

Desigualdade de renda familiar per capita: uma análise segundo as fontes de renda (2001 e 2015)

Autores: **Debora Chaves Meireles** é doutora em Economia pela Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF) e é mestre em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Norte. **Weslem Rodrigues Faria** é doutor em Teoria Econômica pela Universidade de São Paulo (IPE-USP) e é mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG). **Adryse Vicente de Lima** é bacharel em Economia pela Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF).

Resumo

Este estudo objetivou analisar a desigualdade de renda familiar per capita no Brasil, olhando mais especificamente para as fontes. Os procedimentos metodológicos utilizados, baseados nos dados da PNAD, foram à decomposição do índice de Gini por fontes de renda do ano de 2001 e 2015 e a análise fatorial. Para decompor o índice de Gini foram consideradas sete fontes de rendimento. Os resultados indicaram que o índice de Gini da renda familiar brasileira passou de 0,61 no ano de 2001 para 0,49 em 2015. Notou-se o mesmo comportamento para as Unidades da Federação. A decomposição do índice de Gini indicou que o Trabalho Principal foi a fonte de renda que mais contribuiu para a redução do grau da desigualdade de renda familiar em todos os contextos analisados, e as Aposentadorias e Pensões Oficiais foram as que mais contribuíram para concentrar renda. A análise fatorial indicou a existência de duas dimensões do rendimento e padrões que diferenciam os estados das regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste dos estados das regiões Nordeste e Norte.

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

JEC: I3, I32, I38.

Abstract

This study aimed to analyze the per capita household income inequality in Brazil, looking more specifically at the sources. The methodological procedures used, based on PNAD data, were the decomposition of the Gini index by income sources from 2001 and 2015 and the factor analysis. To break down the Gini index, seven income sources were considered. The results indicated that the Gini index of Brazilian family income went from 0.61 in 2001 to 0.49 in 2015. The same behavior was observed for Federation Units. The breakdown of the Gini index indicated that Principal Labor was the source of income that most contributed to reducing the degree of household income inequality in all contexts analyzed, and Official Retirements and Pensions contributed the most to concentrate income. The factor

analysis indicated the existence of two income dimensions and patterns that differentiate the states of the Southeast, South and Center-West regions from the states of the Northeast and North regions.

Keywords: Income Inequality; Decomposition Analysis; Gini Index; Income Dimensions.

Introdução

Os esforços desenvolvidos, nas últimas décadas, para distribuir a renda de forma mais equitativa foram significativos, mas ainda insuficientes. Uma série de indicadores econômicos tem destacado o Brasil em relação aos demais países do mundo: altas taxas de crescimento do PIB combinada com o progresso social, entradas de recursos externos e aumento das exportações. No entanto, de acordo com Barros *et al.* (2007), o Brasil ainda continua sendo um dos países com maior concentração de renda no mundo. Trabalhos como o de Hoffmann (2009), Barros *et al.* (2007) e Mendonça e Oliveira (2001) destacaram que os indicadores de desigualdade de renda apresentaram uma queda a partir da década de 2000. Essa tendência declinante deve-se ao aprimoramento da conjuntura econômica com amplas reformas (e.g. repasse de rendas como pensões e aposentadorias, Benefícios de Prestação Continuada (BPC), benefícios como o Programa Bolsa Família e mudanças observadas na distribuição de rendimentos do trabalho) que mantiveram o progresso do crescimento, em parte, inclusivo, com o aumento do poder de compra, o que pode ter gerado ganhos para os mais pobres.

No âmbito nacional, nos últimos anos, alguns estudos, que serão tratados a seguir, tentaram identificar a contribuição de diferentes fontes de renda para a desigualdade de renda familiar. Tais estudos empíricos ajudaram a identificar a natureza da desigualdade de renda brasileira e conceber políticas para melhorar a distribuição de renda. Um raciocínio chave para estudar decomposição por fontes de renda é entender como as mudanças nas fontes de rendas específicas afetam a desigualdade geral. Isto é, qual o impacto que um aumento marginal em uma determinada fonte de renda tem sobre a desigualdade?

No entanto, não existe nenhum estudo para o Brasil que identifique a contribuição de diferentes componentes por fontes de renda no índice de Gini das Unidades da Federação (UF). Em vez disso, a maioria dos estudos decompõe os efeitos das fontes de renda na desigualdade de renda familiar¹. Hoffmann (2009) estimou a desigualdade de renda no Brasil. Para o espaço rural, Ferreira e Souza (2007) investigaram como a previdência social contribuiu para a concentração de renda brasileira. Silva e Lopes (2008) analisaram a desigualdade nos espaços rurais

¹ A renda familiar oriunda de diversas origens como: aposentadorias e pensões oficiais (APO), aposentadorias e pensões privadas (APP), outros trabalhos (soma dos demais trabalhos com trabalho secundário) (OTR), aluguéis (ALU), doações de não moradores (DOA), Juros da caderneta de poupança e dividendos e outros rendimentos de aplicações (JUR), e o trabalho principal (TRP).

do Nordeste brasileiro, inclusive com foco nas fontes de renda de aposentadorias e pensões. Por outro lado, Cavalcanti *et al.* (2012) ampliaram a análise para os espaços urbanos da mesma região.

A desigualdade de renda familiar *per capita* é um problema no país, e este estudo tem como objetivo analisar quais as fontes de renda que tem contribuído para a desigualdade de renda nas UF do Brasil. Inclusive, pretende-se identificar como essas fontes compõem a renda familiar e compreender a relevância que cada uma tem dentro da desigualdade em um dado momento.

Para a mensuração da desigualdade de renda familiar *per capita*, empregou-se o coeficiente de Gini como medida preferida de desigualdade. Esta medida não só satisfaz todas as propriedades desejáveis de uma medida de desigualdade, mas é também decomponível por fonte de renda, de acordo com Fei e Ranis (1978) e Pyatt *et al.* (1980). A técnica de Análise Fatorial foi utilizada para gerar dimensões de características que são baseadas nas variáveis utilizadas e que compõem o índice de Gini. Essa análise possibilita entender quais as dimensões que possuem maior peso nas fontes de renda. Os dados utilizados correspondem aos microdados da Pesquisa por Amostra de Domicílios (PNAD), realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O período de análise escolhido, de 2001 e 2015, justifica-se pelo fato que desde o ano de 2001, segundo Barros *et al.* (2007), a desigualdade de renda tem apresentado redução de forma acentuada no Brasil. Esta queda contínua da desigualdade nos anos recentes estimulou a retomada do debate a respeito da distribuição de renda, assim como quantificar e explicar a tendência dos diferenciais de rendimentos familiares no Brasil.

A desigualdade no Brasil, medida pelo índice de Gini com base na renda familiar, mudou de 0,581 em 2001 para 0,507 em 2015, indicando que apresentou queda durante a última década. No entanto, o artigo concluiu que o principal fator contribuinte foi a fonte de renda correspondente ao Trabalho Principal (TRP). As UF que apresentaram maior desigualdade estão localizadas na região Nordeste. A Análise Fatorial mostrou que as UF do Nordeste também apresentaram os maiores valores para a variável “Doações e outros”, quando comparada ao restante do país.

Além dessa introdução, o presente estudo se divide em mais quatro sessões. A segunda apresenta a revisão de literatura, abordando a evolução da desigualdade de renda no Brasil, no período de 1960 a 2010. A terceira traz a metodologia utilizada no estudo. A quarta analisa e expõe os resultados obtidos no trabalho. Por fim, tem-se as considerações finais do estudo.

1. Desigualdade de renda no Brasil (1960 – 2010)

A desigualdade na distribuição de renda no Brasil teve início no período colonial e perdura até os dias atuais. O sistema de concentração de terra baseou-se na composição de grandes latifúndios, ligados também ao modelo agrário que se



caracterizou pela exportação de produtos primários. No século XIX, a desigualdade na distribuição de riqueza colaborou para o prolongamento do problema da desigualdade de renda no Brasil.

No início da colonização o acúmulo de terras representava um símbolo de poder, e esse cenário se prolongou até o início do século XX, contribuindo para a formação do poder político centralizado e paternalista no qual o Brasil se manteve até a Segunda Guerra Mundial. O Processo de Substituição de Importações (PSI) conforme destacado por Melo e Monte (2015), também incidiu um ciclo de aumento na concentração de renda no Brasil, essa magnitude apresentou-se na mesma proporção em que foram utilizando melhores tecnologias, intensas em fator capital.

Os primeiros estudos e debates sobre distribuição de desigualdade de renda no País ocorreram especificamente após a realização do Censo Demográfico/IBGE de 1960 e de 1970. Neste período, apesar do crescimento da economia no Brasil ter centrado no desenvolvimento industrial, o declínio do valor real do salário mínimo apresentou-se como um fator determinante da crescente concentração de renda em relação aos outros países do mundo (LANGONI, 2005).

Langoni (2005) foi um dos primeiros estudiosos a questionar os motivos para a acentuada desigualdade de renda no país, mostrando o resultado de dois mecanismos para esclarecer a elevação na desigualdade. O primeiro mecanismo faz referência a alterações na formação da força de trabalho; enquanto que o segundo mecanismo faz alusão ao aumento da demanda por mão de obra com melhor qualificação, que acompanhado de uma oferta inelástica de mão de obra qualificada resultaria um desequilíbrio no mercado de trabalho. Esses mecanismos aumentaram os diferenciais do salário a favor da mão de obra qualificada. Este resultado é mais visível em zonas urbanas e na região Sudeste do Brasil. Fishlow (1978) apresentou um argumento contrário de Langoni (2005), em que o crescimento da desigualdade se originou a partir de fatores estruturais e da condução da política econômica do período.

A década de 1970 foi marcada pelo Milagre Econômico, período em que o Brasil passou por um significativo crescimento econômico, atrelado ao crescimento industrial e de centros urbanos. Durante esse período, era esperado que o crescimento gerasse benefício econômico a todos, porém houve um aumento da concentração de renda no Brasil. O rápido crescimento econômico gerado teria motivado ganhos reais para todas as classes de renda, mas principalmente para os grupos mais elevados, o que permitiu que a concentração continuasse, porém menor que a observada no período que anterior. Os modelos de desenvolvimento ocorridos no Brasil resultaram no desencadeamento de um forte debate a respeito das principais causas que levaram ao aumento da desigualdade (MELO; MONTE, 2015).

Depois de apresentar crescimento pronunciado entre as décadas de 1960 e 1970, o índice de Gini não apresentou alterações durante grande parte dos anos de

1980. Apesar de ter apresentado quedas entre 1984 e 1986, a desigualdade de renda voltou a crescer motivado pela hiperinflação ocorrida após o término do Plano Cruzado, atingindo o pico global de 0,62 da série em 1989 (FERREIRA, 2000). Dados da PNAD/IBGE do ano de 1989 mostram que o índice de Gini do rendimento das pessoas ocupadas atingiu 0,630, classificando o Brasil como o mais desigual entre os países do mundo com dados confiáveis sobre a distribuição de renda (HOFFMAN, 2006).

A década de 1990 foi caracterizada por uma diminuição no índice de desigualdade de renda, devido principalmente ao controle da inflação, motivada pelo Plano Real no ano 1994 (FERREIRA, 2000). Esse controle da inflação foi benéfico para os mais pobres, visto que o poder de compra ampliou (CAVALCANTI *et al.* 2012).

Barros e Mendonça (1995) analisaram os aspectos mais relevantes acerca da desigualdade social no Brasil, tendo como foco a desigualdade de renda. Três fatores foram destacados como fundamentais para a segmentação no mercado de trabalho brasileiro: ramo de atividade econômica, formal-informal e regional; discriminação por cor e gênero; e experiência no mercado de trabalho e escolaridade do trabalhador.

Na década de 2000, a retomada do crescimento econômico e a queda da desigualdade de renda, de acordo com Pochmann (2010), foram impulsionadas pelo aumento dos investimentos do mercado interno e do consumo, devido à elevação da renda das famílias. Ferreira *et al.* (2007) encontraram três fatores fundamentais para a queda da desigualdade de renda. O primeiro fator foi a queda nos retornos da educação, associada à redução da desigualdade de renda entre os distintos grupos educacionais. O segundo fator diz respeito à renda das famílias das áreas urbanas e rurais que sofreram convergência. Por fim, houve aumento dos programas governamentais de transferência de renda e melhor focalização dos mesmos.

2. Evidências empíricas

Hoffman (2006) analisou o crescimento da participação da mulher no mercado de trabalho e como os seus rendimentos impactaram a renda domiciliar *per capita* e a desigualdade de renda no Brasil entre os anos de 1981 e 2002. A partir do uso dos microdados da PNAD e do método de decomposição do índice de Gini pelos rendimentos, observou-se uma queda na participação da renda do trabalho masculino e evolução na contribuição da renda do trabalho das mulheres, bem como da renda proveniente de aposentadorias e pensões.

Silva e Lopes (2008) estudaram o impacto de rendimentos provenientes de pensões e da aposentadoria na desigualdade de renda familiar *per capita* e pobreza rural na região Nordeste brasileiro para o ano de 2006. Os autores utilizaram os microdados da PNAD, o método de decomposição do índice de Gini por fontes de



renda e o índice de pobreza. O índice de Gini no ano de 2006 era de 0,41. As rendas do trabalho principal e de rendimentos de juros contribuíram para reduzir a desigualdade entre as famílias do meio rural no Nordeste no ano analisado. Os resultados desse estudo indicaram que a participação de pensões e aposentadorias no rendimento *per capita* das famílias tinham importância maior nos estratos de renda mais baixos, e essa participação tendia a cair com a elevação da renda *per capita*. Além disso, mostrou que o percentual de famílias abaixo da linha da pobreza aumentaria caso não existisse aposentadorias nas famílias rurais do Nordeste.

Cacciamali (2005) analisou a desigualdade da distribuição de renda domiciliar nas macrorregiões brasileiras, entre os anos de 2001 e 2006. Os microdados da PNAD foram utilizados para analisar a decomposição do índice de Gini por três fontes de renda: trabalho (incluindo as rendas de todos os trabalhos), aposentadorias e pensões e transferências públicas de renda (que incluindo juros e dividendos). Os resultados indicaram que a renda do trabalho era o principal tipo de renda associado à diminuição do grau de desigualdade da distribuição de renda.

Hoffmann (2009) mensurou a importância das aposentadorias e pensões e de outras parcelas do rendimento domiciliar *per capita* no Brasil. Utilizou os microdados da PNAD no período de 2001 a 2007, analisando como rendimentos de aposentadorias e pensões, do trabalho, de aluguéis e de outras parcelas de rendimento influenciaram na discrepância de renda. Os resultados apontaram que uma média de 50% do declínio no índice de Gini deveu-se a mudanças no rendimento dos salários do setor privado.

Cavalcanti *et al.* (2012) buscaram analisar a distribuição da renda familiar *per capita* e a pobreza nos meios rural e urbano do Estado da Bahia. Para o estudo, foram utilizados os microdados da PNAD para os anos de 2001, 2005 e 2009. Os autores utilizaram o índice de Gini decomposto por fontes de renda, o índice de entropia de Theil e o índice de pobreza de *Foster-Greer-Thorbecke* (FGT). Empregaram, ainda, a decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973). Os resultados indicaram que houve um declínio na taxa de pobreza e na desigualdade de renda familiar na Bahia, mesmo assim, seus patamares ainda permaneciam altos. Apesar da alta disparidade de renda entre os ambientes rural e urbano, as concentrações de rendimento dentro de cada ambiente seriam ainda desfavoráveis. Destacaram que a fonte com maior impacto na renda total foi a do Trabalho Principal, sendo assim, a que mais contribuiu para o declínio da desigualdade. Inclusive, constataram que a localização foi um fator agravante na determinação da discrepância de renda.

Por fim, Melo e Monte (2015) analisaram a desigualdade de renda domiciliar *per capita* em macrorregiões brasileiras. Utilizando os microdados da PNAD para os anos de 2004 a 2012, aplicaram o método de decomposição do índice de Gini em parcelas de rendimento. Os resultados encontrados indicaram que as alterações



realizadas nas rendas provenientes do trabalho do homem, trabalho da mulher e da previdência pública foram os maiores responsáveis pelo declínio da desigualdade no Sudeste, Sul e Centro-Oeste do Brasil. Nas regiões Nordeste e Norte, o Bolsa Família foi um dos principais fatores.

3. Metodologia

3.1. Dados

Foram utilizados os dados da PNAD para os anos de 2001 e 2015. Neste estudo, optou-se por utilizar o desenho amostral dos dados, pois o tratamento incorreto do plano amostral poderia levar a resultados viesados. O período de análise escolhido justifica-se pelo fato que desde o ano de 2001, segundo Barros *et al.* (2007), a desigualdade de renda tem apresentado redução de forma acentuada no Brasil. Assim, esta queda contínua da desigualdade nos anos recentes estimulou a retomada do debate a respeito da distribuição de renda, em especial, o papel do hiato de rendimentos familiar *per capita* no Brasil.

Foram utilizados alguns critérios para a construção da amostra do estudo. Para a composição das famílias, foram considerados todos os chefes de família, exceto empregados domésticos, parentes de empregados domésticos, pensionistas e menores de 10 anos que compunham a família. A renda familiar *per capita* foi obtida por meio da divisão do valor encontrado da renda pelo número de membros da família. O cálculo deve ser considerado pela variável peso da família. Os dados da PNAD foram deflacionados pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), tendo como base o ano de 2015.

Para decompor o índice de Gini, foram consideradas sete fontes de rendimento: Aposentadorias e Pensões Oficiais (APO); Aposentadorias e Pensões Privadas (APP); Outros Trabalhos (soma dos demais trabalhos com trabalho secundário) (OTR); Aluguéis (ALU); Doações de Não Moradores (DOA); Juros da Caderneta de Poupança e Dividendos e Outros Rendimentos de Aplicações (JUR); e o Trabalho Principal (TRP).

3.2. Mensurando a desigualdade de renda: Índice de Gini

3.2.1. Índice de Gini

O Índice de Gini é um instrumento usado para medir o grau de desigualdade de renda em determinado grupo. Ele aponta a diferença entre os rendimentos dos mais pobres e dos mais ricos, e varia de zero a um, em que zero indica uma distribuição totalmente igualitária da renda e um indica uma perfeita desigualdade na distribuição da renda.

O índice é representado pela curva de Lorenz e é calculado por meio da representação percentual da área entre a curva de Lorenz e a linha de perfeita igualdade. Considerando que a área do triângulo que se forma abaixo da linha de

perfeita igualdade seja igual a $1/2$, então algebricamente, o índice de Gini pode ser definido pela equação:

$$IG = \frac{\frac{1}{2} - \int_0^1 L(p)dp}{\frac{1}{2}} = 1 - 2 \int_0^1 L(p)dp \quad (1)$$

3.2.2. Decomposição do Índice de Gini por fontes de renda familiar

Segundo Cavalcanti *et al.* (2012), o índice de Gini permite avaliar a concentração de rendimento por três fontes: a razão de correlação ao índice Gini de cada fonte de renda e a participação de cada fonte de renda na renda total familiar.

O índice de Gini desagregado por fontes de renda apresenta valores entre os intervalos de 0 a 1, em que quanto mais próximo de zero **menor é a desigualdade de um país**. A distribuição de renda total das famílias pelo coeficiente de Gini é dada por:

$$G(Y) = \frac{(2cov[Y, F(Y)])}{\mu} \quad (2)$$

em que G simboliza o coeficiente de Gini da renda familiar total, cov representa a covariância; μ a renda média dos grupos analisados (famílias) e, $F(Y)$, o total da distribuição de renda acumulada das famílias.

A decomposição por fontes de renda familiar do coeficiente de Gini é dada pela Equação (3):

$$G(Y) = \sum_{k=1}^m S_k R_k G(Y_k) \quad (3)$$

$$\text{em que } S_k = \frac{\mu_k}{\mu}, R_k = \frac{cov[Y_k, F(Y)]}{cov[Y_k, F(Y_k)]} \text{ e } G(Y_k) = \frac{(2 cov [Y_k, F(Y_k)])}{\mu_k}.$$

S_k representa a atuação da fonte da renda k na renda total familiar; μ_k representa a renda média da fonte de renda k ; μ equivale à média da renda familiar total; R_k é a razão de correlação; $cov [Y_k, F(Y)]$ representa a covariância entre a renda da fonte k e o *rank* da renda total familiar; $G (Y_k)$ é o coeficiente de Gini para cada fonte k de renda.

Por meio dessas equações, se obtém o coeficiente de concentração relativa da fonte k na desigualdade total da renda familiar:

$$g_k = R_k \frac{G(Y_k)}{G(Y)} \quad (4)$$

Quando $g_k < 1$, a fonte de renda contribui para o declínio da desigualdade e quando $g_k > 1$, a fonte de renda contribui para o aumento da desigualdade.

3.3. Análise Fatorial

A Análise Fatorial foi utilizada para gerar dimensões de características baseadas nas variáveis utilizadas e que compõem o índice de Gini. Essa análise possibilita entender quais as fontes de renda possuem maior peso nas dimensões (fatores).

A Análise Fatorial é uma técnica estatística multivariada utilizada para retratar relações complexas entre conjuntos de variáveis. O propósito essencial desta técnica possibilita extrair um número reduzido de fatores, que correspondem a combinações lineares das variáveis originais.

Neste modelo, o primeiro fator contém o maior percentual de explicação da variância total das variáveis da amostra e o segundo fator contém o segundo maior percentual, e assim por diante. Cada uma das variáveis pode ser descrita como combinações lineares dos fatores comuns que irão esclarecer a parcela da variância de cada variável, mais um desvio que resume a parcela da variância total não explicada por esses fatores (MINGOTI, 2013).

Considera-se a matriz de correlação que relaciona linearmente as variáveis padronizadas Z e os m fatores comuns desconhecidos:

$$\begin{aligned} Z_1 &= l_{11}F_1 + l_{12}F_2 + \dots + l_{1m}F_m + \varepsilon_1 \\ &\quad \vdots \\ Z_p &= l_{p1}F_1 + l_{p2}F_2 + \dots + l_{pm}F_m + \varepsilon_p \end{aligned} \quad (5)$$

O modelo assume que as variáveis Z_i estão relacionadas linearmente com novas variáveis aleatórias F_j (fatores); l_{ij} (*loading* ou carga fatorial) é o coeficiente da i -ésima variável padronizada Z_i no j -ésimo fator F_j e representa o grau de relacionamento linear entre Z_i e F_j . As informações das p variáveis originais padronizadas são representadas por $(p+m)$ variáveis não observáveis (ε e F).

Em notação matricial tem-se:

$$D(X - \mu) = LF + \varepsilon \quad (6)$$

em que D representa uma matriz diagonal constituída pelos inversos da variância de cada variável, L é a matriz das cargas fatoriais e ε é um vetor aleatório da variância específica ou fatores não observáveis.

As cargas fatoriais possibilitam a identificação do perfil de cada fator, de acordo com os valores mais altos em módulo. Os fatores criados dimensionam as características inerentes às variáveis que o formam. No entanto, a compreensão dos fatores originais pode não ser comum devido a valores próximos dos coeficientes l_{ij} em diversos fatores distintos. De forma a sanar o problema, realiza-se uma alteração ortogonal dos fatores originais buscando estruturas mais simples. A rotação ortogonal resguarda a orientação original entre os fatores, conservando-os

perpendiculares. Nesse trabalho, foi empregada a rotação VARIMAX. Os coeficientes da matriz L foram calculados por componentes principais, pois grande parte das variáveis não apresentaram distribuição normal univariada ou multivariada. Caso contrário, poderia ser utilizado o método da Máxima Verossimilhança.

4. Análise dos resultados

4.1. Estatísticas sobre renda familiar per capita

De acordo com o levantamento amostral dos microdados da PNAD, 107.391 e 121.181 famílias brasileiras foram analisadas nos anos de 2001 e 2015, respectivamente. Com a amostra expandida a partir da variável referente ao peso da família obteve-se um total de 49.157.739 famílias em 2001 e 69.756.940 famílias brasileiras em 2015.

A Tabela 1 apresenta a distribuição das famílias brasileiras por estrato de renda *per capita* no Brasil para os anos de 2001 e 2015. Observa-se que o cenário brasileiro apresentou melhoria entre os anos analisados. Enquanto, no ano de 2001, a parcela de famílias presentes nos sete primeiros estratos de renda *per capita* correspondia a 53% do total, em 2015, tal percentual foi de 21%. A parcela de famílias que possuíam rendimento mensal *per capita* superior a R\$ 2.000,00 era de 10% em 2001 e, em 2015, de 14%.

Tabela 1 – Distribuição das famílias por estrato de renda *per capita* no Brasil – 2001 e 2015

Estrato de renda <i>per capita</i>	2001				2015			
	Núm. Famílias (mil)	%	Freq. Acumulada (%)	Renda familiar <i>per capita</i> (R\$)	Núm. Famílias (mil)	%	Freq. Acumulada (%)	Renda familiar <i>per capita</i>
0-50	866.769	1,76	1,76	30,98	650.064	0,93	0,93	34,74
50-100	2.293.931	4,67	6,43	75,36	1.267.077	1,82	2,75	71,86
100-150	2.894.381	5,89	12,32	121,77	1.350.873	1,94	4,68	121,8
150-200	3.348.494	6,81	19,13	170,09	1.791.838	2,57	7,25	175,15
200-250	3.453.945	7,03	26,16	224,61	1.975.071	2,83	10,08	221,69
250-300	2.724.189	5,54	31,70	270,16	2.643.486	3,79	13,87	268,77
300-500	10.389.023	21,14	52,83	397,61	10.474.22	15,02	28,89	392,08
500-1000	11.481.563	23,36	76,19	701,49	23.507.04	33,70	62,59	726,69
1000-2000	6.721.064	13,67	89,87	1.376,94	16.199.58	23,22	85,81	1.358,59
+2000	4.981.380	10,13	100	4.559,93	9.897.691	14,19	100	4.350,85
Total	49.154.739	100			69.756.94	100		

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD (2001 e 2015).

A Tabela 2 mostra a renda média *per capita* familiar das UF brasileiras nos anos analisados. Os dados indicam uma elevada discrepância de rendimentos entre as UF. Trabalhos como de Barros *et al.* (2007), Hoffmann (2009), Mendonça e Oliveira (2010), dentre outros, ressaltam uma tendência declinante nos indicadores da desigualdade de renda no Brasil. Entretanto, apesar dessa redução, salienta-se

que esse declínio não segue uma forma homogênea entre as regiões brasileiras (SOARES, 2006).

Tabela 2 – Renda média *per capita* (em R\$) familiar das Unidades da Federação do Brasil – 2001 e 2015

Unidades da Federação	2001	2015
Amazonas (AM)	636,73	751,34
Roraima (RR)	675,22	974,22
Amapá (AP)	757,57	838,75
Pará (PA)	583,70	684,81
Tocantins (TO)	576,25	921,16
Rondônia (RO)	700,46	953,55
Acre (AC)	885,65	765,93
Maranhão (MA)	392,55	621,40
Piauí (PI)	430,28	714,37
Ceará (CE)	478,57	659,61
Rio Grande do Norte (RN)	526,71	811,16
Paraíba (PB)	462,86	792,88
Pernambuco (PE)	525,15	747,21
Alagoas (AL)	422,63	608,86
Sergipe (SE)	481,86	713,872
Bahia (BA)	474,34	746,00
Espírito Santo (ES)	789,28	1.137,36
Minas Gerais (MG)	741,79	1.134,13
Rio de Janeiro (RJ)	1.132,73	1.395,22
São Paulo (SP)	1.201,76	1413,621
Goiás (GO)	761,29	1.115,75
Mato Grosso (MT)	807,48	1.135,44
Mato Grosso do Sul (MS)	814,95	1.307,74
Distrito Federal (DF)	1.581,20	2.283,44
Paraná (PR)	899,60	1.339,43
Santa Catarina (SC)	990,72	1.455,74
Rio Grande do Sul (RS)	1.013,09	1.375,99

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD (2001-2015).

A Tabela 3 apresenta a renda média familiar *per capita* por fontes de renda no Brasil, em 2001 e 2015. Observa-se um aumento da renda, passando de R\$953,32 em 2001 para R\$1.227,93 em 2015. As fontes de renda indicadas por TRP, JUR, APP e APO, apresentaram um aumento do primeiro para o último ano avaliado no estudo, contribuindo assim para o resultado do crescimento da renda total. Com exceção das fontes de renda representadas por DOA, ALU e OTR.

Tabela 3 – Renda média familiar *per capita* por fontes de renda (em R\$) – 2001 e 2015

Fontes de renda	2001	2015
Aposentadorias e Pensões Oficiais (APO)	132,43	198,43
Aposentadorias e Pensões Privadas (APP)	46,24	59,99
Outros Trabalhos (soma dos demais trabalhos com trabalho secundário) (OTR)	27,38	23,57
Aluguéis (ALU)	19,05	13,28
Doações de Não Moradores (DOA)	6,37	4,75

Juros da Caderneta de Poupança e Dividendos e Outros Rendimentos de Aplicações (JUR)	9,08	26,14
Trabalho Principal (TRP)	712,73	901,75
Renda <i>per capita</i>	847,8	1.125,28
Renda total	953,32	1.227,93

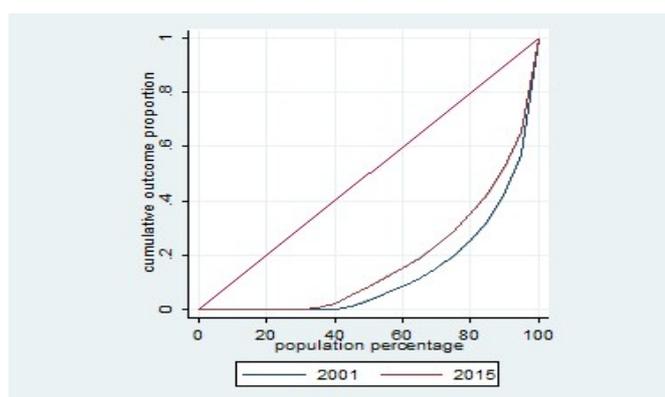
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD (2001-2015).

4.2. Desigualdade do índice de Gini: análise por fontes de renda

A Figura 1 mostra a curva de Lorenz para os estratos de renda familiar no Brasil nos anos de 2001 e 2015. Considerando que a curva está afastada da linha de perfeita igualdade, tem-se a existência de um cenário de alta desigualdade na distribuição de renda. No ano de 2015 a curva de Lorenz aproximou-se mais da linha de perfeita igualdade, ou seja, houve uma queda da desigualdade de renda entre os estratos entre 2001 e 2015.

A Tabela 4 apresenta a participação da fonte k de renda no rendimento total familiar S_k , o Gini desagregado por fonte de renda $G(Y_k)$, a razão de correlação (R_k), o coeficiente de correlação relativa (g_k) e o impacto que uma variação de 1% na respectiva fonte de renda teria sobre a desigualdade (Variação %) no Brasil, em 2001 e 2015. Analisando a participação dos componentes de rendimento na renda total, observa-se que a participação do Trabalho Principal (TRP) se manteve em 74% entre os anos de 2001 e 2015. Os rendimentos provenientes de Pensões e Aposentadorias (APO) equivaliam a 14% em 2001 e 16% em 2015, sendo assim o total das outras cinco fontes de renda (APP, OTR, ALU, DOA e JUR) apresentaram um declínio de 2%, visto que representavam 12% e 10% do total em 2001 e 2015, respectivamente.

Figura 1 – Curva de Lorenz entre estratos de renda no Brasil – 2001 e 2015



Fonte: Elaboração própria.

Tabela 4 – Índice de Gini por fontes de renda familiar *per capita* no Brasil – 2001 e 2015

2001	2015
------	------

Fonte de renda	S_K	$G(Y_k)$	R_K	g_k	Variação	S_K	$G(Y_k)$	R_K	g_k	Variação
APO	14%	0,952	0,758	0,980	0%	16%	0,921	0,644	0,910	-1%
APP	5%	0,975	0,681	0,890	0%	5%	0,967	0,573	0,830	-1%
OTR	3%	0,991	0,890	1,200	1%	2%	0,993	0,887	1,330	1%
ALU	2%	0,993	0,873	1,150	0%	1%	0,995	0,806	1,340	0%
DOA	1%	0,994	0,541	0,510	0%	0%	0,996	0,348	0,000	0%
JUR	1%	0,993	0,683	0,890	0%	2%	0,955	0,055	0,090	-2%
TRP	74%	0,783	0,939	1,010	0%	74%	0,740	0,912	1,040	3%

Fonte: Elaboração própria.

O índice de Gini ($G(Y_k)$) apresenta a concentração de cada fonte do rendimento, considerando as famílias que desfrutavam de uma fonte de renda k comparado a aquelas que não recebiam essa fonte. Além do Trabalho Principal (TRP) ter tido a uma maior participação na renda familiar brasileira, foi também a fonte que menos concentrava renda, com $G_{(TRP_{2015})} = 0,740$ em 2015. Houve uma tendência desconcentradora, considerando $G_{(TRP_{2001})} = 0,783$ no ano de 2011. Em contrapartida, as demais fontes de renda tiveram um $G(Y_k)$ superior a 0,92 para ambos os anos analisados, indicando alta concentração dessas fontes de renda. Uma justificativa para esse resultado deve-se à pequena proporção de famílias que auferiam esses tipos de rendimentos na composição dos seus rendimentos *per capita*.

As fontes de renda ALU, OTR E TRP apresentaram índices elevados de razão de concentração com a renda total para o ano de 2015 ($R_{(TRP_{2015})} = 0,912$, $R_{(OT_{2015})} = 0,887$ e $R_{(ALU_{2015})} = 0,806$). Tais valores mostram-se positivos, uma vez que essa variável tende a crescer à medida que a renda total familiar aumenta.

Em relação ao coeficiente de correlação relativa, observa-se que as fontes de rendas TRP, OTR e ALU apresentaram um $g_k > 1$, ou seja, essas fontes contribuíram para elevar a desigualdade de renda em 2001 e 2015. As outras fontes de renda tiveram um $g_k < 1$, isto é, contribuíram para o declínio da desigualdade nos dois anos.

4.3. Análise fatorial

A Análise Fatorial (AF), realizada para o ano de 2015, foi aplicada para criar dimensões acerca das fontes de renda. Os fatores são construídos a partir da variância comum das variáveis consideradas avaliadas conjuntamente. Assim, inicialmente, busca-se avaliar as correlações entre as variáveis, a fim de demonstrar o potencial de criação dessas dimensões. Espera-se que quanto maior for o número de correlações significativas, maior seja a variância comum ou a comunalidade das variáveis características.

A Tabela 5 apresenta a matriz de correlação entre as variáveis para 2015. Observa-se que a maioria dos coeficientes de correlação foi estatisticamente significativa a 10%. As correlações indicam que Aposentadorias e Pensões Oficiais (APO) eram positivamente correlacionados com as Aposentadorias e Pensões

Privadas (APP), Trabalho Principal (TRP) e Rendas Provenientes de Aluguéis (ALU), e negativamente correlacionados com a renda de Juros (JUR).

Tabela 5 – Matriz de correlação – 2015

Variáveis	1	2	3	4	5	6	7
1 APO	1						
2 APP	0,8923*	1					
3 TRP	0,7539*	0,6439*	1				
4 JUR	-0,6340*	-0,6197*	-0,7991*	1			
5 DOA	0,2042	0,1570	0,4269*	-0,232	1		
6 ALU	0,7208*	0,6279*	0,8722*	-0,6143*	0,3040	1	
7 OTR	0,2821	0,3140	0,2900	-0,1170	0,0230	0,3704*	1

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * $p < 0,100$.

Os resultados da Análise Fatorial são apresentados na Tabela 6. O teste de esfericidade de Bartlett indica que a matriz de correlação é estatisticamente diferente da identidade. O Critério de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) foi igual a 0,700. Tanto o resultado do teste, quanto do critério indicam que a análise fatorial é adequada (JOHNSON; WICHERN, 2007; MINGOTI, 2013). Além disso, as variáveis apresentaram, no geral, comunalidades altas.

A escolha da quantidade de fatores considerou os seguintes critérios: a) critério Kaiser, em que os fatores selecionados possuem autovalores superior a 1; e b) os fatores selecionados devem englobar autovalores que tenham a capacidade de captar no mínimo 70% da variabilidade do vetor aleatório, quando acumulados.

Os resultados da Tabela 6 sugerem, com isso, a escolha de dois fatores. Os valores das cargas fatoriais indicam que o Fator 1, que engloba 58,6% da variância comum, é composto pelas fontes de renda APO, APP, TRP, JUR e ALU. Assim, tal fator foi denominado como “Rendimentos principais”. Os escores deste fator indicam que quanto maior era a renda do Trabalho Principal (TRP), maior tendia a ser a renda de Aposentadoria e Pensões Oficiais (APO), Aluguéis e Aposentadorias e Pensões Privadas (APP), e vice-versa, e menor tendia a ser a renda de Juros (JUR). As fontes de renda, DOA e OTR, compuseram o Fator 2, que engloba 15% da variância, e foi denominado como “Doações e outros”. Os escores de deste fator indicam que quanto maior era a renda de Outros Trabalhos (OTR), menor tendia a ser a renda de Doações (DOA).

Tabela 6 – Resultados da Análise Fatorial – 2015

Variáveis	Descrição	Fatores		Comunalidades
		1	2	
APO	Aposentadorias e Pensões Oficiais	0,903		0,820
APP	Aposentadorias e Pensões Privadas	0,859		0,759
TRP	Trabalho Principal	0,920		0,899

JUR	Juros da Caderneta de poupança e Dividendos e Outros Rendimentos de Aplicações	-0,794	0,675
ALU	Aluguéis	0,881	0,778
DOA	Doações de não Moradores	-0,749	0,668
OTR	Outros Trabalhos	0,607	0,556
Autovalores		4,101	1,053
Proporção acumulada da variância		0,586	0,736

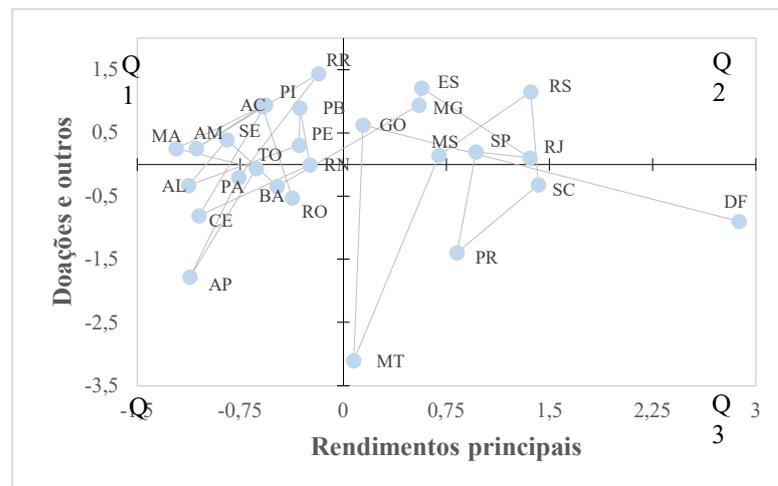
Kaiser-Meyer-Olkin (KMO): 0,700			
Teste de Esfericidade de Bartlett: 129.921 (p-valor = 0,000)			

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os valores ocultos situam-se abaixo de 0,6.

A Figura 2 mostra um diagrama de dispersão dos escores fatoriais das dimensões de rendimento caracterizadas pelos fatores encontrados. O objetivo é descrever algum padrão de associação entre as duas dimensões. Na figura, os estados localizados no quadrante 1 (Q1) possuem escores positivos na dimensão “Doações e outros” e escores negativos na dimensão “Rendimentos principais”, como os estados do Acre (AC), Amazonas (AM) e Piauí (PI). Este é o quadrante que possui o maior número de UF.

Figura 2 – Dispersão das Unidades da Federação em torno das dimensões das fontes de renda – 2015



Fonte: Elaboração própria.

Os estados localizados no quadrante 2 (Q2) possuem escores positivos nas dimensões “Rendimentos principais” e “Doações e outros”, como os estados do Rio Grande do Sul, São Paulo, Rio de Janeiro e São Paulo. Os estados localizados nos quadrantes 3 (Q3) possuem escores positivos na dimensão “Rendimentos principais” e escores negativos na dimensão “Doações e outros”, como os estados de Santa Catarina (SC), Paraná (PR) e Distrito Federal (DF).

Pela figura, percebe-se que o Distrito Federal apresentou o maior escore da dimensão “Rendimentos principais”, enquanto o estado do Maranhão (MA) teve o menor escore nesta mesma dimensão. Com relação à dimensão “Doações e outros”, o estado de Roraima (RR) teve o maior escore e o estado do Mato Grosso (MT), o menor.

Considerações finais

O Brasil possui um dos maiores índices de concentração de rendimentos do mundo (BARROS; MENDONÇA, 1995). Para Ferreira (2000), a desigualdade brasileira persistiu em um patamar elevado, contudo a partir da década de 1990, o Brasil passou a apresentar uma trajetória de declínio (HOFFMANN, 2006; BARROS *et al.* 2007; HOFFMANN, 2009; CACCIAMALI; CAMILO, 2009; SOARES, 2010; SOUZA, 2013).

Assim, este estudo teve como objetivo analisar a desigualdade de renda *per capita* por fontes de renda (APP, APO, DOA, TRP, OTR, ALU e JUR) no Brasil. Para atingir tal objetivo utilizou-se os microdados da PNAD do IBGE, para os anos de 2001 e 2015. Empregou-se como metodologia a decomposição por fontes de renda do índice de Gini e a Análise Fatorial.

Apesar da tendência desconcentradora de renda familiar apresentada no Brasil e nos estados brasileiros, o hiato de renda entre eles ainda se mostrou elevada. Os resultados encontrados nesse trabalho estão de acordo com os apontamentos da literatura sobre a redução da desigualdade. A análise deste trabalho indicou que o índice de Gini da renda familiar brasileira passou de 0,61 no ano de 2001 para 0,49 em 2015. Notou-se o mesmo comportamento para as UF. Quanto aos resultados da decomposição do índice de Gini desagregado por fontes de renda, o Trabalho Principal (TRP) foi a fonte de renda que mais contribuiu para a redução do grau da desigualdade de renda familiar em todos os contextos analisados, e aquelas que mais contribuíram para concentrar renda foram as Aposentadorias e Pensões Oficiais. Esses resultados estão de acordo com Cacciomali (2009), Cavalcante *et al.* (2012) e Melo e Monte (2015).

Os resultados da análise fatorial indicaram duas dimensões de rendimento e que os estados das regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste apresentaram os maiores valores relacionados aos “Rendimentos principais” que englobam o Trabalho Principal e Aposentadorias. Os estados do Norte e Nordeste apresentaram escores negativos para esta dimensão, indicando uma distribuição desigual destes rendimentos entre os estados brasileiros.

Portanto, foi possível constatar uma desconcentração de renda no período analisado, tanto em nível nacional, quanto em nível regional. Mesmo apresentando uma evolução, o país ainda possuía uma elevada desigualdade de rendimentos, fato este que evidencia a importância da expansão de projetos adequados de caráter distributivos, como medidas que incentive a ampliação de empregos formais e a eficiência de programas sociais.

Referências

BARROS, R. P. de; MENDONÇA, R.S.P. *Os determinantes da desigualdade no Brasil*. Rio de Janeiro: Ipea, Texto para Discussão, n. 377, 1995.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S. O papel das transferências públicas a 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, p. 41-86, 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 & Sociedade*. Campinas, v.18, n. 2, p.287-315, 2009.

CACCIAMALI, M. C. Pode o salário mínimo balizar a estrutura salarial das firmas? Argumentos a favor da política ativa do salário mínimo. In: BALTAR, Paulo; DEDECCA, Cláudio; KREIN, José Dari (Org.). *Salário mínimo e desenvolvimento*. Campinas: Unicamp. Instituto de Economia, v. 1, p. 147-162, 2005.

CAVALCANTI, D. M.; SILVA, J. L. M.; QUEIROZ, M. F. M. Hiato de renda urbano e rural na Bahia: uma análise do período 2001 a 2009. In: ENCONTRO DE ECONOMIA BAIANA, 8, 2012, Salvador, Bahia. *Anais...* Salvador: EEB, 2012.

FERREIRA, F. H. G. Os determinantes da desigualdade de renda no Brasil: luta de classes ou heterogeneidade educacional? In: HENRIQUES, Ricardo (Org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.

FERREIRA, C. R.; SOUZA, S. C. I. As aposentadorias e pensões e a concentração dos rendimentos domiciliares per capita no Brasil e na sua área rural: 1981 a 2003. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v.45, n.4, p.985-1.011, dez 2007.

FEI, J. C. H.; RANIS, G. e KUO, S. W. Y. Growth and The Family Distribution of Income by Factor Components. *Quarterly Journal of Economics*, v. XCII, p.17-53, 1978.

FISHLOW, A. A distribuição de renda no Brasil. In: TOLIPAN, Ricardo; TINELLI, Arthur Carlos (Org.). *A controvérsia sobre a distribuição de renda e o desenvolvimento*. Rio de Janeiro: Zahar, 1978.

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

HOFFMANN, R. Desigualdade da distribuição da renda no Brasil: a contribuição de aposentadorias e pensões e de outras parcelas do rendimento domiciliar per capita. *Economia e Sociedade*. Campinas, v. 18, n. 1 (35), p. 213-231, 2009.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.
Disponível em: www.ibge.gov.br. Acesso em: 26 nov. 2018.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. *Applied Multivariate Statistical Analysis*. 6 ed. Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 2007.

LANGONI, C. *Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil*. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas (FGV), 2005.

MELO, M. R. B.; DO MONTE, P. A. Decomposição da renda domiciliar: uma análise regional. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 46, n. 4, p. 137-153, 2015.

MENDONÇA, E. L.; OLIVEIRA, J. S. *Pobreza e desigualdade: representando pressupostos*, 2001. Disponível em: www.ibase.br/paginas/jane.pdf. Acesso em: 20 de janeiro de 2018.

MINGOTI, S. A. *Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada*. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2013.

PYATT, G.; CHEN, C.; FEI, J. The distribution of income by fator componentes. *The quarterly journal of economic*. Cambridge, v.94, n. 3, p.451-473, 1980.

POCHMANN, M. Estrutura social no Brasil: mudanças recentes. In: *Revista Serviço Social & Sociedade*, São Paulo, n. 104, p. 637-649, out/dez. 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.

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.

SILVA, J. L.; LOPES, T. S. Efeitos da previdência social sobre a desigualdade e a pobreza rural no Nordeste. *Revista Econômica do Nordeste*, v.40, n.1, p. 203-216, 2009.