

Rendimentos e desigualdade de renda no Brasil: 2004-2012

Maria Renata Bezerra Melo*

Paulo Aguiar do Monte**

Resumo: Este artigo avaliou a contribuição dos rendimentos na redução da desigualdade da renda domiciliar *per capita* no Brasil no período de 2004-2012. Com base na metodologia de decomposição do índice de Gini em parcelas do rendimento proposta por Kakwani, Wagstaff e Doorslaer (1997), assim como a decomposição da mudança no índice de Gini por efeito-composição e efeito-concentração desenvolvida por Hoffmann (2006) e Soares (2006), a partir da proposta de Shorrocks (1982), os resultados apontaram que a desconcentração das rendas provenientes do trabalho do homem, da seguridade social e do trabalho da mulher foram as grandes responsáveis pela queda da desigualdade brasileira.

Palavras-chave: Desigualdade de renda. Índice de Gini. Distribuição de renda. Renda do trabalho.

JEL CLASSIFICATION: J31, J21, J16.

I. Introdução

O Brasil apresenta uma das maiores concentrações de renda do mundo segundo o Relatório de Desenvolvimento Humano (2013) da Organização das Nações Unidas (ONU). Sabe-se que a concentração de riqueza e renda no Brasil remonta ao passado colonial e escravocrata e perdura até os dias atuais, sendo apontada como a principal causa da deterioração dos indicadores socioeconômicos. Apesar dos avanços econômicos e sociais alcançados na economia brasileira ao longo das últimas décadas, foi somente no início do século XXI, mais especificamente a partir de 2001, que o Brasil passou a apresentar um declínio contínuo e expressivo dos índices de desigualdade de renda (HOFFMANN, 2006; HOFFMANN; NEY, 2008; BARROS; CARVALHO; FRANCO, 2007; CACCIAMALI; CAMILLO, 2009; SOARES et al., 2010; SOUZA, 2013).

A recente queda na desigualdade de renda domiciliar no Brasil é um fenômeno de múltiplas causas. Além de fatores macroeconômicos, dentre os quais a estabilização de preços e o contexto internacional favorável ao crescimento econômico do País, dois fatores internos, em especial, são destacados na literatura. Um dos fatores determinantes

* Doutoranda em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). Mestre em Economia pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB). Endereço: Universidade Federal de Pernambuco. Cidade Universitária. CEP - 50.670-901. Recife - PE. Fone: 81.9536-7894. E-mail: renatamufc@gmail.com

** Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba (UFPB). Pós-Doutorado pela University of Cambridge/UK. Doutor em Economia pelo PIMES/UFPE. Endereço: Universidade Federal da Paraíba. Campus I. Jardim Cidade Universitária. CEP: 58.051-900. João Pessoa – PB. Fone: 83.3216-7453. E-mail: pauloaguiardomonte@gmail.com

refere-se à política de valorização do salário mínimo observada nos últimos anos, com o valor reajustado acima da taxa de inflação, contribuindo, assim, para uma melhoria na distribuição da renda do trabalho e das rendas provenientes de aposentadorias, pensões e do Benefício de Prestação Continuada (BPC), destacados por Barros (2007), Firpo e Reis (2007) e Saboia (2007). O papel das transferências públicas de renda através do Programa Bolsa Família (PBF) e similares também foram determinantes na redução dos índices de desigualdade de renda domiciliar *per capita* no Brasil, embora em menor proporção, como pode ser verificado em Soares et al. (2010) e Souza (2013). Barros (2007) afirma que o PBF é, inclusive, muito mais efetivo que o salário mínimo no combate à desigualdade, independente da medida que se utiliza.

Este artigo buscará desagregar os componentes da renda domiciliar *per capita* no intuito de verificar qual a participação das diversas fontes de rendimentos e suas respectivas contribuições sobre a redução da disparidade de renda no Brasil. Nesse contexto, este estudo se justifica em buscar determinar quais os componentes da renda que mais contribuíram nesse processo de declínio observado a partir da década de 2000.

Segundo Hoffmann e Leone (2004), houve uma crescente participação da mulher no mercado de trabalho desde a década de 70 e, como consequência, durante o período 1981-2002, observou-se um aumento na participação dos rendimentos do trabalho da mulher na renda domiciliar *per capita*. Contudo, como afirma Abramo (2000), as desigualdades salariais não estão diminuindo na mesma proporção. Considerando-se a relevância da renda do trabalho na composição da renda domiciliar *per capita* e com base no cenário apresentado da crescente inserção observada da mulher no mercado de trabalho e de sua contribuição para a renda familiar até o início da década de 2000, este trabalho continua a investigar se houve uma 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 no período 2004-2012, tendo em vista a importância desta parcela do rendimento na renda domiciliar *per capita* nas últimas décadas.

A base de dados utilizada foi proveniente da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), no período de 2004 a 2012, exceto por 2010 (ano do Censo Demográfico). As metodologias utilizadas advêm da decomposição do índice de Gini em parcelas do rendimento proposta por Kakwani, Wagstaff e Doorslaer (1997), assim como a metodologia de decomposição da mudança no índice de Gini por efeito-composição e efeito-concentração desenvolvida por Hoffmann (2006) e Soares (2006), a partir da decomposição proposta por Shorrocks (1982).

Além desta introdução, o artigo possui três seções adicionais. A segunda seção reporta-se às metodologias empregadas e à base de dados utilizada. A terceira seção discute os resultados obtidos. Por fim, a última seção é destinada à conclusão do trabalho.

II. Metodologia e banco de dados

Para o objetivo proposto, foram utilizadas as metodologias de decomposição do índice de Gini em parcelas do rendimento proposta por Kakwani, Wagstaff e Doorslaer (1997) e a metodologia de decomposição da mudança no índice de Gini por efeito-composição e efeito-concentração desenvolvida por Hoffmann (2006) e Soares (2006), a partir da decomposição proposta por Shorrocks (1982). É importante destacar que a metodologia de Kakwani, Wagstaff e Doorslaer (1997) proporciona o cálculo dos erros-padrão¹, possibilitando a construção de intervalos de confiança, sendo exequível, conseqüentemente, verificar se as mudanças na desigualdade foram ou não estatisticamente significantes.

2.1 Categorias da renda domiciliar *per capita*

Para o cálculo do índice de Gini, a renda domiciliar *per capita* foi decomposta nas categorias classificadas a seguir:

- Rendimento de todos os trabalhos do homem (principal, secundário e dos outros trabalhos);
- Rendimento de todos os trabalhos da mulher (principal, secundário e dos outros trabalhos);
- Rendimento da seguridade social. Estão incluídas nesta categoria as aposentadorias e pensões de institutos de previdência ou do governo federal que recebia, normalmente, no mês de referência, incluindo outros tipos de aposentadorias e outros tipos de pensão. O Benefício de Prestação Continuada (BPC) também faz parte desta renda. Todas as rendas na variável V1273 iguais a 1 (um) salário mínimo foram consideradas como provenientes do BPC;
- Rendimento da previdência privada. Foram incluídas nesta categoria as aposentadorias e pensões privadas, incluindo pensão alimentícia que recebia normalmente no mês de referência;
- Renda do Programa Bolsa Família (PBF). Como a PNAD não discrimina os rendimentos desta última fonte, foi utilizado o método dos valores típicos para a identificação dos beneficiários e das transferências do PBF. Foram considerados domicílios beneficiários do PBF todos aqueles cuja soma de rendimentos (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\$ 155,00², o que corresponde à soma de todas as transferências existentes naquele momento. Em 2007, 2008 e 2009, o máximo foi

1 Os erros-padrão dos índices de concentração são obtidos através do procedimento de bootstrap, seguindo proposta de Kakwani, Wagstaff e Doorslaer (1997).

2 Quando o PBF unificou todos esses benefícios, o teto passou a ser de R\$ 95,00. Entretanto, se a família recebia mais de R\$ 95,00 antes da unificação, o valor previamente recebido não seria alterado. Como consequência, para este trabalho, o valor máximo considerado será de R\$ 155,00 (valor máximo antes da unificação).

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.

Outras rendas. Nesta categoria encontra-se o restante das rendas: abono de permanência, aluguéis, doações de outro domicílio e rendas não referentes à renda oriunda do Bolsa Família nem da seguridade social (via BPC).

2.2 Decomposição do índice de Gini

Tendo como base Kakwani, Wagstaff e Doorslaer (1997), supondo que seja o rendimento domiciliar *per capita* da i -ésima pessoa em uma população de n pessoas, de maneira que y_i seja formado por k parcelas não negativas, tem-se que:

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

Onde, $y_1 < y_2 < \dots < y_n$. Portanto, i é a posição de ordem do rendimento. Assumindo que μ seja a média de y_1 e μ_h a média da h -ésima parcela de y_i , então, a participação de μ_h na renda total é:

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

O índice de Gini é formado a partir da Curva de Lorenz, a qual demonstra como a proporção acumulada da renda, eixo horizontal, varia conforme a proporção acumulada da população, eixo das ordenadas. Segundo Soares (2006), a curva de concentração é análoga à curva de Lorenz, isto é, representa a proporção acumulada dos y_{hi} variando em função da proporção acumulada da população. Entretanto, a curva de concentração é não decrescente, enquanto a curva de Lorenz é sempre crescente. Além disso, a curva de concentração tem a possibilidade de situar-se acima da reta da igualdade perfeita (o bissetor do primeiro quadrante), já que a renda acumulada pode ser maior que a população acumulada.

O índice de concentração é formado a partir da curva de concentração, assim como o índice de Gini é formado a partir da curva de Lorenz. Sabendo que a participação da h -ésima parcela na renda total é igual a φ_h definido em (2), então, pode-se evidenciar que o índice de Gini é uma média ponderada dos índices de concentração das k parcelas:

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

Onde $C_h = 1 - 2\beta_h$, com $-1 < C_h < 1$. Isso significa que o índice de Gini pode ser decomposto em parcelas do rendimento.

2.3 Decomposição da mudança no índice de Gini por efeito-composição e efeito-concentração

Supondo que a decomposição do índice de Gini seja feita em dois anos diferentes, indicados pelos índices 1 e 2, tem-se:

$$(4) \quad G_1 = \sum_{h=1}^k \varphi_{1h} C_{1h}$$

$$(5) \quad G_2 = \sum_{h=1}^k \varphi_{2h} C_{2h}$$

Então, a variação no índice de Gini entre os dois anos será dada por:

$$(6) \quad \Delta G = G_2 - G_1 = \sum_{h=1}^k (\varphi_{2h} C_{2h} - \varphi_{1h} C_{1h})$$

Somando e subtraindo $\varphi_{1h} C_{2h}$ e fatorando, obtém-se:

$$(7) \quad \Delta G = \sum_{h=1}^k (C_{2h} \Delta \varphi_h + \varphi_{1h} \Delta C_h)$$

Onde, $\Delta \varphi_h = \varphi_{2h} - \varphi_{1h}$ e $\Delta C_h = C_{2h} - C_{1h}$. Alternativamente, somando e subtraindo (7) por $\varphi_{2h} C_{1h}$ e fatorando, obtém-se:

$$(8) \quad \Delta G = \sum_{h=1}^k (C_{1h} \Delta \varphi_h + \varphi_{2h} \Delta C_h)$$

Para não ter que escolher arbitrariamente uma das formas de decompor, utiliza-se a média aritmética das duas:

$$(9) \quad \Delta G = \sum_{h=1}^k (C_h^* \Delta \varphi_h + \varphi_h^* \Delta C_h)$$

Onde, $C_h^* = \frac{1}{2} (C_{1h} + C_{2h})$ e $\varphi_h^* = \frac{1}{2} (\varphi_{1h} + \varphi_{2h})$. Na expressão (9), 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.

Chamando de G^* a média dos índices de Gini nos dois anos, então:

$$(10) \quad \sum_{h=1}^k G^* \Delta \varphi_h = G^* \sum_{h=1}^k (\varphi_{2h} - \varphi_{1h}) = 0$$

Subtraindo (12) do segundo membro de (9), obtém-se:

$$(11) \quad \Delta G = \sum_{h=1}^k [(C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h + \varphi_h^*\Delta C_h]$$

A expressão (11) é mais correta do que a (9) em termos econômicos, pois, nela, a contribuição para diminuir o índice de Gini quando há um aumento da participação de uma parcela ($\Delta\varphi_h > 0$) dependerá se o índice de Concentração dessa parcela for menor do que o índice de Gini ($C_h^* < G^*$). Assumindo (11) como a decomposição da mudança no índice de Gini, a contribuição total da h-ésima parcela do rendimento para essa mudança é:

$$(12) \quad (\Delta G)_h = (C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h + \varphi_h^*\Delta C_h$$

Conforme Soares (2006), pode-se decompor a mudança no índice de Gini segundo um efeito associado à mudança no peso de cada parcela na renda, que denominaremos efeito-composição, e um efeito associado à mudança nos índices de concentração, o efeito-concentração. Assim, o efeito-composição da h-ésima parcela é:

$$(13) \quad (C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h$$

O efeito-composição total é:

$$(14) \quad \sum_{h=1}^k (C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h$$

Sendo, $\varphi_h^*\Delta C_h$ o efeito-concentração da h-ésima parcela e $\sum_{h=1}^k \varphi_h^*\Delta C_h$ o efeito-contratação total.

2.4 Base de dados

A base de dados é proveniente da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), disponíveis pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), de 2004 a 2012, exceto pelo ano de 2010, em que não houve a pesquisa devido à realização do Censo Demográfico.

O uso da PNAD justifica-se pelo fato de ser um sistema brasileiro de informações socioeconômicas com dados longitudinais. Assim, é possível fazer análise das variações das características dos rendimentos ao longo do tempo. O ano de 2004 foi escolhido como início do período para manter a comparabilidade dos dados, já que a pesquisa não cobria a zona rural da Região Norte, com exceção do estado de Tocantins, até 2003. O ano de 2012 foi escolhido como final do período por ser o último ano a ter dados disponíveis no momento da pesquisa.

No referente à metodologia para a construção do domicílio, é importante destacar que foram considerados todos os parentes do chefe do domicílio e que foram excluídos os pensionistas, as empregadas domésticas e seus parentes. Por sua vez, 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. Destaca-se, por fim, que foram considerados apenas os domicílios com renda domiciliar *per capita* maior que zero e que todos os cálculos foram feitos usando o sistema de ponderação dos microdados (os pesos das pessoas) fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) com a finalidade de expansão da amostra, isto é, para fazer estimativas sobre a população.

III. Resultados e discussões

3.1 Decomposição do índice de Gini para o Brasil no período 2004-2012

A Tabela 1 apresenta os valores do índice de Gini para o Brasil no período de 2004 a 2012. Os valores indicam que o índice de Gini passou de 0,5730 (2004) para 0,5227 (2012), evidenciando uma diminuição de 8,78% na desigualdade da renda domiciliar *per capita*. É possível observar que alguns anos apresentam sobreposição dos intervalos de confiança de 95% (2004 e 2005, 2007 e 2008, 2011 e 2012), indicando que a redução da disparidade observada entre esses anos não é estatisticamente significativa. Contudo, analisando para o período todo (2004-2012), é possível afirmar que houve uma redução significativa da desigualdade da renda domiciliar *per capita*.

Tabela 1 – Índice de Gini para o Brasil. 2004-2012.

Ano	Índice de Gini	Erros-padrão	Intervalo de confiança ¹
2004	0,5730	0,0014	[0,5703; 0,5756]
2005	0,5691	0,0013	[0,5665; 0,5717]
2006	0,5576	0,0009	[0,5558; 0,5595]
2007	0,5484	0,0009	[0,5465; 0,5502]
2008	0,5470	0,0014	[0,5443; 0,5498]
2009	0,5355	0,0010	[0,5335; 0,5376]
2011	0,5241	0,0010	[0,5221; 0,5261]
2012	0,5227	0,0016	[0,5196; 0,5258]

Fonte: elaboração própria com base nos dados da PNAD.

Nota: ¹ Nível de confiança de 95%.

Como explicitado anteriormente, o índice de Gini é uma soma ponderada dos coeficientes de concentração, cujos pesos são as participações de cada fonte de renda na renda

total. Portanto, torna-se necessário calcular a participação e o coeficiente de concentração de cada uma das rendas: i) Trabalho do homem; ii) Trabalho da mulher; iii) Seguridade social; iv) Previdência privada; v) Bolsa Família e; vi) Outras rendas.

A Tabela 2 apresenta a participação de cada componente na renda domiciliar *per capita* no período 2004-2012. A renda proveniente do trabalho do homem é a parcela que tem a maior participação na renda domiciliar *per capita*, correspondendo em média 51,39% em todo o período estudado. Em seguida vêm os rendimentos advindos do trabalho da mulher, responsáveis, em média, por 24,91% da participação total, representando um pouco mais do que a parcela da componente seguridade social, a qual corresponde, em média, a 18,85%. Percebe-se, todavia, que os rendimentos do trabalho da mulher apresentaram um aumento na participação de 10,92%, enquanto os rendimentos do trabalho do homem apresentaram uma variação negativa de 2,34%. Estes resultados corroboram os achados de Hoffmann e Leone (2004) que, com metodologia similar, no entanto abrangendo um período diferente (1981-2002), afirmam que houve uma diminuição da participação dos rendimentos do trabalho do homem em detrimento de um aumento da participação da renda do trabalho da mulher. Em números, os autores encontraram uma redução de 69,6%, em 1981, para 53,6%, em 2002, para o componente da renda do trabalho dos homens, e para a renda do trabalho da mulher um aumento de 15,7%, em 1981, para 23,8%, em 2002.

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

Componen- tes/Ano	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012
Trabalho do homem	52,21	51,34	51,29	52,01	51,16	50,92	51,18	50,99
Trabalho da mulher	23,49	23,69	24,66	25,00	24,96	25,30	26,17	26,05
Seguridade social	18,91	19,20	18,54	18,44	19,04	19,36	18,74	18,57
Previdência privada	1,55	1,73	1,51	1,43	1,29	1,31	1,21	1,13
Bolsa Família	0,67	0,59	0,69	0,57	0,87	0,75	0,92	0,90
Outras rendas	3,18	3,45	3,31	2,55	2,68	2,36	1,79	2,36

Fonte: elaboração própria com base nos dados da PNAD.

Outro componente da renda domiciliar *per capita* que apresentou uma trajetória de crescimento de sua participação foi a renda oriunda do Programa Bolsa Família (de 0,67% para 0,90%). Este aumento expressivo do componente Bolsa Família – superior a 30% – está relacionado à ampliação que houve nas transferências diretas de renda com condicionalidades durante os governos Lula e Dilma, na tentativa de reduzir a pobreza a curto e a longo prazos através da quebra do ciclo geracional da pobreza. Por fim, as parcelas “Seguridade social” e “Previdência privada” apresentaram contrações na participação na renda domiciliar *per capita* de 1,77% e de 26,88%, respectivamente, enquanto o componente “Outras rendas” apresentou uma variação negativa de 25,82%.

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

Para avaliar a evolução da desigualdade dos componentes da renda domiciliar *per capita* no período 2004-2012, 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 estiver abaixo do índice de Gini total, diz-se que o componente tem um caráter progressivo. É importante destacar que os índices de concentração podem variar de -1 a 1 e quanto mais próximo de -1 significa que a fonte de renda está sendo apropriada pelos indivíduos mais pobres na distribuição, e quanto mais próximo de 1 indica que a fonte da renda está concentrada nos indivíduos mais ricos.

Na Tabela 3, são apresentados os valores dos índices de concentração dos componentes de renda. Nesta, percebe-se que a parcela “Outras rendas” – que inclui a renda de aluguéis, doações, abonos, juros e dividendos – encontra-se acima do índice de Gini, significando que contribui de maneira significativa para ampliar a desigualdade. Já a parcela proveniente do Programa Bolsa Família é a única que está notavelmente abaixo, ou seja, que tem caráter progressivo. Por sua vez, as rendas provenientes do trabalho estão bem próximas ao índice de Gini, contudo, a renda do trabalho do homem está ligeiramente abaixo em todo o período, com exceção do ano de 2012. Logo, pode-se classificá-la como pouco progressiva, enquanto que a renda do trabalho da mulher se situa num patamar levemente acima, mostrando-se ser uma renda pouco regressiva.

Os resultados encontrados neste estudo estão em consonância com os achados de Hoffmann e Leone (2004) para o período de 1981 a 2002 em relação ao coeficiente de concentração do rendimento do trabalho dos homens e das mulheres. Sobre o coeficiente de concentração do rendimento dos homens, os autores observaram que o mesmo oscila paralelamente ao índice de Gini, permanecendo sempre em nível um pouco mais baixo, e, em relação ao coeficiente de concentração do rendimento do trabalho de mulheres, o mesmo permaneceu sempre acima do índice de Gini. Já em relação às parcelas “Seguridade social” e

“Previdência privada” não apresentaram um comportamento único. Em alguns momentos a concentração é maior que o índice de Gini e em outros momentos é menor. Portanto, não há como classificá-las em regressivas ou progressivas neste período estudado.

Tabela 3 – Índices de concentração (C_h) dos componentes da renda. Brasil, 2004-2012.

Compo- nentes/ Ano	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012
Índice de Gini	0,5730	0,5691	0,5576	0,5484	0,5470	0,5355	0,5241	0,5227
Trabalho do homem	0,5564 (0,0039)	0,5460 (0,0037)	0,5477 (0,0025)	0,5435 (0,0026)	0,5326 (0,0040)	0,5301 (0,0027)	0,5236 (0,0027)	0,5295 (0,0040)
Trabalho da mulher	0,5986 (0,0040)	0,5977 (0,0044)	0,5892 (0,0033)	0,5736 (0,0029)	0,5854 (0,0044)	0,5609 (0,0036)	0,5618 (0,0035)	0,5520 (0,0033)
Seguridade social	0,5997 (0,0062)	0,5944 (0,0055)	0,5570 (0,0038)	0,5435 (0,0041)	0,5643 (0,0058)	0,5444 (0,0039)	0,5116 (0,0043)	0,4972 (0,0040)
Previdência privada	0,6024 (0,0249)	0,6485 (0,0189)	0,5806 (0,0139)	0,5472 (0,0170)	0,5040 (0,0223)	0,4893 (0,0162)	0,4807 (0,0175)	0,4581 (0,0200)
Bolsa Família	-0,4145 (0,0070)	-0,4377 (0,0070)	-0,4538 (0,0039)	-0,5284 (0,0039)	-0,4884 (0,0042)	-0,5273 (0,0036)	-0,5323 (0,0030)	-0,5343 (0,0029)
Outras rendas	0,6925 (0,0137)	0,7076 (0,0123)	0,6798 (0,0089)	0,6762 (0,0091)	0,7006 (0,0137)	0,6721 (0,0109)	0,6887 (0,0111)	0,6870 (0,0309)

Fonte: elaboração dos autores com base nos dados da PNAD. Nota: os dados entre parênteses correspondem aos erros-padrão.

Ainda sobre os resultados da parcela denominada “Outras rendas”, observa-se que a mesma é a mais desigual (0,6881 na média no período, Tabela 4) dentre os componentes analisados. Este componente sofreu uma variação negativa de 0,79% no período, no entanto, segundo a Tabela 4, que traz os intervalos de confiança dos índices de concentração, essa variação não foi estatisticamente significativa, pois os intervalos de confiança estão sobrepostos. Possivelmente, isso se deve ao fato de ter havido muitas oscilações no período.

Em segundo lugar como a parcela da renda mais desigual, encontra-se a renda do trabalho da mulher, a qual corresponde a um índice de 0,5774 na média, com uma redução de 7,79%, estatisticamente significativa (segundo a Tabela 4). Assim, pode-se afirmar que esta renda realmente sofreu uma redução no grau de desigualdade entre 2004 e 2012, destacando a redução entre os anos 2006-2007 (de 0,5892 para 0,5736) e 2008-2009 (de 0,5854 para 0,5609), consideradas estatisticamente significantes. As reduções e os aumentos de desigualdade entre os demais anos não foram considerados estatisticamente significativos.

No que tange à evolução da disparidade dos rendimentos do trabalho do homem, a média do índice foi de 0,5387, tendo passado de 0,5564 para 0,5295 (redução de 4,83%), indicando que esse rendimento tornou-se menos concentrado. Apesar dos intervalos de confiança da Tabela 4 estarem sobrepostos na análise ano a ano, ou seja, não apresentarem significância estatística, na análise para a década a redução da desigualdade desta renda se comprova estatisticamente.

As parcelas “Seguridade social” e “Previdência privada”, com médias de 0,5515 e 0,5389, respectivamente, apresentaram reduções significativas da concentração no período 2004-2012, de 17,09% e 23,97%, nesta ordem, apesar de alguns anos apresentarem aumentos. Por último, a parcela da renda proveniente do Programa Bolsa Família apresentou desconcentração, podendo ser um forte fator para a redução da desigualdade de renda, cujo índice de concentração sofreu uma baixa de 28,90%, passando de -0,4145, em 2004, para -0,5343, em 2012, com uma média de -0,4896 no período.

Tabela 4 – Intervalo de confiança de 95% dos índices de concentração dos componentes de renda. Brasil, 2004-2012.

Ano	Trabalho do homem	Trabalho da mulher	Seguridade social	Previdência privada	Bolsa Família	Outras rendas
2004	[0,5488; 0,5639]	[0,5908; 0,6063]	[0,5876; 0,6117]	[0,5536; 0,6513]	[-0,4282; -0,4008]	[0,6656; 0,7193]
2005	[0,5388; 0,5531]	[0,5890; 0,6064]	[0,5836; 0,6052]	[0,6114; 0,6856]	[-0,4514; -0,4240]	[0,6835; 0,7317]
2006	[0,5428; 0,5526]	[0,5828; 0,5956]	[0,5496; 0,5644]	[0,5534; 0,6078]	[-0,4613; -0,4462]	[0,6622; 0,6973]
2007	[0,5385; 0,5486]	[0,5680; 0,5792]	[0,5354; 0,5516]	[0,5139; 0,5806]	[-0,5361; -0,5207]	[0,6583; 0,6940]
2008	[0,5247; 0,5405]	[0,5768; 0,5940]	[0,5529; 0,5758]	[0,4603; 0,5476]	[-0,4966; -0,4801]	[0,6737; 0,7275]
2009	[0,5249; 0,5353]	[0,5539; 0,5679]	[0,5368; 0,5521]	[0,4576; 0,5210]	[-0,5344; -0,5201]	[0,6508; 0,6934]
2011	[0,5183; 0,5288]	[0,5550; 0,5687]	[0,5032; 0,5200]	[0,4464; 0,5151]	[-0,5382; -0,5264]	[0,6670; 0,7104]
2012	[0,5217; 0,5373]	[0,5455; 0,5584]	[0,4893; 0,5050]	[0,4189; 0,4972]	[-0,5400; -0,5285]	[0,6265; 0,7475]

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

3.3 Decomposição do índice de Gini por componente de renda

O passo seguinte foi examinar a decomposição do índice de Gini por componente de renda para averiguar a contribuição de cada componente da renda sobre o grau de desigualdade total ou, em outras palavras, sobre a formação do índice de Gini. A Tabela

5 apresenta o índice de Gini como a soma dos índices de concentração dos componentes da renda ponderados pela participação de cada componente (). Além disso, exibe, em termos percentuais, a contribuição de cada componente na formação do índice de Gini.

É possível verificar que a desigualdade do componente “Outras rendas” não foi a que mais contribuiu para a disparidade da renda domiciliar *per capita*, pois, apesar de apresentar um alto índice de concentração (em média de 0,6881, como pode ser visto na Tabela 3), possui uma participação muito pequena na renda (de 2,71%, como pode ser visto na Tabela 2). Em 2012, o índice de Gini foi de 0,5227, sendo que 0,0162 foi decorrente de “Outras rendas”, o equivalente a uma contribuição de 3,10%. A parcela mais responsável pela disparidade de renda é a do trabalho do homem, que responde por cerca de 51,65% da formação do índice de Gini em 2012 (0,2700 de 0,5227). Justifica-se este fato devido à alta participação deste componente na renda (em média de 51,39%), além de ter um índice de concentração alto (em média de 0,5387), mesmo não sendo o maior.

Tabela 5 – Decomposição do índice de Gini por componente de renda. Brasil, 2004-2012.

Ano	Trabalho do homem		Trabalho da mulher		Seguridade social		Previdência privada		Bolsa Família		Outras rendas		Índice de Gini
	$C_1 \phi_1$	%	$C_2 \phi_2$	%	$C_3 \phi_3$	%	$C_4 \phi_4$	%	$C_5 \phi_5$	%	$C_6 \phi_6$	%	
2004	0,2905	50,70	0,1406	24,54	0,1134	19,79	0,0093	1,63	-0,0028	-0,49	0,0220	3,84	0,5730
2005	0,2803	49,26	0,1416	24,88	0,1141	20,05	0,0112	1,97	-0,0026	-0,45	0,0244	4,29	0,5691
2006	0,2809	50,38	0,1453	26,05	0,1033	18,52	0,0087	1,57	-0,0031	-0,56	0,0225	4,04	0,5576
2007	0,2827	51,55	0,1434	26,15	0,1002	18,28	0,0078	1,43	-0,0030	-0,55	0,0173	3,15	0,5484
2008	0,2725	49,81	0,1461	26,71	0,1075	19,64	0,0065	1,19	-0,0043	-0,78	0,0188	3,44	0,5470
2009	0,2699	50,40	0,1419	26,50	0,1054	19,68	0,0064	1,19	-0,0039	-0,74	0,0159	2,96	0,5355
2011	0,2680	51,13	0,1470	28,05	0,0959	18,29	0,0058	1,11	-0,0049	-0,93	0,0123	2,35	0,5241
2012	0,2700	51,65	0,1438	27,51	0,0923	17,67	0,0052	0,99	-0,0048	-0,92	0,0162	3,10	0,5227

Fonte: elaboração dos autores com base nos dados da PNAD. Nota: $C_h \phi_h$ denota a multiplicação do índice de concentração pela participação da h -ésima parcela da renda, onde $h = 1, 2, \dots, 6$.

A renda do trabalho da mulher ficou em segundo lugar em termos de contribuição para a desigualdade, com uma contribuição de 27,51% em 2012, representando um aumento de 2,97 pontos percentuais no período de 2004 a 2012. Isso se deve, principalmente, ao alto índice de concentração (em média de 0,5774), o qual se situa acima do índice de Gini e a uma participação relativamente alta (de 24,91%, em média). Em 2012, o índice de concentração chegou a 0,5520, enquanto o índice de Gini era 0,5227.

A parcela “Seguridade social” tem a terceira maior contribuição para a disparidade de renda (0,0923 de 0,5227), correspondendo a 17,67% em 2012, a qual se manteve estável pra-

ticamente em todo o período. A parcela “Previdência privada” contribui com uma pequena parte da formação do índice de Gini e ainda apresentou contração no período, saindo de 1,63% em 2004 para 0,99% em 2012, representando uma queda de 0,64 pontos percentuais.

Por fim, a parcela da renda do Programa Bolsa Família foi a única a contribuir de maneira negativa no grau de desigualdade total em todo o período, indicando que a mesma colaborou para reduzir o índice de Gini. Em 2004, por exemplo, a renda do Programa Bolsa Família foi responsável pela redução do índice em 0,0028, enquanto em 2012 colaborou com a retração do índice em 0,0048. Isso reflete o aumento da participação deste componente na renda das famílias.

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

É possível saber se a redução no valor absoluto que ocorreu no índice de Gini de 0,0503 (passou de 0,5730 para 0,5227, como pode ser visto na Tabela 1) deveu-se às mudanças na composição (peso) de cada parcela na renda domiciliar *per capita* (efeito-composição) ou às alterações na concentração das mesmas (efeito-concentração). Para isso, a Tabela 6 apresenta a decomposição da variação no valor absoluto do índice de Gini segundo o efeito-composição e o efeito-concentração no período 2004-2012.

Analisando a Tabela 6, pode-se perceber que a renda da seguridade social, seguida da renda do trabalho do homem e da renda do trabalho da mulher foram as que mais contribuíram para a diminuição da desigualdade de renda, onde, juntas, somam mais de 87% da explicação da redução do índice de Gini de 0,0503. As contribuições decorrentes da renda do trabalho do homem e da mulher e das previdências pública e privada deveram-se ao efeito-concentração, 27,58%, 22,95%, 38,18% e 3,85%, respectivamente, pois suas participações na renda domiciliar ficaram praticamente estáveis no período. Já a componente “Outras rendas” colaborou mais pela mudança na composição da renda (2,31%) do que pela alteração na concentração (0,30%).

A parcela do Programa Bolsa Família merece um destaque especial. Embora a sua participação na redução da desigualdade não tenha sido a maior, visto que alcançou a taxa de 6,48%, sua participação na renda do domicílio mudou muito, isto é, seu efeito-composição foi de 4,60%, tornando-se, assim, um fator essencial na explicação da redução na desigualdade de renda, como apontado por Souza (2013).

Tabela 6 – Decomposição da variação no valor absoluto do índice de Gini segundo efeito-composição e efeito-concentração (%). Brasil, 2004-2012.

Componentes	Efeito-composição	Efeito-concentração	Efeito total
Trabalho do homem	-0,12	27,58	27,46
Trabalho da mulher	-1,40	22,95	21,55
Seguridade social	0,00	38,18	38,18
Previdência privada	-0,15	3,85	3,71
Bolsa Família	4,60	1,87	6,48
Outras rendas	2,31	0,30	2,61
Total	5,26	94,74	100,00

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

IV. Considerações finais

Este artigo teve como objetivo avaliar a contribuição das diversas fontes de renda e seus impactos na desigualdade da renda domiciliar *per capita* no Brasil, a partir da base de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), de 2004 a 2012, e das metodologias propostas por Kakwani, Wagstaff e Doorslaer (1997) e Hoffmann (2006) e Soares (2006).

O primeiro objetivo foi investigar o índice de Gini para o Brasil. Os resultados alcançados indicam que o índice de Gini apresentou uma diminuição de aproximadamente 8,78% no período analisado, evidenciando uma queda na desigualdade de renda no âmbito domiciliar *per capita*. Em relação à participação de cada componente na renda domiciliar *per capita*, verificaram-se alterações na composição, com uma leve diminuição na participação do trabalho do homem, na previdência privada e na parcela “Outras rendas”. Por sua vez, a renda do trabalho da mulher, a previdência privada e o Programa Bolsa Família evidenciaram acréscimos na participação.

O objetivo seguinte foi o de avaliar a evolução da desigualdade de renda no Brasil através do índice de concentração. A análise mostrou que a parcela “Outras rendas” contribui de maneira significativa para ampliar a desigualdade, ou seja, é bastante regressiva. Já a parcela do Programa Bolsa Família é a única que tem caráter notadamente progressivo. Por sua vez, a renda do trabalho do homem é pouco progressiva, enquanto que a renda do trabalho da mulher mostrou-se ser uma renda pouco regressiva. As parcelas “Seguridade social” e “Previdência privada” não apresentam um comportamento único. Portanto, não há como classificá-las em regressivas ou progressivas neste período estudado. Todas as rendas apresentaram desconcentração.

Os resultados para a decomposição da mudança do índice de Gini segundo o efeito-composição e o efeito-concentração no Brasil demonstraram que a renda da seguridade social, seguida das rendas do trabalho do homem e da mulher, foram as que mais contribuíram para a diminuição da desigualdade de renda no Brasil. As contribuições deveram-se, praticamente, ao efeito-concentração, isto é, as alterações nas participações das rendas no domicílio não foram tão relevantes para explicar a redução da desigualdade, em vez disso, a desconcentração dessas rendas é que tiveram o papel mais relevante.

As causas da melhoria na desigualdade de renda no Brasil, como podemos perceber, foram decorrentes do avanço na distribuição dos rendimentos do trabalho, assim como do aumento no piso previdenciário e a expansão no número de beneficiários, como os do Programa Bolsa Família (PBF) e os do Benefício de Prestação Continuada (BPC), como apontou Barros (2007).

Concluindo, os resultados encontrados indicam uma tendência de desconcentração da renda domiciliar *per capita*, apesar de sua evolução observada ao longo dos anos ser ainda pequena quando comparada ao nível de concentração existente. Assim, reforça-se a importância de políticas públicas que visem à desconcentração da renda, em especial a renda do trabalho, já que esta tem uma participação bastante significativa na renda dos domicílios e sua dinâmica reflete, de maneira expressiva, a trajetória rumo a uma sociedade mais igualitária.

Income and inequality in Brazil: 2004-2012

Abstract: This work evaluated the income contribution to reduce Brazilian income inequality (2004-2012). Using the method of decomposing of the Gini index on elements of income proposed by Kakwani, Wagstaff and Doorslaer (1997), as well as the methodology of decomposition of the change in the Gini index, the effect of composition and concentration-effect developed by Hoffmann (2006) and Soares (2006), from the decomposition proposed by Shorrocks (1982), the results indicated that the redistribution of income from the labor income of man, social security and women's labor income were greatly responsible for the decline in Brazilian inequality.

Keywords: Income inequality. Gini index. Income distribution. Labour income.

Referências

- 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. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (orgs.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Vol. 2. Brasília: IPEA, p. 507-549, 2007.

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. (orgs.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: IPEA, v. 2, p. 507-549, 2007.

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 (36), p. 287-315, ago. 2009.

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

HOFFMANN, R. 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, junho 2006.

HOFFMANN, 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*, 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*, v. 77, p. 87-103, 1997.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO. *Relatório de Desenvolvimento Humano (RDH)*. 2013.

SABOIA, J. O Salário Mínimo e seu potencial para a Melhoria da Distribuição de Renda no Brasil. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (orgs.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: IPEA, vol. 2, p. 479-497, 2007.

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

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, junho 2006.

SOARES, S.; 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. (eds.). *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.

Recebido para publicação em maio de 2014.

Aprovado para publicação em dezembro de 2014.

