que o crescimento econômico gerado em um primeiro momento teria sua riqueza, oriunda desse crescimento, distribuída para a população, acarretando o benefício social e econômico para todos. Todavia, o que se percebeu foi a ampliação da concentração de renda já existente no País.

Os resultados desses modelos de desenvolvimento ocorridos no Brasil desencadearam um

intenso debate sobre as principais causas que motivaram o aumento da desigualdade. Langoni (1973) é um dos precursores na abordagem das possíveis causas da acentuada desigualdade de renda no país, cujo estudo integra a versão oficial sobre a ampliação da desigualdade de renda no Brasil dos governos Médici (1969-75) e Geisel (1975-79), apontando o efeito de dois mecanismos para explicar o aumento no grau de desigualdade. O primeiro mecanismo refere-se às mudanças na composição da força de trabalho enquanto o segundo mecanismo faz referência ao crescimento da demanda por mão de obra mais qualificada (ao longo do processo de crescimento econômico) que, aliado à oferta inelástica de mão de obra qualificada, teria provocado um desequilíbrio no mercado de trabalho. Estes fatos ampliaram os diferenciais de salários a favor da mão de obra qualificada, principalmente no meio urbano e na região sudeste do país.

Fishlow (1972) também figura entre os primeiros a tentar explicar a concentração de renda ocorrida entre 1960 e 1970, todavia com uma visão diferente. Para o autor, o aumento da desigualdade de renda ocorreu devido a fatores estruturais e à condução da política econômica do período. Para Fishlow (1972), o aumento na desigualdade educacional simboliza uma das evidências mais significativas das mudanças de fatores estruturais na piora da desigualdade. Seus argumentos se baseiam no desenho institucional do sistema educacional brasileiro que privilegiava o acesso à educação dos grupos de renda mais elevada e com pais mais bem educados. Como consequência, poderia estar se dando maior capacidade de pressão a esses mesmos grupos, isto é, a variável educação, nesse caso, não será a causa e sim um reflexo da concentração prévia dos altos níveis educacionais prevaletentes nesse grupo. Sobre a condução da política econômica, Fishlow (1972) afirma que as políticas fiscais e a concessão de incentivos fiscais para investimentos no mercado de capital e em regiões e setores específicos estariam aumentando a desigualdade na medida em que estariam beneficiando os grupos de renda mais elevada.

Na década dos anos setenta, a permanência de altas taxas de crescimento econômico e a expansão do emprego urbano permitiram ganhos reais para todos os estratos de renda, sobretudo para os grupos mais elevados, provocando continuidade

¹ Para maiores detalhes ver Cacciamali (2002).

na tendência concentradora, no entanto, um pouco menor do que na década anterior. Por sua vez, nos anos oitenta, a inflação e a dívida externa fizeram parte do debate econômico sobre as causas da desigualdade no Brasil perder relativa importância, reaparecendo apenas no final da década. No entanto, as consequências desse conturbado período da economia brasileira foram sentidas principalmente pelos mais pobres que não possuíam mecanismos para se proteger do processo de estagflação. (CACCIAMALI, 2002; CASTRO, 2006).

Os anos noventa foram caracterizados pela estabilização dos preços (Plano Real) que favoreceu estratos mais pobres da população no que concerne à ampliação do poder de compra de suas rendas. No entanto, o processo de abertura econômica e o ambiente de maior competitividade geraram resultados ambíguos para as camadas mais pobres da população. Segundo Cacciamali (2002), na medida em que o processo de abertura comercial reduziu as margens de lucro e o nível de preços em geral, especialmente dos bens industrializados, houve ganho para essa camada da população, mas, por outro lado, os ganhos de produtividade levaram a maiores taxas de desemprego e de subemprego, fazendo com que a apropriação dos grupos mais pobres na renda nacional não se alterasse de forma significativa.

Os efeitos da desigualdade da distribuição da educação sobre a distribuição salarial e de renda também foram evidenciados na literatura. Estudos como os de Barros e Mendonça (1995) e de Hoffmann (2000) assinalam que o Brasil é um dos países com maior grau de desigualdade em educação do mundo e apresenta elevada sensibilidade dos salários ao nível educacional do trabalhador. De forma similar, Ferreira (2000) e Ramos e Vieira (2000) identificaram a escolaridade como o principal fator determinante da desigualdade na década de 1990, por gerar diferenças de produtividade entre os indivíduos que perduram todo o seu ciclo de vida.

Dada a contextualização histórica da desigualdade de rendimentos no País, fica evidente a importância do estudo da decomposição da renda domiciliar para tentar entender a contribuição das diversas fontes de renda na recente redução da disparidade da renda domiciliar *per capita*.

3 METODOLOGIA

O presente artigo se enquadra na área de Economia Regional e a metodologia empírica adotada teve como base os artigos de Pyatt, Chen e Fei (1980), Hoffmann (2006) e Soares (2006). O primeiro artigo aborda a metodologia de decomposição do índice de Gini em parcelas do rendimento enquanto os dois últimos decompõem a variação do índice de Gini em dois efeitos, efeito-composição e efeito-concentração, a partir da decomposição proposta por Shorrocks (1982).

Antes de expor a metodologia de decomposição do índice de Gini, será apresentada a base de dados e o tratamento ao qual a mesma foi submetida através do software Stata.

3.1 Base de dados

A base de dados do estudo advém da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), de 2004 a 2012 – exceto para 2010 devido à realização do Censo Demográfico. Dado que a PNAD é uma pesquisa anual com desenho de amostragem complexa, torna-se necessário conhecer o estrato e a unidade primária amostral (PSU) onde se localiza o domicílio da amostra. Assim, foi possível não somente estimar os índices de concentração (estimativas de ponto), como também os intervalos de confiança para os indicadores.

Para a formação da amostra, foi necessária a adoção de alguns critérios metodológicos. Inicialmente, para a construção dos domicílios foram considerados todos os chefes de domicílio com exceção dos pensionistas, das empregadas domésticas e de seus parentes, enquanto para o cálculo da renda domiciliar *per capita*, considerou-se a soma dos rendimentos mensais de todas as fontes, de pessoas de 10 anos ou mais de idade no domicílio, divididas pelo número de componentes do domicílio. Ademais, ressalta-se que foram considerados apenas os domicílios com renda domiciliar *per capita* maior que zero e que todos os cálculos foram feitos usando os pesos das pessoas fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Para o cálculo da decomposição do índice de Gini, a renda domiciliar *per capita* foi decomposta em seis categorias, apresentadas no Quadro 1 a seguir.

Quadro 1 – Descrição das categorias da renda domiciliar

Variáveis	Descrição
Trabalho do homem	Rendimento de todos os trabalhos do homem
Trabalho da mulher	Rendimento de todos os trabalhos da mulher
Previdência pública	Rendimento da previdência pública (aposentadorias e pensões) e Benefício de Prestação Continuada (BPC)
Previdência privada	Rendimento da previdência privada (aposentadorias e pensões privadas)
Bolsa Família	Renda do Programa Bolsa Família (PBF) ²
Outras rendas	Soma proveniente do abono de permanência, alugueis, doações de outro domicílio e demais rendas (não referentes à renda oriunda do Programa Bolsa Família nem da previdência pública, via BPC)

Fonte: Elaborado pelos autores/elaboração própria.

3.2 Decomposição do índice de Gini, efeito-concentração e efeito-composição

O índice de Gini é um instrumento que mede a desigualdade na distribuição de renda. Seu valor pode variar de 0 a 1, onde 0 (zero) representa a situação em que todos têm a mesma renda (situação de igualdade) e 1 (um) configura a circunstância na qual uma única pessoa detém toda a riqueza.

O índice de Gini possui o benefício de ser facilmente decomposto conforme a fonte de renda. Desta forma, o índice pode ser visto como uma soma ponderada dos coeficientes de concentração de cada parcela da renda, cujos pesos de ponderação são os próprios pesos de cada fonte de renda na renda total (ARAÚJO, 2010).

Tendo como base a decomposição proposta por Pyatt, Chen e Fei (1980), suponha que seja o rendimento domiciliar *per capita* da *i*-ésima pessoa em uma população de *n* pessoas, de maneira que seja formado por *h* parcelas não negativas de renda em um total de parcelas, temos que:

$$y_i = \sum_{h=1}^k y_{hi} \quad (1)$$

Onde, $y_1 < y_2 < \dots < y_n$. Portanto, *i* é a posição de ordem do rendimento y_i . Assumindo que μ seja a

média de y_i e μ_h a média da *h*-ésima parcela de y_i , então, a participação de μ_h na renda total é:

$$\varphi_h = \frac{\mu_h}{\mu} \quad (2)$$

Logo, o índice de Gini pode ser interpretado como uma média ponderada dos índices de concentração das *k* parcelas da renda, o que significa dizer que o índice pode ser decomposto em *k* parcelas do rendimento:

$$G = \sum_{h=1}^k \varphi_h C_h \quad (3)$$

Supondo que a decomposição do índice de Gini seja feita em dois períodos diferentes ($G_1 = \sum_{h=1}^k \varphi_{1h} C_{1h}$, no tempo um e $G_2 = \sum_{h=1}^k \varphi_{2h} C_{2h}$, no tempo dois), após manipulação algébrica, tem-se que $\Delta G = \sum_{h=1}^k (C_{2h} \Delta \varphi_h + \varphi_{1h} \Delta C_h)$ ou $\Delta G = \sum_{h=1}^k (C_{1h} \Delta \varphi_h + \varphi_{2h} \Delta C_h)$. Para não ter que escolher arbitrariamente entre uma das alternativas, utiliza-se a média aritmética das duas:

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k (C_h^* \Delta \varphi_h + \varphi_h^* \Delta C_h) \quad (4)$$

Onde, $C_h^* = \frac{1}{2} (C_{1h} + C_{2h})$, $\varphi_h^* = \frac{1}{2} (\varphi_{1h} + \varphi_{2h})$, $\Delta \varphi_h = \varphi_{2h} - \varphi_{1h}$ e $\Delta C_h = C_{2h} - C_{1h}$. A expressão (4) indica que o aumento na participação de uma parcela do rendimento ($\Delta \varphi_h > 0$) só contribui para reduzir o índice de Gini se o respectivo índice de concentração (C_h^*) for negativo, isto é, se a renda for detida predominantemente pelos mais pobres. Chamando de G^* a média dos índices de Gini nos dois anos, então:

$$\sum_{h=1}^k G^* \Delta \varphi_h = G^* \sum_{h=1}^k (\varphi_{2h} - \varphi_{1h}) = 0 \quad (5)$$

Subtraindo (5) do segundo membro de (4), obtém-se:

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k [(C_h^* - G^*) \Delta \varphi_h + \varphi_h^* \Delta C_h] \quad (6)$$

A expressão (6) faz mais sentido em termos econômicos do que a (4), pois, nela, a contribuição para diminuir o índice de Gini, quando há um

2 Foram considerados domicílios beneficiários do PBF todos aqueles cuja soma da variável V1273 dos seus membros – depois de subtrair o BPC – era maior do que 0 e menor ou igual ao valor máximo pago pelo PBF a cada ano (SOARES et al., 2010; SOUZA, 2013). De 2004 a 2006, o valor máximo foi de R\$ 155,00, o que corresponde à soma de todas as transferências existentes naquele momento. Em 2007, 2008 e 2009, o máximo foi de R\$ 172,00, R\$ 182,00 e R\$ 200,00, respectivamente. Em 2011 e 2012, o teto passou a ser de R\$ 306,00.

aumento da participação de uma parcela da renda ($\Delta\varphi_h > 0$), dependerá do índice de concentração dessa parcela ser menor do que o índice de Gini ($C_h^* < G^*$). Neste caso, diz-se que a h-ésima parcela da renda é progressiva, isto é, contribui para reduzir o grau de desigualdade da distribuição da renda. No caso de o índice de cConcentração de uma parcela for maior que o índice de Gini ($C_h^* < G^*$), diz-se que esta parcela é regressiva e contribui para acentuar o grau de desigualdade da renda.

Assumindo a equação (6) como a decomposição da mudança no índice de Gini, a contribuição total da h-ésima parcela do rendimento para essa mudança é:

$$(\Delta G)_h = (C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h + \varphi_h^*\Delta C_h \quad (7)$$

Conforme Soares (2006) é possível decompor a mudança no índice de Gini segundo um efeito associado à mudança no peso de cada parcela na renda (efeito-composição) e um efeito associado à mudança nos índices de concentração (efeito-concentração). Assim, o efeito-composição da h-ésima parcela será enquanto o efeito-composição total será. Por sua vez, o efeito-concentração da h-ésima parcela poderá ser definido como enquanto o efeito-concentração total será .

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

4.1 Estatística descritiva da amostra e decomposição do índice de Gini

O primeiro passo da análise é descrever a amostra no referente às suas principais características estatísticas (média, desvio-padrão, mínimo e máximo) relacionadas a cada uma das categorias componentes da renda domiciliar *per capita* (renda do trabalho do homem, renda do trabalho da mulher, previdência pública, previdência privada, PBF e outras rendas) para os anos de 2004 a 2012, conforme pode ser visualizado na Tabela 1.

Tendo como base a Tabela 1 e fazendo uma leitura por componente de renda, pode-se observar que a média da renda *per capita* do trabalho do homem é superior à oriunda do trabalho da mulher, embora esta última tenha apresentado uma tendência de crescimento ao longo do período, passando de R\$ 28,83 (em 2004) para R\$ 83,85 (em 2012). A média da renda *per capita* da previdência pública também apresentou trajetória crescente, passando de R\$ 28,81 (em 2004) para R\$ 75,48 (em 2012), enquanto que as médias dos rendimentos advindos da previdência privada, Bolsa Família e de outras rendas foram baixas no período, variando de R\$ 2,08, R\$ 0,58 e R\$ 5,03 (em 2004) para R\$ 4,13, R\$ 2,08 e R\$ 9,51(em 2012), respectivamente. Sobre os valores mínimos e máximos observados, o cenário permanece igual ao observado na média, com os homens apresentando valores superiores ao das mulheres (máximo de R\$ 175.000,00, em 2012, contra R\$ 125.000,00, em 2011, das mulheres).

Tabela 1 – Estatística descritiva das rendas *per capita* utilizadas (em R\$). Brasil, 2004-2012

Estatísticas	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012
Trabalho do Homem								
Média	61,15	67,59	84,65	93,81	96,44	112,95	138,34	161,79
Desvio-padrão	293,37	324,99	399,87	434,19	485,11	520,64	602,50	973,12
Mínimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Máximo	46.000,00	50.000,00	60.000,00	60.000,00	85.000,00	75.000,00	100.000,00	175.000,00
Trabalho da Mulher								
Média	28,83	32,66	42,43	46,78	48,75	57,79	74,51	83,85
Desvio-padrão	166,78	208,16	283,00	258,65	287,66	337,71	474,88	432,07
Mínimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Máximo	13.100,00	24.000,00	100.000,00	50.000,00	31.000,00	93.333,00	125.000,00	73.333,00

Estatísticas	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012
Previdência Pública								
Média	28,81	32,05	38,99	42,85	45,83	55,33	66,47	75,48
Desvio-padrão	205,44	195,42	221,94	248,45	285,67	305,16	360,10	372,25
Mínimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Máximo	20.000,00	11.600,00	23.000,00	23.200,00	27.000,00	25.000,00	26.300,00	25.500,00
Previdência Privada								
Estatísticas	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012
Média	2,08	2,57	2,79	3,02	2,72	3,38	3,82	4,13
Desvio-padrão	60,83	61,73	61,66	71,12	56,60	76,14	87,68	101,66
Mínimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Máximo	12.000,00	9.643,00	16.000,00	12.000,00	9.000,00	15.000,00	19.000,00	20.000,00
Bolsa Família								
Média	0,58	0,56	0,83	0,73	1,15	1,20	1,78	2,08
Desvio-padrão	3,51	3,55	4,35	4,19	5,54	6,12	8,12	9,43
Mínimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Máximo	150,00	150,00	151,00	170,00	166,00	200,00	300,00	300,00
Outras Rendas								
Média	5,03	5,98	7,05	5,78	6,47	6,71	6,10	9,51
Desvio-padrão	92,30	102,74	120,01	97,70	132,25	113,20	123,83	490,19
Mínimo	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Máximo	15.000,00	14.750,00	23.000,00	20.000,00	40.030,00	50.000,00	18.700,00	150.000,00

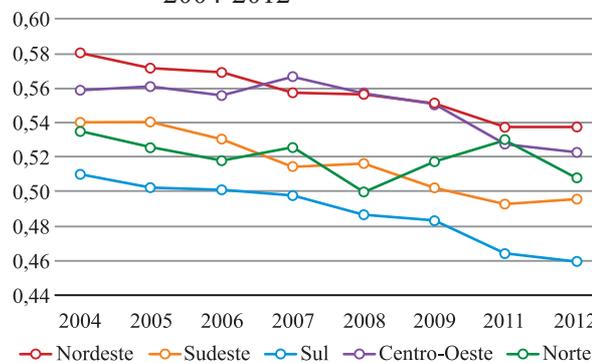
Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da PNAD.

As pesquisas empíricas comprovam que, apesar de o Brasil apresentar um dos mais elevados índices de desigualdade do mundo, nos últimos anos têm sido observado uma reversão desta tendência e que este comportamento está associado às mudanças na participação e na concentração de cada componente na renda domiciliar (HOFFMANN, 2006; SOARES, 2006; SOUZA, 2013). Dada a dimensão continental e a disparidade regional observada no Brasil, as análises a seguir serão feitas com o intuito de investigar a contribuição das parcelas da renda domiciliar para a redução da desigualdade de renda no âmbito regional.

O passo seguinte teve como objetivo decompor o índice de Gini para as macrorregiões brasileiras. O Gráfico 1, a seguir, apresenta a evolução do índice de Gini segundo as macrorregiões brasileiras, no período de 2004 a 2012³. Através desse gráfico é possível perceber a tendência de redução da desigualdade da renda domiciliar *per capita* em todas as regiões brasileiras. A análise inter-regional mostra que a região Nordeste é a mais desigual, com a curva que representa a

evolução da concentração situando-se acima de todas as outras em quase todos os períodos, com exceção de 2007 e 2008, quando a região Centro-oeste atingiu valores maiores. As regiões sudeste e norte revezaram-se em terceiro lugar, com destaque para o ano de 2011 cuja concentração na região Norte ultrapassou até mesmo a da região Centro-oeste. Por fim, a desigualdade observada na região Sul foi a menor dentre todas as regiões, apresentando queda contínua desde 2004 e atingindo o seu menor índice, 0,4597.

Gráfico 1 – Índice de Gini. Regiões do Brasil, 2004-2012



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

3 Os valores dos índices de Gini para cada macrorregião brasileira, com seus respectivos erros-padrão, estão expostos no Apêndice A.

Em seguida, buscou-se analisar a evolução da participação de cada componente na renda domiciliar *per capita* segundo as regiões do Brasil. Os resultados estão contidos da Tabela 2 onde é possível observar que a renda proveniente do trabalho do homem é a parcela que tem a maior participação na renda domiciliar *per capita* em todas as regiões. Entretanto, deve-se destacar que este componente regrediu sua participação em todas as regiões brasileiras (4,31%, no Nordeste, 1,96% no Sudeste, 7,25% no Sul, 2,83% no Centro-Oeste e 9,78% na região Norte). Em segundo lugar, ficou a renda do trabalho da mulher, cuja trajetória observada ao longo dos anos foi de crescimento relativo de sua participação em todas as regiões, variando de 6,03% (Centro-oeste) a 13,55% (Norte). Estes resultados corroboram os achados de Hoffmann e Leone (2004) que, com metodologia similar, no entanto, abrangendo o País como um todo e um período diferente (1981- 2002), afirmam que houve diminuição da participação dos rendimentos do trabalho do homem (de 69,6%, em 1981, para 53,6%, em 2002) em detrimento de aumento da participação da renda do trabalho da mulher (de 15,7%, em 1981, para 23,8%, em 2002).

No que se refere aos componentes da previdência pública, o Nordeste foi a região que apresentou a maior participação (22,91% em média

no período), ao passo que nas outras regiões variou, em média, de 19,31% (Sudeste) a 13,00% (Norte). Destaca-se, ainda, que todas as regiões apresentaram crescimento relativo deste componente de renda na ordem de 0,24% (Nordeste), 16,41% (Sul), 6,97% (Centro-oeste) e 19,49% (Norte), exceto a região Sudeste que reduziu 9,92%.

Sobre as componentes previdência privada e outras rendas percebe-se sua pequena participação relativa na renda do domicílio, tendo ainda reduzido a sua contribuição em todas as regiões no período analisado. Por sua vez, a parcela do Programa Bolsa Família aumentou na ordem de 33,62% no Brasil, com média de participação na renda do domicílio de 0,75%. Analisando no âmbito regional, a região Nordeste foi a que apresentou a maior participação em todos os anos (média de 2,13%) seguida da região Norte, com média de 1,37%, bastante superior aos índices verificados nas regiões Sudeste, Sul e Centro-oeste, com média de 0,31%, 0,32% e 0,46%, nesta ordem. Em termos de crescimento da participação do Programa Bolsa Família na renda domiciliar, os resultados ratificam a sua importância nas regiões Norte e Nordeste visto que as mesmas apresentaram uma variação positiva de 142,28% e 57,13%, respectivamente.

Tabela 2 – Participação dos componentes (ϕ_h) na renda domiciliar *per capita* (%). Regiões do Brasil, 2004-2012

Comportamento/Ano	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012
Nordeste								
Trabalho do homem	48,77	48,49	47,67	48,25	48,41	47,06	46,79	46,67
Trabalho da mulher	22,28	23,05	24,04	23,08	23,81	23,29	24,37	24,24
Previdência pública	23,05	22,62	22,40	23,06	21,94	23,83	23,26	23,10
Previdência privada	1,45	1,51	1,10	1,47	1,20	1,23	1,19	1,19
Bolsa Família	1,72	1,53	2,05	1,92	2,11	2,30	2,72	2,70
Outras rendas	2,74	2,80	2,74	2,22	2,54	2,29	1,67	2,10
Sudeste								
Trabalho do homem	50,57	49,96	51,06	51,80	50,38	50,55	51,28	51,56
Trabalho da mulher	23,96	23,69	24,87	25,65	25,20	26,04	26,69	26,40
Previdência pública	20,17	20,32	18,82	18,62	20,04	19,62	18,69	18,17
Previdência privada	1,65	1,98	1,70	1,43	1,35	1,39	1,26	1,17
Bolsa Família	0,28	0,23	0,32	0,23	0,33	0,32	0,41	0,38
Outras rendas	3,36	3,82	3,23	2,27	2,70	2,09	1,68	2,32
Sul								
Trabalho do homem	54,91	52,90	51,82	52,77	51,32	52,14	51,72	50,93
Trabalho da mulher	23,03	23,66	24,11	24,03	25,73	24,62	25,77	26,11
Previdência pública	16,46	17,80	18,17	18,12	17,96	18,88	18,84	19,16
Previdência privada	1,79	1,76	1,44	1,36	1,36	1,21	1,19	1,07

Comportamento/Ano	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012
Bolsa Família	0,34	0,28	0,35	0,27	0,30	0,31	0,39	0,35
Outras rendas	3,47	3,60	4,10	3,46	3,33	2,84	2,09	2,38
Centro-oeste								
Trabalho do homem	55,88	55,89	54,80	55,67	53,94	54,79	55,38	54,29
Trabalho da mulher	25,98	25,78	25,82	26,19	26,60	26,25	27,45	27,54
Previdência pública	12,58	13,34	13,88	12,96	14,61	14,08	13,70	13,45
Previdência privada	1,39	1,52	1,33	1,64	1,27	1,38	1,08	1,22
Bolsa Família	0,50	0,29	0,64	0,27	0,39	0,48	0,57	0,51
Outras rendas	3,68	3,19	3,54	3,28	3,20	3,01	1,83	2,98
Norte								
Trabalho do homem	60,27	58,29	57,61	56,96	57,67	56,22	54,95	54,38
Trabalho da mulher	23,04	23,87	24,54	26,06	24,57	25,74	26,17	26,16
Previdência pública	12,03	12,79	12,32	12,65	13,09	13,12	13,63	14,38
Previdência privada	1,15	1,12	1,38	1,18	1,16	0,98	1,09	0,72
Bolsa Família	0,82	0,84	1,22	1,12	1,47	1,49	2,03	2,00
Outras rendas	2,68	3,08	2,92	2,03	2,04	2,45	2,13	2,37

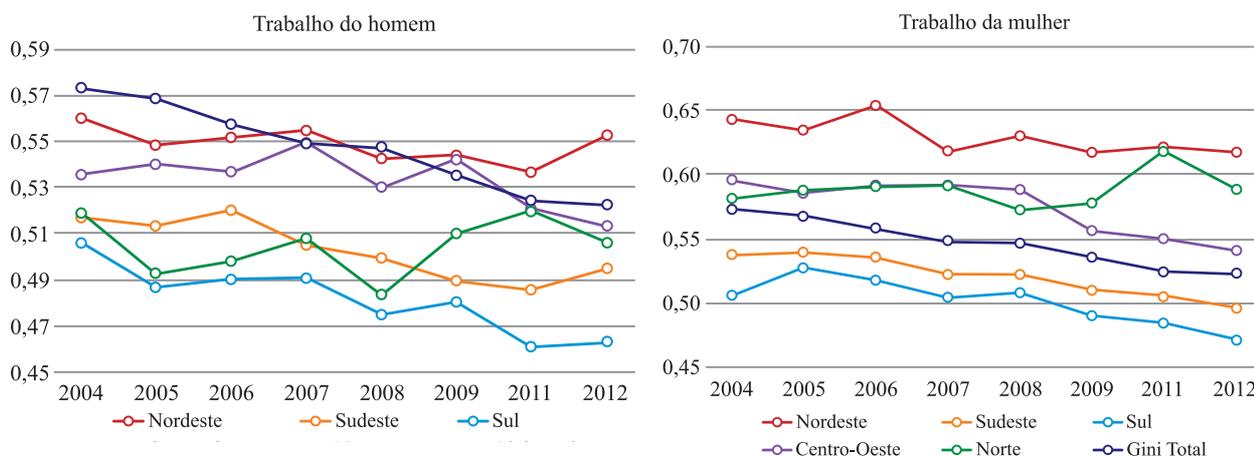
Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da PNAD.

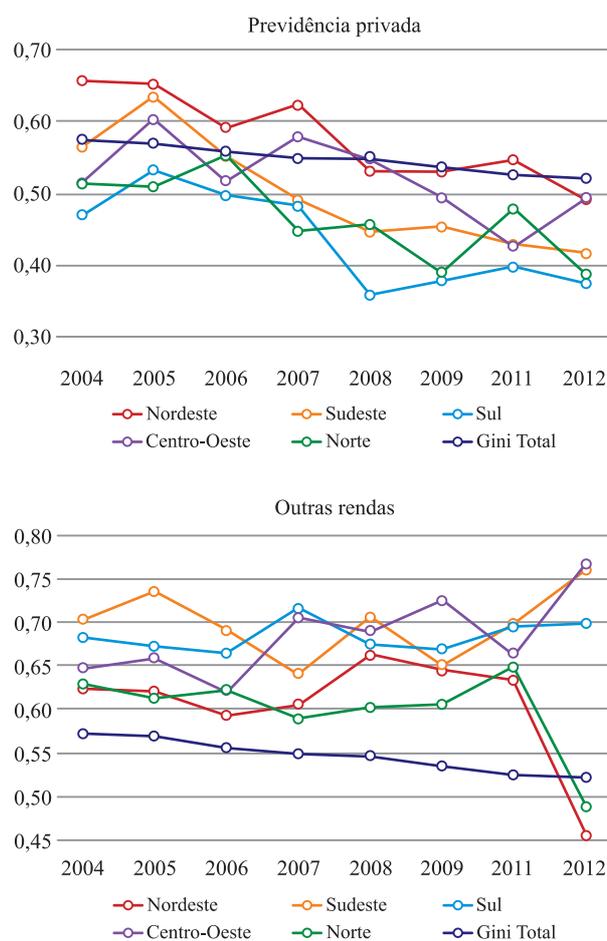
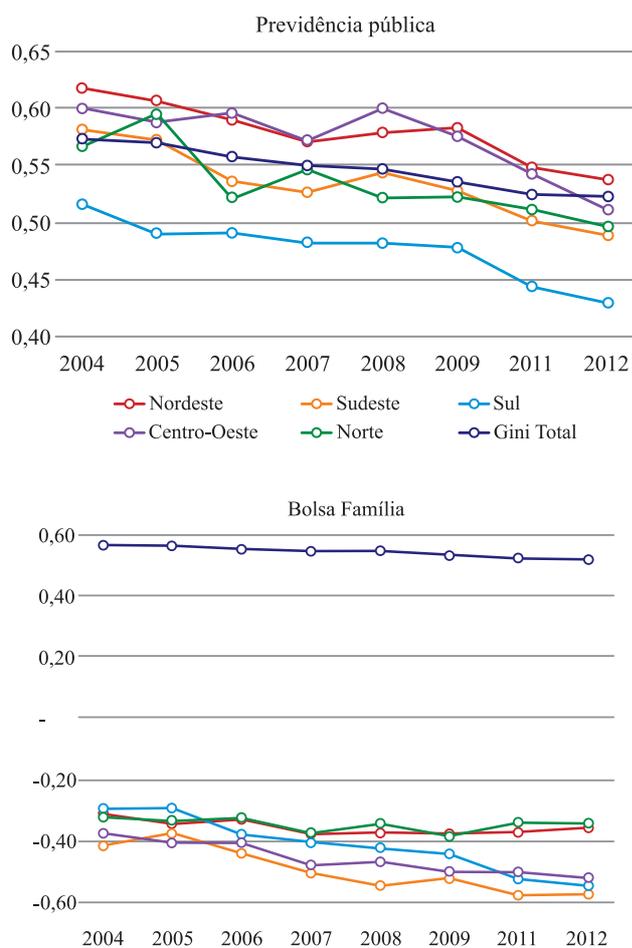
4.2 Evolução da desigualdade dos componentes da renda domiciliar *per capita*

Para analisar a evolução da desigualdade dos componentes da renda domiciliar *per capita*, deve-se observar se o índice de concentração de um componente de renda é maior que o índice de Gini total pois, assim, pode-se concluir que ele tem um caráter regressivo, ou seja, que ele contribui para ampliar a desigualdade de renda. Caso contrário,

se o índice de concentração da componente for menor do que o índice de Gini total, diz-se que o componente tem um caráter progressivo. Para avaliar como varia a progressividade ou regressividade de cada componente, segundo cada região, o Gráfico 2 e a Tabela 3 expõem a evolução dos índices de concentração (C_h) de cada componente da renda domiciliar *per capita*, segundo as macrorregiões do Brasil.

Gráfico 2 – Evolução dos índices de concentração (C_h) das componentes da renda domiciliar *per capita*. Regiões do Brasil, 2004-2012





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

Os resultados mostram que a parcela renda do trabalho do homem se apresenta com caráter pouco progressivo nas regiões Sul, Sudeste e Norte, enquanto que nas regiões Nordeste e Centro-oeste o seu comportamento apresentou momentos abaixo e acima do índice de Gini, impossibilitando uma conclusão mais acerca de sua progressividade ou regressividade. Por sua vez, a renda do trabalho da mulher revela-se pouco progressiva no Sul e Sudeste, e pouco regressiva no Nordeste, Centro-oeste e no Norte. Sobre as componentes previdência pública e previdência privada, o Gráfico 2 mostra o comportamento pouco progressivo da previdência pública no Sul e Norte (com exceção do ano de 2005) e pouco regressivo no Nordeste e no Centro-oeste. Já no Sudeste, apresenta-se com caráter pouco progressivo na maior parte do tempo, exceto no ano de 2005, no qual se mostra com caráter pouco regressivo. Sobre a componente previdência privada, sua trajetória apresenta-se pouco progressiva nas regiões Sul, Norte e Sudeste (com exceção do ano de 2005) e Centro-oeste (com exceção dos anos de 2005 e 2007). No Nordeste, a

evolução do índice de concentração da previdência privada não apresenta um comportamento único, visto que em alguns momentos a concentração é maior que o índice de Gini (2004 a 2007 e 2011) e, em outros momentos, é menor (2008, 2009 e 2012), impossibilitando, assim, sua classificação em regressiva ou progressiva durante o período.

A parcela do Programa Bolsa Família é a única em que todos os índices de concentração estão notavelmente abaixo do índice de Gini, ou seja, que tem caráter progressivo. Já a componente outras rendas – que inclui a renda de aluguéis, doações, abonos, juros e dividendos – está acima do índice de Gini em todas as regiões, exceto pelo ano de 2012, no qual as regiões Norte e Nordeste manifestam uma queda brusca. Este resultado implica dizer que esta renda contribui de maneira significativa para ampliar a desigualdade, isto é, que tem caráter regressivo.

A Tabela 3, por sua vez, apresenta os valores dos índices de concentração dos componentes da renda domiciliar *per capita* por região que foram utilizados para a construção do Gráfico 2. Nesta, é

importante reforçar o comportamento observado em dois componentes, principalmente: 1. A evolução dos índices de concentração dos rendimentos do trabalho do homem mostra uma redução de seus valores em todas as regiões, indicando que esse rendimento tornou-se menos concentrado. De forma similar, as parcelas previdência pública e

previdência privada também apresentaram reduções da concentração no período, apesar de alguns anos apresentarem aumentos; 2. O sinal negativo e a forte desconcentração observada na parcela da renda proveniente do Programa Bolsa Família em todas as regiões, indica que este pode ser um fator de extrema importância para a redução da desigualdade de renda.

Tabela 3 – Índices de concentração () das componentes da renda domiciliar *per capita*. Regiões do Brasil, 2004-2012

Comportamento/Ano	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012
Nordeste								
Trabalho do homem	0,5603	0,5482	0,5521	0,5549	0,5430	0,5444	0,5370	0,5528
Trabalho da mulher	0,6432	0,6354	0,6547	0,6176	0,6319	0,6168	0,6234	0,6180
Previdência pública	0,6181	0,6059	0,5899	0,5705	0,5790	0,5832	0,5479	0,5369
Previdência privada	0,6555	0,6542	0,5921	0,6227	0,5313	0,5304	0,5452	0,4868
Bolsa Família	-0,3075	-0,3442	-0,3260	-0,3833	-0,3666	-0,3780	-0,3678	-0,3564
Outras rendas	0,6231	0,6220	0,5937	0,6066	0,6656	0,6456	0,6347	0,4562
Sudeste								
Trabalho do homem	0,5171	0,5135	0,5202	0,5050	0,4996	0,4892	0,4857	0,4948
Trabalho da mulher	0,5376	0,5396	0,5362	0,5225	0,5227	0,5109	0,5062	0,4971
Previdência pública	0,5826	0,5721	0,5361	0,5267	0,5436	0,5284	0,5012	0,4890
Previdência privada	0,5660	0,6367	0,5492	0,4908	0,4485	0,4556	0,4296	0,4180
Bolsa Família	-0,4085	-0,3730	-0,4406	-0,5063	-0,5435	-0,5162	-0,5783	-0,5737
Outras rendas	0,7047	0,7364	0,6906	0,6405	0,7076	0,6528	0,7014	0,7622
Sul								
Trabalho do homem	0,5059	0,4865	0,4904	0,4912	0,4743	0,4802	0,4607	0,4631
Trabalho da mulher	0,5058	0,5281	0,5175	0,5049	0,5086	0,4901	0,4848	0,4712
Previdência pública	0,5149	0,4905	0,4899	0,4824	0,4814	0,4775	0,4431	0,4281
Previdência privada	0,4700	0,5330	0,4953	0,4838	0,3563	0,3795	0,3991	0,3724
Bolsa Família	-0,2950	-0,2922	-0,3816	-0,4035	-0,4223	-0,4416	-0,5261	-0,5432
Outras rendas	0,6822	0,6735	0,6665	0,7167	0,6756	0,6702	0,6968	0,7005
Centro-oeste								
Trabalho do homem	0,5352	0,5405	0,5368	0,5497	0,5295	0,5428	0,5210	0,5135
Trabalho da mulher	0,5959	0,5864	0,5909	0,5921	0,5880	0,5554	0,5504	0,5403
Previdência pública	0,6008	0,5887	0,5973	0,5718	0,6006	0,5748	0,5427	0,5102
Previdência privada	0,5147	0,6052	0,5172	0,5795	0,5470	0,4929	0,4249	0,4967
Bolsa Família	-0,3698	-0,4044	-0,4068	-0,4795	-0,4671	-0,5018	-0,5004	-0,5194
Outras rendas	0,6479	0,6594	0,6210	0,7069	0,6902	0,7274	0,6630	0,7726
Norte								
Trabalho do homem	0,5188	0,4924	0,4981	0,5081	0,4828	0,5100	0,5205	0,5061
Trabalho da mulher	0,5812	0,5884	0,5908	0,5917	0,5716	0,5794	0,6185	0,5886
Previdência pública	0,5671	0,5965	0,5205	0,5468	0,5225	0,5229	0,5117	0,4964
Previdência privada	0,5128	0,5080	0,5553	0,4452	0,4558	0,3895	0,4793	0,3838
Bolsa Família	-0,3213	-0,3345	-0,3241	-0,3773	-0,3409	-0,3832	-0,3364	-0,3427
Outras rendas	0,6308	0,6142	0,6226	0,5891	0,6038	0,6062	0,6495	0,4854

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

4.3 Decomposição do índice de Gini por componente de renda

A decomposição do índice de Gini por componente de renda permite averiguar a contribuição de cada componente da renda sobre o grau de desigualdade total em cada região ou, em outras palavras, sobre a formação do índice de Gini. Neste contexto, a Tabela 4 apresenta o índice de Gini como a soma dos índices de concentração dos componentes da renda ponderados pela participação de cada componente () em cada região. Além disso, exibe, em termos percentuais, a contribuição de cada componente na formação do índice de Gini regional.

Com base na tabela, percebe-se que a principal parcela responsável pela disparidade de renda em todas as regiões é a componente renda do trabalho do homem, que responde por cerca de 48% (Nordeste), 51% (Sudeste e Sul), 53% (Centro-oeste) e 54% (Norte) da formação do índice de Gini em 2012. Justifica-se este fato devido à alta participação desta componente na renda, além de ter um índice de concentração alto, mesmo não sendo o maior. As regiões Nordeste e Sudeste apresentaram acréscimos da contribuição da componente renda do trabalho do homem durante o período, enquanto no Sul, Centro-oeste e Norte esta contribuição diminuiu.

A renda do trabalho da mulher alcançou o segundo lugar em termos de contribuição para

a desigualdade em todas as regiões, com uma contribuição de 28% no Nordeste, 26% no Sudeste, 27% no Sul, 28% no Centro-oeste e 30% no Norte em 2012, aumentando no período em torno de 13%, 11%, 17%, 3% e 21%, respectivamente. Isto se deve, principalmente, ao alto índice de concentração da componente.

A parcela previdência pública tem a terceira maior contribuição para a disparidade de renda, cerca de 23% no Nordeste, 18% no Sudeste e no Sul, 13% no Centro-oeste e 14% no Norte, em 2012, tendo apresentado reduções no Nordeste (6,02%), Sudeste (17,65%) e Centro-Oeste (2,92%), e aumentos no Sul (7,39%) e Norte (10,15%). A parcela previdência privada contribui com pequena parte da formação do índice de Gini em 2012, em torno de 1% no Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-oeste e de 0,54% no Norte, e ainda apresentou contração no período.

A parcela da renda do Programa Bolsa Família foi a única que contribuiu para reduzir o grau de desigualdade total, haja vista o sinal negativo dos coeficientes (-0,0053 em 2004 e -0,0096 em 2012, no Nordeste). Por fim, é possível verificar que a desigualdade da componente de outras rendas contribuiu pouco para a disparidade da renda domiciliar *per capita*, pois, apesar de apresentar um alto índice de concentração, possui uma participação muito pequena na renda.

Tabela 4 – Decomposição do índice de Gini por componente de renda. Regiões do Brasil, 2004 e 2012

Componentes/Ano	2004		2012	
	C_h φ_h	%	C_h φ_h	%
Nordeste				
Trabalho do homem	0,2732	47,09	0,2580	48,00
Trabalho da mulher	0,1433	24,69	0,1498	27,86
Previdência pública	0,1425	24,55	0,1240	23,07
Previdência privada	0,0095	1,63	0,0058	1,07
Bolsa Família	-0,0053	-0,91	-0,0096	-1,79
Outras rendas	0,0171	2,94	0,0096	1,78
Total	0,5802	100,00	0,5376	100,00
Sudeste				
Trabalho do homem	0,2615	48,45	0,2551	51,48
Trabalho da mulher	0,1288	23,87	0,1312	26,48
Previdência pública	0,1175	21,77	0,0888	17,93
Previdência privada	0,0094	1,74	0,0049	0,99
Bolsa Família	-0,0011	-0,21	-0,0022	-0,44
Outras rendas	0,0237	4,39	0,0177	3,57
Total	0,5397	100,00	0,4956	100,00

Componentes/Ano	2004		2012	
	C _h φ _h	%	C _h φ _h	%
Sul				
Trabalho do homem	0,2778	54,45	0,2359	51,31
Trabalho da mulher	0,1165	22,84	0,1230	26,76
Previdência pública	0,0848	16,62	0,0820	17,85
Previdência privada	0,0084	1,65	0,0040	0,86
Bolsa Família	-0,0010	-0,20	-0,0019	-0,41
Outras rendas	0,0237	4,64	0,0167	3,63
Total	0,5101	100,00	0,4597	100,00
Centro-oeste				
Trabalho do homem	0,2991	53,54	0,2788	53,34
Trabalho da mulher	0,1548	27,71	0,1488	28,47
Previdência pública	0,0756	13,53	0,0686	13,13
Previdência privada	0,0071	1,28	0,0060	1,16
Bolsa Família	-0,0018	-0,33	-0,0027	-0,51
Outras rendas	0,0239	4,27	0,0230	4,40
Total	0,5586	100,00	0,5227	100,00
Norte				
Trabalho do homem	0,3127	58,45	0,2752	54,18
Trabalho da mulher	0,1339	25,03	0,1540	30,31
Previdência pública	0,0683	12,76	0,0714	14,05
Previdência privada	0,0059	1,11	0,0028	0,54
Bolsa Família	-0,0026	-0,49	-0,0068	-1,35
Outras rendas	0,0169	3,16	0,0115	2,26
Total	0,5350	100,00	0,5080	100,00

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

Nota: C_hφ_h denota a multiplicação do índice de concentração pela participação da h-ésima parcela da renda, onde h= 1,2,...,6.

4.4 Decomposição da variação no valor absoluto do índice de Gini segundo efeito-composição e efeito-concentração

O último passo da análise consistiu em analisar como as mudanças na participação (efeito-composição) e na concentração (efeito-

concentração) de cada parcela do rendimento contribuíram para diminuir o índice de Gini no período 2004-2012 em cada região. A Tabela 5 é a responsável por apresentar os resultados para a decomposição da variação no valor absoluto do índice de Gini, por região.

Tabela 5 – Decomposição da variação no valor absoluto do índice de Gini segundo efeito-composição e efeito-concentração (%). Regiões do Brasil, 2004-2012

Componentes	Efeito-composição	Efeito-concentração	Efeito total
Nordeste			
Trabalho do homem	-0,12	8,29	8,18
Trabalho da mulher	-3,30	13,74	10,45
Previdência pública	-0,02	43,90	43,88
Previdência privada	0,07	5,20	5,27
Bolsa Família	20,50	2,53	23,04
Outras rendas	-0,29	9,48	9,19
Total	16,85	83,15	100,00
Sudeste			
Trabalho do homem	0,26	25,77	26,03
Trabalho da mulher	0,02	23,07	23,09
Previdência pública	0,82	40,63	41,45
Previdência privada	-0,28	4,73	4,45
Bolsa Família	2,34	1,24	3,58
Outras rendas	5,10	-3,70	1,40
Total	8,26	91,74	100,00

Componentes	Efeito-composição	Efeito-concentração	Efeito total
Sul			
Trabalho do homem	-0,03	44,90	44,87
Trabalho da mulher	-0,22	16,86	16,64
Previdência pública	0,72	30,69	31,41
Previdência privada	-0,91	2,76	1,85
Bolsa Família	0,15	1,69	1,84
Outras rendas	4,46	-1,06	3,40
Total	4,17	95,83	100,00
Centro-oeste			
Trabalho do homem	-0,72	33,30	32,58
Trabalho da mulher	-1,20	41,40	40,20
Previdência pública	-0,36	32,82	32,46
Previdência privada	-0,17	0,65	0,48
Bolsa Família	0,40	2,11	2,50
Outras rendas	3,32	-11,56	-8,23
Total	1,28	98,72	100,00
Norte			
Trabalho do homem	-1,97	26,87	24,90
Trabalho da mulher	-7,32	-6,70	-14,03
Previdência pública	-0,89	34,59	33,70
Previdência privada	-1,17	4,48	3,30
Bolsa Família	37,02	1,12	38,14
Outras rendas	0,42	13,58	14,00
Total	26,08	73,92	100,00

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

Os resultados da Tabela 5 mostram que, no Centro-Oeste, as componentes renda do trabalho da mulher, seguida da renda do trabalho do homem e da previdência pública foram as que mais contribuíram para a diminuição da desigualdade de renda. Já nas regiões Nordeste e Sudeste, a renda da previdência pública foi a que mais contribuiu para a redução da disparidade de renda (43,88% e 41,45%, respectivamente). Todavia, estas regiões divergem quanto à segunda maior renda em termos de contribuição. Enquanto no Nordeste esse papel é exercido pelos rendimentos do Programa Bolsa Família (23,04%), no Sudeste é exercido pela renda do trabalho do homem (26,03%). Em terceiro lugar em termos de contribuição está a parcela renda do trabalho da mulher, com 10,45% no Nordeste e 23,09% no Sudeste. Por fim, no Norte do País, os rendimentos do Programa Bolsa Família são responsáveis pela maior contribuição para a redução da disparidade regional (38,14%), seguidos da previdência pública (33,70%) e da renda do trabalho do homem (24,90%), enquanto na região Sul, a redução da disparidade deve-se, prioritariamente, aos rendimentos do trabalho do homem, da previdência pública e do trabalho da mulher, nesta ordem.

Analisando a Tabela 5 em termos dos resultados encontrados do efeito-composição e do efeito-

concentração, observa-se que as contribuições decorrentes da renda do trabalho do homem e da mulher e das previdências pública e privada deveram-se, praticamente, ao efeito-concentração, pois suas composições na renda ficaram praticamente estáveis no período. Já a componente outras rendas colaborou mais pela mudança na composição da renda, com exceção do Nordeste e Norte, onde o efeito-concentração predominou. E, finalmente, em relação a componente proveniente do Programa Bolsa Família, verifica-se que a mesma colaborou com a redução do índice de Gini no Nordeste e no Norte predominantemente pelo efeito-composição, graças ao aumento da sua participação (Bolsa Família) na renda domiciliar, enquanto que nas demais regiões (Sul, Sudeste e Centro-oeste) a redução do índice de Gini deveu-se tanto ao efeito-composição quanto ao efeito-concentração.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

As pesquisas empíricas comprovam que apesar de o Brasil apresentar um dos mais elevados índices de desigualdade do mundo, nos últimos anos tem sido observado uma reversão desta tendência. Para compreender as razões da redução da desigualdade, este artigo se propôs a avaliar as diversas fontes de renda (trabalho do homem, trabalho da mulher, previdência pública, previdência privada, Bolsa Família e outras rendas) e seus impactos na

redução da desigualdade da renda domiciliar *per capita* no Brasil e nas macrorregiões durante o período 2004-2012.

Os resultados iniciais reforçam a tese de que está havendo um processo de redução da desigualdade no Brasil no âmbito domiciliar *per capita* e que este comportamento está associado às mudanças na participação e na concentração de cada componente na renda domiciliar, em especial, a diminuição da participação do trabalho do homem, da previdência privada e da parcela outras rendas, e o aumento da participação da renda do trabalho da mulher, da previdência privada e do Programa Bolsa Família. Sobre este último componente, a análise através da evolução do índice de concentração destacou que a parcela advinda do Programa Bolsa Família é a única fonte que tem caráter notadamente progressivo contribuindo de maneira significativa para reduzir a desigualdade, enquanto que a renda do trabalho do homem é pouco progressiva, contribuindo, assim, para ampliar a desigualdade.

Uma das particulares do estudo deveu-se ao foco regional através das comparações da trajetória da desigualdade de renda, e sua composição, nas macrorregiões do país. Neste contexto, os resultados do efeito-composição e o efeito-concentração, no referente à variação do índice de Gini, mostraram que nas regiões mais desenvolvidas do país (Sudeste, Sul e Centro-oeste) os principais componentes da renda que contribuíram para a queda da desigualdade foram as rendas provenientes do trabalho do homem, do trabalho da mulher e da previdência pública. Por sua vez, nas regiões menos desenvolvidas (Norte e Nordeste), a renda oriunda do Programa Bolsa Família teve um papel de destaque, principalmente através do efeito-composição.

Concluindo, os resultados obtidos indicam uma tendência de desconcentração de renda tanto em nível nacional quanto regional. Apesar deste resultado positivo, diante do nível ainda bastante elevado do índice de concentração de renda verificado no Brasil, reforça-se a necessidade da ampliação dos instrumentos adequados de caráter distributivos que visem à continuidade do processo de desconcentração da renda no País. Nestes termos, destacam-se a importância de medidas que visassem à ampliação de programas sociais cujo foco fosse exclusivamente o de permitir às camadas mais pobres da população o acesso aos

bens/serviços vitais ao desenvolvimento humano, e de políticas que permitam a inserção ocupacional mais igualitária entre os sexos no mercado de trabalho, principalmente naquelas regiões menos favorecidas. Agindo de forma conjunta, tais medidas poderiam contribuir bastante para acelerar um processo de desenvolvimento econômico mais equitativo em termos de renda domiciliar *per capita*.

Por fim, é importante salientar, contudo, que tais objetivos devem estar inseridos em um projeto de desenvolvimento de longo prazo, com medidas que visem o crescimento econômico com iguais oportunidades de desenvolvimento econômico-social em todo o país.

REFERÊNCIAS

- ARAÚJO, J. R. **Decomposição da recente queda da desigualdade da renda *per capita* no Brasil: uma análise a partir do índice de concentração**. 2010. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2010.
- BARROS, R. P. A efetividade do salário mínimo em comparação à do Programa Bolsa Família como instrumento de redução da pobreza e da desigualdade. In: BARROS, R.; FOGUEL, M.N.; ULYSSEA, G. (Org.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: IPEA, v. 2, 2007, p. 507-549.
- BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S. O papel das transferências públicas na queda recente da desigualdade de renda brasileira. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Org.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: IPEA, v. 2, 2007, p. 41-86.
- BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. S. P. **Os determinantes da desigualdade no Brasil**. Texto para discussão, n. 377, 60 p. Rio de Janeiro: IPEA, 1995.
- CACCIAMALI, M. C. Distribuição de renda no Brasil: persistência do elevado grau de desigualdade. In: PINHO, D. B.; VASCONCELLOS, M. A. S. (Org.). **Manual de Economia**. 4 ed. São Paulo: Saraiva, v. 1, 2002, p. 406-422.

CACCIAMALI, M. C.; CAMILLO, V. S. Redução da desigualdade da distribuição de renda entre 2001 e 2004 nas macrorregiões brasileiras. Tendência ou fenômeno transitório? **Economia e Sociedade**. Campinas, v. 18, n. 2, p. 287-315, 2009.

CASTRO, R. S. **Efeitos da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico no Brasil: uma análise não linear**. 2006. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, 2006.

FERREIRA, H. G. **Os determinantes da desigualdade de renda no Brasil: luta de classe ou heterogeneidade educacional?** Texto para discussão, n. 415. Departamento de Economia da PUC-Rio, Rio de Janeiro, 2000.

FIRPO, S.; REIS, M. C. O salário mínimo e a queda recente da desigualdade no Brasil. In: BARROS, R.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Org.). **Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: IPEA, v. 2, 2007, p. 499-506.

FISHLOW, A. Brazilian size distribution of income. **American Economic Review**. Nashville, v. 67, n. 2, p. 391-402, 1972.

HOFFMANN, R. Distribuição de renda no Brasil: poucos com muito e muitos com muito pouco. **Economia e Sociedade**. Campinas, 2000.

_____. As transferências não são a causa principal da redução da desigualdade. **Econômica**. Rio de Janeiro, v. 7, n. 2, p. 335-341, 2005.

_____. Transferência de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. **Econômica**. Rio de Janeiro, v.8, n.1, p.55-81, 2006.

HOFFMAN, R.; LEONE, E. T. Participação da mulher no mercado de trabalho e desigualdade da renda domiciliar *per capita* no Brasil: 1981-2002. **Nova Economia**. Belo Horizonte, v. 14, n. 2, p. 35-58, 2004.

HOFFMANN, R.; NEY, M. G. A recente queda da desigualdade de renda no Brasil: análise de dados da PNAD, do Censo Demográfico e das Contas Nacionais. **Econômica**. Rio de Janeiro, v. 10, n. 1, p. 7-39, 2008.

KAKWANI, N.; WAGSTAFF, A.; DOORSLAER, E. Socioeconomic inequalities in health: measurement, computation, and statistical inference. **Journal of Econometrics**. Elsevier, v. 77, p. 87-103, 1997.

LANGONI, C. G. **Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil: uma reafirmação**. Ensaio Econômico EPGE, n. 8. Rio de Janeiro: FGV/EPGE, 1973.

PYATT, G.; CHEN, C.; FEI, J. The distribution of income by factor components. **The Quarterly Journal of Economic**. Cambridge, v. 94, n. 3, p. 451-473, 1980.

RAMOS, L.; VIEIRA, M. L. Determinantes da desigualdade de rendimentos no Brasil nos anos 90: discriminação, segmentação e heterogeneidade dos trabalhadores. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000, p. 159-176.

SABOIA, J. O salário mínimo e seu potencial para a melhoria da distribuição de renda no Brasil. In: BARROS, R.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Org.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: IPEA, v. 2, 2007, p. 479-497.

SHORROCKS, A. Inequality decomposition by factor components. **Econometrica**. v. 50, n. 1, p. 193-211, 1982.

SOARES, F. V.; SOARES, S. S. D.; MEDEIROS, M.; OSÓRIO, R. G. **Programas de transferência de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade**. Texto para discussão, n. 1228. Brasília: IPEA, 2006.

SOARES, S. S. D. Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, p. 83-115, 2006.

SOARES, S. S. D.; SOUZA, P. H. G. F.; OSÓRIO, R. G.; SILVEIRA, F. G. Os impactos do benefício do Programa Bolsa Família sobre

a desigualdade e a pobreza. In: CASTRO, J.A.; MODESTO, L. (Ed.). **Bolsa Família 2003-2010: avanços e desafios**. Brasília: IPEA, v. 2, p. 27-52, 2010.

SOUZA, P. H. G. F. **As causas imediatas do crescimento da renda, da redução da desigualdade e da queda da extrema pobreza na Bahia, no Nordeste e no Brasil entre 2003 e 2011**. Texto para discussão, n. 1816. Brasília: IPEA, 2013.

Apêndice A – Índice de gini e erros-padrão. Regiões do Brasil, 2004-2012

Regiões/Ano	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012
Nordeste	0,5802 (0,0027)	0,5713 (0,0028)	0,5688 (0,0024)	0,5571 (0,002)	0,5559 (0,0026)	0,5514 (0,0019)	0,5377 (0,0022)	0,5376 (0,0045)
Sudeste	0,5397 (0,0024)	0,5405 (0,0024)	0,5301 (0,0016)	0,5141 (0,0017)	0,5157 (0,0028)	0,5023 (0,0019)	0,4927 (0,002)	0,4956 (0,0029)
Sul	0,5101 (0,0056)	0,5024 (0,004)	0,5010 (0,0022)	0,4982 (0,0024)	0,4868 (0,0045)	0,4834 (0,0026)	0,4640 (0,0022)	0,4597 (0,0027)
Centro-oeste	0,5586 (0,0043)	0,5608 (0,0068)	0,5558 (0,003)	0,5665 (0,0029)	0,5570 (0,0059)	0,5505 (0,0032)	0,5278 (0,0032)	0,5227 (0,004)
Norte	0,5350 (0,0031)	0,5256 (0,0027)	0,5180 (0,0025)	0,5258 (0,0032)	0,4998 (0,0025)	0,5174 (0,0026)	0,5299 (0,0027)	0,5080 (0,0026)

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

Nota: Os dados entre parênteses correspondem aos erros-padrão estimados com base na proposta de Kakwani, Wagstaff e Doorslaer (1997).