EXPANSÃO DA ESCOLARIDADE E REDUÇÃO DA DESIGUALDADE REGIONAL DE RENDA NO BRASIL ENTRE 1995 E 2011: PROGRESSOS RECENTES E DESAFIOS PRESENTES

Rodrigo Carvalho Oliveira¹ Raul da Mota Silveira Neto²

A despeito de seus elevados níveis, tem sido verificada uma queda das disparidades de renda no Brasil desde meados da década de 1990, tanto quando se analisa a desigualdade entre pessoas, quanto entre as regiões (Silveira-Neto e Azzoni, 2012; Soares, 2006; Hoffmann, 2006; Barros *et al*, 2010). Tal movimento de desconcentração regional de renda, além disso, tem sido acompanhado de redução das disparidades regionais de escolaridade. Este trabalho tem por objetivo, pois, analisar a importância das fontes de rendas do trabalho associadas à escolaridade sobre a queda na desigualdade de renda regional observada entre 1995 e 2011. Os resultados indicam que a dinâmica da renda do trabalho, com destaque para os indivíduos com no mínimo ensino médio completo, e da renda dos programas sociais (Bolsa Família e Benefício de Prestação Continuada) foram as principais responsáveis pela queda da desigualdade no período entre 1995 e 2011. Por outro lado, a dinâmica de distribuição da renda dos indivíduos com ensino superior entre os estados atuou no sentido de elevar a concentração regional de renda no país.

Palavras-chave: desigualdade regional; educação; programas sociais.

EDUCATION EXPANSION AND REDUCTION OF BRAZILIAN REGIONAL INCOME INEQUALITY BETWEEN 1995 AND 2011: RECENT PROGRESS AND CHAILENGES

Among the socioeconomics problems in Brazil, the personal and regional income inequality and the low educational level are notorious. Despite of the high inequality level, it has been observed a permanent fall both in the personal inequality and in the regional inequality since the final of 1990's (Silveira Neto e Azzoni, 2012; Soares, 2006; Hoffmann, 2006; Barros *et al*, 2010). Besides, there was a simultaneous movement of reduction of regional inequalities of schooling among Brazilian states. The aim of this work is, thus, to decompose the regional Gini index to compute the importance of labors income related to the education, and the importance of non-labors income for the fall of inequality observed in the recent years. The results suggest that the labor income, particularly for individuals with at least secondary education, and the incomes from social programs were the responsible for the fall of inequality in the period between 1995 and 2011. On the other hand, the dynamic of distribution of income for those with a college degree among the states have been acting to avoid stronger reduction in regional inequality.

Keywords: regional inequality; education; social programs.

JEL: R11: R58.

^{1.} Professor do curso de Economia da Universidade Federal da Bahia (UFBA), doutorando em Economia no Pimes/UFPE, bolsista de Doutorado do CNPq.

^{2.} Professor do curso de Economia e de pós-graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco (Pimes/UFPE), bolsista de Produtividade do CNPa.

1 INTRODUÇÃO

Não parece haver dúvidas entre os pesquisadores sobre a realidade social brasileira e o progresso do país no que diz respeito à redução da pobreza e da desigualdade, uma trajetória de melhoria que se iniciou a partir do fim do período de inflação elevada em meados dos anos 1990 e intensificada nos anos 2000 (Barros, *et al.* 2006; Soares, 2006, Hoffman e Ney, 2008; Osório e Souza, 2012; Souza, 2103). Diretamente ligadas a esses resultados mais favoráveis do ponto de vista da melhoria das condições de vida dos indivíduos, verifica-se também, neste período, como mostraram recentemente Silveira Neto e Azzoni (2011, 2012), uma tendência de diminuição das disparidades regionais de renda entre as unidades federativas do país, fato alentador, dada a conhecida persistência dessas diferenças, sobretudo quando se considera a livre mobilidade espacial de indivíduos (Azzoni, 1997).

Na verdade, como mostraram Silveira Neto e Azzoni (2012), tal redução recente das disparidades regionais de renda parece ser explicada tanto por movimentos associados aos programas de transferência de renda, como por movimentos de renda do trabalho. Note-se que tais movimentos em favor de menores desigualdades regionais observadas para a renda do trabalho, a princípio, são consistentes, por um lado, com a conhecida importância da educação para entender os níveis de desigualdade regional de renda no Brasil (Duarte, Ferreira e Salvato, 2003; Silveira Neto e Menezes, 2008) e, por outro, com o aumento do nível de escolaridade dos indivíduos em todas as unidades da federação (mudanças na oferta de trabalho) e a elevação do número de postos de trabalho para os indivíduos mais escolarizados, movimento associado à desconcentração industrial regional (Silveira Neto e Azzoni, 2011) observada no país na última década (mudanças na demanda de trabalho).

É verdade que, dado o conhecido padrão brasileiro de disparidades regionais, em que os estados mais pobres também apresentam maior concentração relativa de indivíduos abaixo da linha de pobreza (Silveira Neto, 2005), o foco dos atuais programas públicos de transferência de renda nos indivíduos em situação de maior precariedade social termina por impor um viés espacial absolutamente não intencional na alocação de recursos desses programas entre os estados brasileiros.

Contudo, seja porque representam mais de 70% da renda das famílias, seja porque refletem potenciais movimentos associados à produtividade, são as fontes de renda do trabalho associadas aos níveis educacionais os principais protagonistas dos movimentos de distribuição regional de renda no Brasil. Nesse sentido, note-se, por exemplo, que enquanto os estados mais pobres, como Maranhão e Alagoas, viram expandir os anos médios de estudos de sua população em 69,25% e 47,69%, entre 1995 e 2011, os estados de São Paulo e Rio de Janeiro apresentaram expansão da escolaridade de apenas 23,76% e 35,89%, respectivamente, no mesmo período.

Esse ambiente social brasileiro com progresso regional mais homogêneo nos níveis de escolaridade, de políticas sociais e de transferências de renda efetivas certamente tem implicações sobre a distribuição regional de renda entre os estados brasileiros. Considerando-se a ausência de análises que considerem simultaneamente o papel da escolaridade e das políticas sociais no entendimento das disparidades regionais brasileiras no período mais recente, o objetivo central deste trabalho é, pois, fornecer um conjunto de evidências a respeito das contribuições dos diferentes níveis de escolaridade para o entendimento e a redução dos níveis de desigualdade regional de renda observados no Brasil entre 1995 e 2011. Tal tarefa é levada a efeito com fundamento na decomposição do índice de Gini da distribuição regional de renda no país entre diferentes fontes de renda dos domicílios das unidades federativas em uma estratégia semelhante àquela empreendida por Silveira Neto e Azzoni (2012), mas que considera a renda do trabalho tomando como base os diferentes níveis de escolaridade. Adicionalmente, por meio do cálculo de elasticidades desse índice de desigualdade em relação às diferentes fontes de renda dos estados, o trabalho fornece medidas da influência de mudanças nessas diferentes fontes de renda associadas aos diferentes níveis de escolaridade sobre a desigualdade regional de renda no país.

Entre outras evidências, os resultados obtidos na pesquisa indicam que em 2011 cerca de 65% da desigualdade regional de renda entre os estados brasileiros decorria dos níveis (elevados) de concentração da renda dos indivíduos que possuíam escolaridade com, no mínimo, o ensino médio, um percentual superior ao observado em 1995. Além disso, a dinâmica de distribuição regional da fonte de renda associada aos indivíduos mais escolarizados (ensino superior), entre as rendas do trabalho, foi a única a apresentar um movimento em favor de maior concentração regional de renda no Brasil entre 1995 e 2011. Tais resultados indicam que a disparidade regional de renda no país é, hoje, mais dependente da distribuição regional de renda dos indivíduos mais escolarizados.

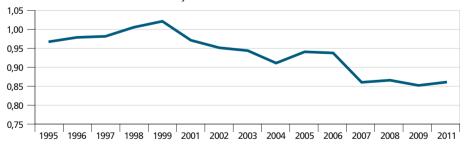
Além dessa introdução, o trabalho estrutura-se em mais três seções. Na próxima seção: *i)* a base de informações utilizadas; *ii)* as diferentes fontes de renda consideradas; e *iii)* as evidências exploratórias iniciais sobre a importância das diferentes fontes de renda associadas aos diferentes níveis de escolaridade para a desigualdade regional de renda no Brasil. Na seção três, são apresentados: *i)* os resultados do trabalho quanto à importância das fontes de renda e seus níveis de distribuição entres os estados brasileiros nos anos de 1995 a 2011; e *ii)* os resultados do trabalho em relação às contribuições das diferentes fontes de renda para a redução da desigualdade regional de renda no país. Na seção quatro são apresentadas as estimativas da elasticidade da desigualdade regional de renda em relação às fontes de renda nos dois referidos anos. As conclusões e as implicações dos resultados são apresentadas na quinta e na última seção.

2 BASE DE DADOS E EVIDÊNCIAS INICIAIS

As informações utilizadas nesta pesquisa proveem dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (Pnad) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A partir de tal base, é possível desagregar as informações para as unidades da federação, como também decompor as informações de renda em relação a diferentes características dos domicílios. Mais especificamente, de acordo com a Pnad, é possível extrair as informações necessárias sobre escolaridade e renda dos domicílios, tanto da renda do trabalho, quanto da renda de outras fontes, como aposentadorias, pensões, renda do aluguel e renda de programas sociais. Tais fontes de renda dos domicílios são, posteriormente, agregadas para as unidades da federação utilizando-se os pesos domiciliares, conforme a estratégia de Silveira Neto e Azzoni (2012). Com base nas informações para diferentes fontes de renda por unidades da federação e das populações, obtêm-se os níveis de renda per capita das unidades federativas e as medidas de desigualdade na distribuição da renda per capita entre tais unidades. Na presente pesquisa, por permitir diferentes estratégias de decomposição e obtenção de resultados para a elasticidade da desigualdade, utilizase o índice de Gini como medida de desigualdade (Silveira Neto e Azzoni, 2012; Soares, 2006; e Hoffmann, 2006).

No gráfico 1, observa-se a evolução do desvio-padrão da distribuição da escolaridade média (número de anos de estudo) entre os estados brasileiros. Neste, pode-se observar uma clara tendência de redução das disparidades educacionais entre os estados brasileiros desde 1999. Esse fato provavelmente contribui para a redução das disparidades econômicas regionais, pois maiores níveis de escolaridade estão associados, de um modo geral, a rendas mais elevadas.

GRÁFICO 1 Evolução do desvio padrão da distribuição do número médio de anos de estudos entre as Unidades da Federação



Fonte: elaboração própria, com base nos dados da Pnad/IBGE.

Evidentemente, o impacto desta tendência de convergência dos níveis de escolaridade média entre os estados do Brasil sobre as disparidades regionais é dependente da natureza da expansão educacional dos estados (ou seja, de quais

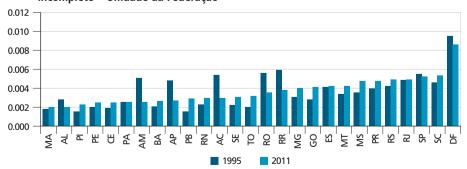
níveis de escolaridade foram expandidos) e das remunerações regionais dos diferentes níveis de escolaridade. Tal questão é tratada a seguir, contudo, nos gráficos 2 e 3, pode-se observar a participação de cada estado no total da renda *per capita* da fonte de renda das pessoas com ensino médio completo e ensino superior completo, respectivamente. Os estados estão ordenados segundo a renda *per capita* total no ano de 1995 e três evidências merecem destaque.

Primeiro, os valores dos gráficos indicam que os estados com maior renda per capita total também são aqueles com maior participação nas rendas per capita dos indivíduos mais escolarizados. Por exemplo, enquanto para o Distrito Federal a parcela na renda total derivada dos indivíduos com ensino superior estava acima de 1,6%, em 2011, para o Maranhão tal parcela situava-se abaixo de 0,1%, do total. Segundo, a renda per capita referente às pessoas com ensino médio (Gráfico 2) é mais dispersa entre os estados do que a renda dos indivíduos com ensino superior (Gráfico 3), a qual apresenta forte concentração nos estados mais ricos. Finalmente, ao longo do tempo, observa-se um maior crescimento da participação dos estados mais pobres na renda dos indivíduos com ensino médio completo que para o caso dos indivíduos com ensino superior.

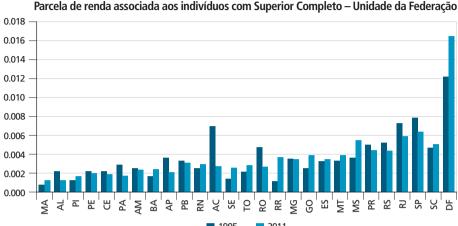
Mais especificamente, enquanto quatro dos cinco estados mais pobres apresentaram aumento da participação na renda total associada aos indivíduos com ensino médio ou ensino superior incompleto, entre 1995 e 2011, apenas dois dos cinco estados mais ricos apresentaram aumento de suas participações na renda total desta fonte de renda no mesmo período. Para a fonte de renda associada aos indivíduos com ensino superior, todavia, apenas um estado entre os cinco mais pobres apresentou elevação de sua participação no total no mesmo período, número que vai a dois quando se consideradas as cinco unidades federativas mais ricas.

GRÁFICO 2

Parcela de renda associada aos indivíduos com ensino médio completo ou superior incompleto – Unidade da Federação



Fonte: elaboração própria, com base nos dados da Pnad/IBGE. Estados ordenados de forma crescente de acordo com a renda per capita de 1995. GRÁFICO 3



Fonte: elaboração própria, com base nos dados da Pnad/IBGE. Estados ordenados de forma crescente de acordo com a renda per capita de 1995.

Com o objetivo de estudar a influência dos movimentos de renda associados a diferentes níveis de escolaridade sobre a desigualdade regional de renda no Brasil entre 1995 e 2011, neste trabalho, são considerados dois grandes grupos de fonte de renda: a renda do trabalho e a renda de fontes não associadas ao trabalho. No sentido de obter uma associação entre a renda gerada e o nível de escolaridade, para o primeiro grupo, considera-se ainda a seguinte subdivisão da renda do trabalho:

- renda do trabalho das pessoas analfabetas ou com fundamental incompleto (até terceira série), denotada por Escol1;
- renda do trabalho das pessoas com fundamental incompleto (até sétima série), denotada por Escol2;
- renda do trabalho das pessoas com ensino fundamental completo e ensino médio incompleto, denotada por Escol3;
- renda do trabalho das pessoas com ensino médio completo e ensino superior incompleto, denotada por Escol4; e
- renda do trabalho das pessoas com ensino superior completo, denotada por Escol5.

Deve-se reconhecer que tais fontes de renda do trabalho associadas à escolaridade refletem movimentos tanto dos condicionantes da oferta, como de condicionantes da demanda de trabalho. Mais especificamente, os níveis e mudanças nessas fontes de renda refletem, ao mesmo tempo, tanto os níveis e elevação da escolaridade da força de trabalho local, como potenciais mudanças na estrutura produtiva que

influenciem os níveis de utilização da força de trabalho das unidades da federação de acordo com a escolaridade. Assim, por exemplo, a elevação da renda do trabalho associada aos níveis de escolaridade do determinado estado brasileiro pode refletir tanto o maior investimento educacional, como uma mudança de demanda associada a um processo de maior industrialização.

Com relação ao segundo (rendas não associadas ao trabalho), há também cinco fontes diferentes de renda:

- renda de pensões e aposentadorias, denotada por APP;
- renda do Programa Bolsa Família, denotada por BF;
- renda do Benefício de Prestação Continuada, denotada por BPC;
- renda do capital e outras fontes, denotada por "Capital"; e
- renda de aluguéis, abonos e doações, denotada por "Aluguéis".

Embora não seja objetivo principal deste trabalho a análise específica das contribuições das fontes de renda não associadas ao trabalho sobre a desigualdade regional de renda no Brasil, do ponto de vista da política pública, tais contribuições são informativas e úteis, uma vez que permitem dimensionar os movimentos de renda favoráveis ou desfavoráveis à concentração regional associados aos diferentes níveis de escolaridade.

Com respeito a essas fontes de renda, é importante ressaltar que, enquanto para os grupos de renda do trabalho associados à escolaridade, as informações são prontamente disponíveis para processamento com base nos microdados da Pnad, para as fontes de renda dos programas sociais (BF e BPC), do grupo da renda não associada ao trabalho, tais informações não são imediatamente disponíveis nos microdados da Pnad, tendo que ser, portanto, imputadas com base em outras informações. Nesse sentido, nesta pesquisa, tanto para o Programa Bolsa Família, como para o Benefício de Prestação Continuada seguiu-se o expediente utilizado por Souza (2013) e por Soares *et al.* (2010). Especificamente, para o BPC, computou-se como renda deste programa a renda dos indivíduos com valor igual ao salário mínimo na variável V1273 ("capital e outras rendas") na Pnad. Para o BF, da renda domiciliar obtida a partir da referida variável da Pnad, depois de descontada a renda do BPC, assumiu-se como renda do BF os valores até o limite da transferência máxima do Programa Bolsa Família (R\$ 306,00, em 2011, e R\$ 0,00, em 1995)³. As demais três fontes de renda não associadas ao trabalho são obtidas imediatamente nos microdados da Pnad.

^{3.} Para uma discussão das diferentes maneiras de imputação das rendas dos programas sociais, a partir das informações da Pnad, é feita Soares *et al.* (2010).

Na tabela 1, a seguir, são apresentadas algumas informações obtidas a partir da agregação das variáveis individuais de renda por estado. Os números refletem a distribuição de cada fonte de renda entre as macrorregiões (a partir das linhas na horizontal) e o peso de cada fonte de renda na renda total, na última coluna à direita. Entre as muitas evidências de interesse, é importante destacar diferenças com respeito às duas macrorregiões mais populosas do país, situadas entre os extremos em termos de renda (Nordeste e Sudeste do país).

Nesse sentido, percebe-se que, para região Nordeste, as únicas fontes de renda em que a região detém participações próximas ou acima daquela observada quando se considera a população (27,8%), é aquela do grupo de escolaridade associado ao trabalho dos menos escolarizados (Escol1, com 27,4%) e as fontes de renda dos programas sociais (51,6% e 35,5%, respectivamente, para o BF e para o BPC). Por outro lado, para a região Sudeste, a maior participação da região na renda total quando comparada a sua participação na população ocorre nas fontes de renda do trabalho mais escolarizado, com destaque para a fonte de renda do trabalho associado ao ensino superior (54,5% do total), para a renda do capital e, por fim, a renda de aluguéis e previdência e aposentadoria.

TABELA 1
Participações regionais segundo cada fonte de renda – 2011
Em (%)

		0/				
	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	– % da renda total
População	8,5	27,8	42,0	14,3	7,5	100,0
Renda do trabalho						
Escol1	11,6	27,4	36,7	14,0	10,2	5,6
Escol2	6,6	15,9	46,5	21,5	9,4	9,6
Escol3	6,5	15,1	48,2	20,2	10,0	9,6
Escol4	6,2	15,9	51,1	17,7	9,1	27,8
Escol5	4,4	13,8	54,5	15,7	11,6	24,6
Outras rendas						
BF	13,0	51,6	22,0	7,5	5,9	0,9
BPC	11,5	35,5	32,8	11,6	8,6	0,6
Capital	6,2	16,1	49,6	22,0	6,0	0,5
Aluguéis	7,0	16,0	46,5	19,6	10,9	1,3
Aposentadorias e pensões	4,1	20,8	50,4	17,7	7,0	19,4
Renda Total	5,8	17,3	49,8	17,5	9,5	100,0

Fonte: elaboração própria com base nos microdados da Pnad/IBGE.

Nota-se, também, que o peso da renda dos menos escolarizados (Escol1) no Nordeste (27,4%) era bastante similar ao percentual desta região na população brasileira. Por outro lado, o peso desta região na fonte de renda dos mais escolarizados (Escol5) era de 13,8%. Tal situação contrasta também com aquela da região Sul: com apenas 7,5% da população total, era gerada na referida região, 11,7% da renda total dos mais escolarizados, com ensino superior (Escol5). Note-se que tais evidências são consistentes com a importância da educação para explicar as desigualdades regionais de renda no Brasil apontadas por Duarte, Ferreira e Salvato (2003) e Silveira Neto e Menezes (2008).

Na tabela 2, pode ser observada a participação das fontes de renda na renda total gerada em cada região, ou seja, como era distribuída a renda dentro de cada região do país no ano de 2011. Com base nessa tabela, pode-se notar, por exemplo, que enquanto 9,2% da renda gerada na região Nordeste derivou da renda das pessoas analfabetas ou que frequentaram até a terceira série do ensino fundamental, no Sudeste essa fonte de renda representava apenas 4,9% do total. Por outro lado, enquanto 24,5% da renda total gerada na região Nordeste era derivada da renda das pessoas com ensino médio completo e superior incompleto, na região Sudeste essa fonte de renda representou 27,7% do total da renda gerada na região.

TABELA 2

Participação de cada fonte de renda na renda total – macrorregiões do Brasil – 2011

Em (%)

	Regiões						
	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste		
Renda do trabalho							
Escol1	9,8	9,2	4,9	4,5	6,3		
Escol2	10,1	9,2	10,1	11,6	10,0		
Escol3	9,8	8,3	9,4	11,2	10,4		
Escol4	31,9	24,5	27,7	28,3	26,8		
Escol5	19,9	19,3	24,5	22,2	29,3		
Outras Rendas							
BF	1,9	2,8	0,5	0,4	0,6		
BPC	1,0	1,2	0,4	0,4	0,6		
Capital	0,7	0,4	0,6	0,6	0,3		
Aluguéis	1,5	1,2	1,5	1,5	1,5		
Aposentadorias e pensões	13,4	23,9	20,5	19,5	14,1		
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0		

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da Pnad/IBGE.

Três fontes de renda, além disso, merecem destaque. A primeira é a fonte de renda das pessoas mais escolarizadas. Enquanto na região Nordeste o peso desta fonte de renda era de 19,3%, na região Sul e na região Sudeste, o peso desta fonte de renda foi de 22,2% e 24,5%, respectivamente. A segunda é a renda de Aposentadorias e Pensões, a qual apresentou resultados bastante díspares para as diferentes regiões. Enquanto a participação desta fonte de renda na renda total da região Norte era de 13,4%, na região Nordeste e Sudeste, a participação foi de 23,9% e 20,5%, respectivamente. Por fim, é claramente evidenciada a maior importância das fontes de renda associadas aos programas sociais nas duas regiões mais pobres do país (Nordeste e Norte). No Nordeste, em particular, quase 3% da renda total dos domicílios está associada aos recursos do Programa Bolsa Família, um percentual que só chegava a 0,4% na região Sul do país.

3 A IMPORTÂNCIA DAS DIFERENTES FONTES PARA EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE REGIONAL DE RENDA NO BRASIL ENTRE 1995 E 2011

A estratégia a ser utilizada neste estudo para determinar a importância das diferentes fontes de renda na explicação dos níveis de desigualdade regional de renda *per capita* e sua evolução tem como pedra fundamental o cálculo do coeficiente de concentração, que deriva da curva de Lorenz generalizada, proposta por Fei, Ranis e Kuo (1979) e Kakwani (1980). O cálculo deste coeficiente é bastante similar ao cálculo da curva de Lorenz convencional⁴.

Nesse sentido, seja o orçamento domiciliar *per capita* da i-ésima pessoa, com i=1,...,n. Ordenando-se esses rendimentos em $x_1 < x_2 < ... < x_n$, é possível construir a curva de Lorenz, a qual mostra como a proporção acumulada da renda varia em função da proporção acumulada da população. Definindo β como a área entre a curva de Lorenz e o eixo das abscissas, sabemos que o índice de Gini (G) é dado por:

$$G = 1 - 2\beta$$
, em que $0 < G < 1$. (1)

Assumindo-se, agora, que x_i é composta de k parcelas:

$$x_i = \sum_{h=1}^k x_{hi}. \tag{2}$$

Em que cada x_{hi} será uma parcela da renda do trabalho associada à escolaridade ou uma parcela da renda não relacionada ao trabalho, as quais foram apresentadas na seção anterior.

^{4.} Ver a respeito, por exemplo, Hoffman (2012).

Mantida a ordenação da população pela renda *per capita* total tal como na curva de Lorenz, podem-se construir as curvas de concentração de cada fonte de renda particular. A curva de concentração da parcela x_{hi} mostra como a proporção acumulada de cada x_{hi} varia em função da proporção acumulada da população.

Definindo β_h como a área entre essa curva e o eixo das abscissas, é possível calcular o coeficiente de concentração da fonte de renda h como:

$$C_h = 1 - 2\beta$$
, em que $-1 < C_h < 1$. (3)

A partir da Equação (3) e definindo φ_b como a participação da h-ésima parcela na renda total, Kakwani (1980) demonstra que o índice de Gini pode ser calculado como:

$$G = \sum_{h=1}^{k} \varphi_h C_h. \tag{4}$$

Ou seja, o índice de Gini pode ser decomposto em *k* parcelas do rendimento, sendo obtido a partir da soma ponderada dos coeficientes de concentração, em que os pesos correspondem às participações das respectivas fontes de renda.

No gráfico 2, pode ser observada a evolução da participação de cada fonte de renda na renda *per capita* total ao longo do tempo⁵. Nota-se que a renda do trabalho das pessoas com menor nível de escolaridade (Escol1, Escol2, Escol3) tem representado uma parcela cada vez menor da renda total. Em 1995, as fontes de renda Escol1 e Escol2 representavam, respectivamente, 13,3% e 18,2% da renda total. Em 2011, o percentual de cada uma destas fontes de renda foi reduzido, respectivamente, para 6,9% e 9,7% da renda total.

Por outro lado, a parcela da renda do trabalho dos indivíduos com maior nível de escolaridade tem tido cada vez mais importância como parcela da renda *per capita* total. Enquanto em 1995 a fonte de renda Escol4 e a fonte de renda Escol5 representavam 22,5% e 18,5% da renda total, em 2011, os pesos destas fontes de renda aumentaram para 27,6% e 23,9%, respectivamente.

^{5.} Nas colunas (1) e (2) da tabela 3, podem ser visualizados os valores exatos da participação das fontes de renda nos anos 1995 e 2011.

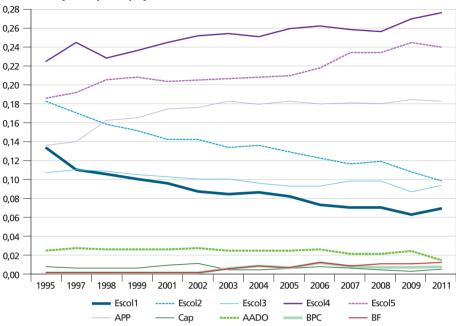


GRÁFICO 4 Evolução da participação das fontes de renda na renda total

Fonte: elaboração própria com base nos dados da Pnad/IBGE.

Nas colunas (5) e (6) da tabela 3, apresentada a seguir, podem ser observados os valores das contribuições de cada fonte de renda para o cálculo do índice de Gini em 1995 e em 2011. Os resultados indicam que o conjunto das fontes de renda do trabalho era responsável por 86,5% do índice de Gini calculado em 1995 e por 84,3% em 2011. Por sua vez, as rendas dos indivíduos mais escolarizados (Escol4 e Escol5) eram responsáveis por 52,3% do índice de Gini calculado em 1995 e por 66,4% em 2011.

É possível estender a análise e obter as contribuições dessas diferentes fontes de renda para a redução da desigualdade de renda observada entre estes dois anos a partir de diferentes decomposições do indicador de desigualdade de renda utilizado neste trabalho (índice de Gini). Mais especificamente, a partir do cálculo do coeficiente de concentração é possível obter a variação do índice de Gini entre dois períodos no tempo (Hoffmann, 2006) e, para cada fonte de renda, determinar sua contribuição para a variação observada no índice de Gini.

Para tal, de início, é necessário retomar a equação (4) e expressar a variação da desigualdade entre dois pontos no tempo como:

$$\Delta G = G_2 - G_1 = \sum_{h=1}^{k} (\varphi_{2h} C_{2h} - \varphi_{1h} C_{1h}). \tag{5}$$

em que o " Δ " indica variação entre os dois períodos. A partir da soma e subtração do produto ou , depois de uma fatoração do resultado, é possível obter:

$$\Delta G = \sum_{h=1}^{k} (C_{2h} \Delta \varphi - \varphi_{1h} \Delta C_h) \text{ ou } \Delta G = \sum_{h=1}^{k} (C_{1h} \Delta \varphi - \varphi_{2h} \Delta C_h).$$
 (6)

Para se evitar a escolha entre uma dessas formas de decompor G, utiliza-se a média aritmética das duas:

$$\Delta G = \sum_{h=1}^{k} (C_h^* \Delta \varphi - \varphi_h^* \Delta C_h), \tag{7}$$

em que e $C_h^* = (C_{2h} + C_{1h}) e \varphi_h^* (\varphi_{2h} + \varphi_{1h})/2$. Note-se que, na Equação (7), tem-se a variação do índice de Gini entre dois períodos obtida pela variação nas participações $(C_h^* \Delta \varphi)$ e pela variação no coeficiente de concentração $(\varphi^* \Delta C_h)$. Finalmente, como $\Sigma \varphi_{2h} - \Sigma \varphi_{1h} = 0$, é possível fazer:

$$\Delta G = \sum_{h=1}^{k} [(C_h^* - G^*) \Delta \varphi + \varphi_h^* \Delta C_h], \tag{8}$$

em que $G^* = (G_2 + G_1)/2$.

A partir desta última equação, é possível definir o primeiro termo do lado direito como o *efeito participação*, o qual reflete o aumento ou a diminuição da importância (peso) de cada fonte de renda durante o período. Percebe-se que um aumento (diminuição) da participação de uma fonte de renda com concentração acima da desigualdade observada para a renda total causará um aumento (diminuição) da concentração resultante. Por sua vez, o segundo termo do lado direito representa o *efeito concentração*, o qual indica quanto o índice Gini total muda em razão de uma mudança no padrão de concentração de uma fonte de renda. Na tabela 3, a seguir, são apresentados os resultados da decomposição do índice de Gini entre o *efeito concentração* (EC) e o *efeito participação* (EP), bem como o *efeito total* (ET) de cada fonte de renda sobre a variação da desigualdade no período.

Percebe-se, primeiramente, que, da redução de cerca de 6,5% do índice de Gini para desigualdade de renda *per capita* entre os estados brasileiros no período de 1995 a 2011 (o índice vai de 0,201 a 0,197, no período), o *efeito concentração* foi responsável por uma queda bem maior que aquela observada de fato para o índice (178,9% da variação do índice de Gini regional no período). Por outro lado, o *efeito participação* contribuiu para um movimento de forma contrária: as mudanças nas participações das diferentes fontes de renda entre os dois anos implicaram

um movimento de aumento do índice de Gini correspondente a cerca de 78,9% do valor da variação observada para o índice. Esse resultado, semelhante àquele obtido por Silveira Neto e Azzoni (2012), indica que a redução da desigualdade regional de renda no Brasil tem sido conduzida pelo modo como as distribuições das fontes de renda têm evoluído e não devido a alterações na participação de cada fonte na renda total.

Na tabela 3, verifica-se também que a renda do trabalho e a renda dos programas sociais são as principais fontes de renda que contribuem para a redução do índice de Gini regional no período. Por outro lado, a fonte de renda das aposentadorias e pensões e aquela dos aluguéis e de outras fontes de renda apresentaram movimentos no sentido de elevar a desigualdade regional de renda. Mais especificamente, como um todo, a renda do trabalho foi responsável por um movimento de redução do índice de Gini de cerca de 47% da variação observada entre os anos de 1995 e 2011.

Entre as fontes de renda não vinculadas ao trabalho, destacam-se as fontes de renda associadas aos programas sociais de transferência de renda. Apesar de representarem menos de 2% da renda total em 2011 e serem inteiramente focadas nos indivíduos e não no território (*spatial blind*), as fontes de renda do BPC e, principalmente, do BF contribuíram para um movimento de redução do índice de desigualdade equivalente a 63,9% da variação final observada para este índice. Na verdade, das fontes de renda não vinculadas ao trabalho, a renda do programa BF é aquela que apresenta o mais significativo movimento para variação (no caso, redução) da desigualdade regional: um movimento de cerca de 45% da redução observada no índice de Gini. No sentido oposto, a dinâmica de renda das aposentadorias e pensões indica um movimento de maior concentração regional desta fonte: tal dinâmica implicou movimento de elevação do Gini em 14,8% da variação observada.

Entre as fontes de renda associadas ao trabalho, é interessante observar que, entre as cinco categorias de escolaridade, são exatamente para aquelas de renda do trabalho dos menos escolarizados (Escol1) e dos mais escolarizados (Escol5) que se observam movimentos de renda no sentido de elevação da desigualdade regional de renda, ou seja, movimentos que impedem maior redução do índice de Gini entre 1995 e 2011. Note-se, em particular, que o movimento da renda do trabalho do grupo com ensino superior completo impede uma maior redução do índice de Gini, tanto porque tal fonte de renda fica mais concentrada nos estados mais ricos, quanto porque aumenta sua participação na renda *per capita* total, o que se reflete nos *efeitos concentração* e *participação* desta fonte de renda. Por seu turno, a dinâmica da fonte de renda daqueles que têm apenas o ensino fundamental incompleto impede uma maior queda do índice de Gini pelo fato desta fonte de renda apresentar redução em sua participação no período e apresentar nível

de distribuição pró estados mais pobres (baixo valor para coeficiente de concentração). Em sentido oposto, percebe-se que, isoladamente, a fonte de renda que mais contribui para a redução da desigualdade regional brasileira, entre 1995 e 2010, é a fonte de renda dos trabalhadores com ensino médio completo e ensino superior incompleto (Escol4) e, basicamente, porque tal fonte de renda torna-se regionalmente menos concentrada: tal fonte é responsável por um movimento de redução da desigualdade de 84,9% da redução do índice de Gini, observada entre 1995 e 2011.

Esses resultados indicam que, se por um lado, a redução dos desníveis de escolaridade entre os estados brasileiros contribuiu de forma decisiva, por meio das ocupações e renda associadas aos níveis intermediários de escolaridade, principalmente aquele do ensino médio, por outro, houve no período um movimento no sentido de maior concentração regional de renda associado ao nível mais alto de escolaridade (ensino superior). Este último movimento, por sua vez, é consistente com a elevação da concentração regional de atividades principalmente ligadas ao setor de serviços especializados, como por exemplo, setor financeiro e aqueles ligados à tecnologia da informação.

TABELA 3
Participações, coeficientes de concentração e contribuições das fontes de renda para níveis e variação da desigualdade regional de renda no Brasil entre 1995 e 2011 – Desigualdade medida pelo índice de Gini (Em %)

Fontes de Renda	Participação		Coeficientes de concentração		Contribuição para a desigualdade		Decomposição (1995-2011)		
	1995 (1)	2011 (2)	1995 (3)	2011 (4)	1995 (5)	2011 (6)	EP (7)	EC (8)	ET (9)
Trabalho									
Escol1	13,36	6,93	0,025	0,003	1,60	0,10	-97,79	18,11	-79,68
Escol2	18,23	9,75	0,234	0,171	20,32	8,47	-0,60	70,12	69,52
Escol3	10,69	9,42	0,260	0,195	13,25	9,30	2,45	52,50	54,95
Escol4	22,48	27,65	0,245	0,199	26,23	27,87	-7,62	92,51	84,89
Escol5	18,56	23,96	0,295	0,317	26,09	38,54	-44,51	-38,34	-82,85
Outras									
Aposentadorias e pensões	13,59	18,35	0,141	0,167	9,15	15,57	18,79	-33,64	-14,85
BPC	-	0,73	-	-0,118	-	-0,43	15,32	3,44	18,76
Bolsa Família	-	1,30	-	-0,230	-	-1,51	33,18	11,99	45,17
Capital	0,70	0,50	0,256	0,166	0,85	0,42	0,12	4,35	4,47
Aluguéis e outras	2,40	1,42	0,219	0,232	2,50	1,67	1,72	-2,10	-0,38
Total	100,00	100,00	0,210	0,197	100,00	100,00	-78,92	178,92	100,00

Fonte: elaboração própria com base nos microdados da Pnad/IBGE.

4 SENSIBILIDADE DA DESIGUALDADE REGIONAL DE RENDA A VARIAÇÕES NAS FONTES DE RENDA

As evidências apresentadas nas seções anteriores permitem apreender o papel das diferentes fontes de renda associadas aos diferentes níveis de escolaridade na redução da desigualdade regional de renda, medida pelo índice de Gini, entre os anos de 1995 a 2011. Dadas as estruturas produtivas dos estados nesses dois anos, é possível também obter medidas da influência de variações marginais em cada uma das diferentes fontes de renda sobre o nível de desigualdade regional de renda. Isso permite não só conhecer, para o ano mais recente (2011), quais as perspectivas de reduções adicionais da desigualdade com base em variações em cada fronte de renda, como comparar a eficiência relativa dessas diferentes fontes com respeito à redução da desigualdade. O objetivo desta seção é, assim, obter medidas da sensibilidade da desigualdade regional de renda entre as unidades federativas do país em relação a variações em cada fonte de renda associada aos diferentes níveis de escolaridade. Isto é, obtêm-se estimativas da elasticidade do índice de Gini em relação a cada fonte de renda. Num esforço complementar, aplicando-se uma decomposição de Shapley, discutem-se os papéis de diferentes fatores na variação das elasticidades de cada fonte de renda entre os anos de 1995 a 2011.

Ao utilizar uma decomposição alternativa do índice de Gini, é possível estudar diretamente a influência dos níveis de desigualdade de cada fonte renda, apreendidos por respectivos índices de Gini, sobre a evolução da desigualdade regional de renda total. Nesse sentido, seguindo Leman e Yitzhaki (1985), o primeiro passo é escrever o índice de Gini na forma:

$$G = \sum_{f=1}^{N} R_f G_f \alpha_f, \tag{9}$$

em que $R_f = Cov(y_{\it f} F)/Cov(y_{\it f} F_{\it f})$, $G_{\it f}$ é o índice de Gini da fonte de renda f e α_f corresponde, como antes, à participação dessa fonte de renda na renda total. O termo $R_{\it f}$ que corresponde à razão entre a covariância entre a renda da fonte f e a função de distribuição acumulada total, denotada por F, e a covariância entre a renda da fonte f e sua função de distribuição acumulada, $F_{\it f}$ expressa uma medida de correlação entre as distribuições da fonte específica f de renda e da renda total⁶.

Como bem colocam Silveira Neto e Azzoni (2012), na expressão acima, o índice de Gini torna-se uma agregação de índices de Gini individuais para cada fonte de renda, ponderados pela participação na renda total e pelo valor de R_f . Dessa forma, um determinado nível de desigualdade na distribuição de uma fonte de renda f (determinado valor de G_f) terá tanto mais influência no nível de

^{6.} Como se pode perceber, a partir da comparação entre as equações (9) e (4), $R_f = C_f/G_f$, ou seja, o fator R_f corresponde também à razão entre o coeficiente de concentração da fonte f de renda e o índice de Gini de sua distribuição.

desigualdade final quanto maiores forem os valores de sua participação, α_f , e da correlação entre a distribuição dessa fonte de renda e a distribuição da renda total, R_f . Note-se, também, que valores positivos (negativos) de R_f indicam que a fonte de renda f contribui para um aumento (redução) do coeficiente de Gini da distribuição da renda total e que, assim, elevações (diminuições) da desigualdade na distribuição da fonte de renda (aumentos (diminuições) de G_f) implicam elevações da desigualdade na distribuição da renda total. Valores extremos de R_f (próximos de um) indicam, além disso, que a desigualdade na distribuição da fonte de renda f (captada pelo valor de G_f) aproxima-se da desigualdade na distribuição da renda total.

Como mostraram, pioneiramente, Leman e Yitzahki (1985), partindo-se da equação (9), é possível obter a elasticidade do índice de Gini para a distribuição da renda total em relação a variações nas fontes de renda da seguinte forma:

$$\varepsilon_{G_{\gamma f}} = \frac{(\alpha_f G_f R_f)}{G} - \alpha_f. \tag{10}$$

E, como
$$R_f = \frac{c_f}{G_f}$$
,

$$\varepsilon_{G_{\gamma f}} = \left(\alpha_f C_f G^{-1}\right) - \alpha_f,\tag{11}$$

em que ε_{gyf} corresponde à elasticidade do índice de Gini da distribuição da renda total em relação à fonte de renda específica f.

A expressão obtida por estes autores mostra que a elasticidade da desigualdade em relação a cada fonte de renda depende positivamente do quanto uma fonte de renda está distribuída pró estado rico ou pobre (ou seja, do coeficiente de concentração, C_f), da participação desta fonte na renda total e, negativamente, do próprio nível de desigualdade total (G). Assim, por exemplo, fontes de renda com valores negativos para o coeficiente de concentração sempre terão valores negativos para a elasticidade: aumentos específicos dessas fontes de renda sempre diminuem a desigualdade regional, influências que serão maiores quanto menor for a desigualdade da distribuição da renda total. Finalmente, o efeito da participação na renda total, α_f sobre a desigualdade está na dependência do valor do coeficiente de concentração, C_f em relação ao índice de Gini, G. Nesse sentido, para uma fonte de renda altamente concentrada nos estados ricos, por exemplo, a relação entre seus níveis de participação e o valor da elasticidade será positiva.

Nas colunas (1), (2) e (3) da tabela 4, apresentada a seguir, são registradas as elasticidades da desigualdade da distribuição regional da renda total em relação a

cada fonte de renda para os anos de 1995 a 2011, bem como as variações dessas elasticidades nesse período.

Entre as fontes de renda do trabalho, há um claro destaque para a fonte de renda das pessoas com nível superior completo (Escol5). Tal fonte de renda apresenta os maiores valores da elasticidade nos dois anos analisados, bem como maior variação da elasticidade no período. Mais especificamente, o valor obtido para elasticidade dessa fonte de renda em 2011 indica que um aumento de 1% da renda das pessoas com nível superior completo estava associada a um aumento do índice de Gini da distribuição da renda total de cerca de 14,6%. Além disso, a elevação da elasticidade dessa fonte de renda entre 1995 e 2011 (em mais de 100%) indica que, em 2011, a desigualdade regional brasileira passou a ser ainda mais sensível à variação da renda dos mais escolarizados que em 1995.

Um reflexo da expansão dos níveis de escolaridade dos estados mais pobres é interessante também perceber que, em 2011, as únicas fontes de renda do trabalho que apresentavam valores positivos para a elasticidade da desigualdade da distribuição regional de renda entre os estados brasileiros eram as duas fontes correspondentes às rendas dos indivíduos mais escolarizados, Escol4 (indivíduos com ensino médio ou superior incompleto) e a própria fonte Escol5 (indivíduos com superior completo). Ou seja, diferentemente de 1995 quando os níveis de escolaridade intermediários também impactavam positivamente a desigualdade, no ano mais recente, a influência dos níveis de escolaridade sobre a desigualdade regional tende a atuar a partir dos níveis mais altos de escolaridade.

Entre as fontes de renda do trabalho, a única fonte de renda com valores negativos para a elasticidade da desigualdade da distribuição da renda total, tanto em 1995 quanto em 2011, é aquela dos indivíduos que completaram, no máximo, a terceira série do ensino fundamental (Escol1). Isso significa que, a partir da renda do trabalho, somente para tal grupo de indivíduos é que as elevações de renda estavam nos dois anos associadas a diminuições da desigualdade regional de renda no Brasil. Note-se, contudo, que apesar de tal efeito contribuir de modo favorável à redução da desigualdade, sua magnitude é bem menor em 2011 que em 1995: enquanto em 1995 o aumento de 1% desta fonte de renda estava associado a uma redução da desigualdade regional de renda, medida pelo índice de Gini, em torno de 11,8%, em 2011, o mesmo aumento percentual indicava uma redução de 6,8% do valor do mesmo indicador de desigualdade.

Tais resultados indicam que a expansão da renda do trabalho está longe de ser neutra, em relação à distribuição regional da renda no Brasil. Mesmo com o maior progresso escolar relativo dos estados mais pobres observado no período mais recente, os estados mais ricos ainda tendem a se beneficiar relativamente mais com a expansão da renda em setores econômicos que utilizam predominantemente

força de trabalho mais escolarizada e, com isso, os ganhos relativos das unidades mais ricas têm aumentado ao longo do tempo.

No que diz respeito aos valores das elasticidades para as fontes de renda não associadas ao trabalho, os destaques são as fontes associadas às rendas das aposentadorias e pensões e à renda do Programa Bolsa Família (BF), que, por sinal, em 2011, apresentavam valores negativos de mesma magnitude para a elasticidade da desigualdade da distribuição de renda (-2,8%). Aqui, é notável que a fonte de renda associada ao BF, com apenas 1,3% de participação na renda total, em 2011, apresente o terceiro maior valor (absoluto) para a elasticidade entre todas as fontes de renda consideradas neste trabalho.

Da equação (11), é possível perceber também que as variações das elasticidades da desigualdade regional na distribuição da renda total associadas a cada renda estão associadas a variações no próprio nível de desigualdade (por meio do índice de Gini, G), a variações no coeficiente do concentração (C_f) e a variações nas participações das fontes de renda (α_f). Com o objetivo de evidenciar a contribuição de cada um desses potenciais componentes, são apresentados os resultados de uma decomposição de Shapley para a variação da elasticidade de cada fonte de renda, entre 1995 e 2011, a partir da equação (13). Formalmente, isso corresponde a considerar a variação entre 1995 (t = 0) e 2011 (t = t) de cada elasticidade na forma:

$$\varepsilon_{G_{yft}} - \varepsilon_{G_{yf0}} = \left(\alpha_{ft}C_{ft}G_t^{-1}\right) - \alpha_{ft} - \left(\alpha_{f0}C_{f0}G_{t0}^{-1}\right) - \alpha_{f0}. \tag{12}$$

A obtenção de medidas da contribuição de cada um dos três fatores expressos na equação (11) para a variação da desigualdade regional brasileira entre 1995 e 2011 pode ser obtida com base na decomposição de Shapley (Shorrocks, 1999; Shorrocks, 2012). O valor de Shapley é um conceito desenvolvido no âmbito da teoria dos jogos cooperativos e sua aplicação para a decomposição de índices de pobreza e desigualdade foi estabelecida por Shorrocks (1999)⁷. Nesse sentido, a variação da elasticidade de cada fonte de renda entre 1995 e 2011 pode ser calculada por meio da seguinte equação:

$$\Delta \varepsilon_{G_{yf}} = C(\Delta C_f) + C(\Delta G) + C(\Delta \alpha_f)$$
(13)

^{7.} Para mais detalhes sobre a decomposição de Shapley, ver Deutsch e Silber (2005), Shorrocks (2012) e Sastre e Trannoy (2000).

em que a contribuição da variação do coeficiente de concentração de cada fonte de renda para a variação na elasticidade global $C(\Delta C_f)$ pode ser calculada como⁸:

$$C(\Delta C_f) = \frac{2!}{3!} \left[C_f^t(G^0)^{-1} \alpha_f^0 - C_f^t(G^0)^{-1} \alpha_f^0 \right] + \frac{1!}{3!} \left[C_f^t(G^t)^{-1} \alpha_f^0 - C_f^t(G^t)^{-1} \alpha_f^0 \right] + \frac{1!}{3!} \left[C_f^t(G^0)^{-1} \alpha_f^t - C_f^t(G^0)^{-1} \alpha_f^t \right] + \frac{2!}{3!} \left[C_f^t(G^t)^{-1} \alpha_f^t - C_f^0(G^t)^{-1} \alpha_f^t \right]$$

$$(14)$$

Decomposições similares podem ser realizadas para $(G)^{-1}$ e α_f . Portanto, $C(\Delta C_f)$ representa o efeito da variação do coeficiente de concentração da fonte f de renda sobre a variação da elasticidade desta fonte de renda, $C(\Delta G)$ representa o efeito da variação da desigualdade sobre a variação da elasticidade de cada fonte de renda e representa o efeito da variação da participação de cada fonte de renda f sobre a variação da elasticidade.

Embora permita apreender a contribuição dos diferentes fatores associados às mudanças de determinada variável (no caso, a elasticidade do índice de Gini em relação a variações em diferentes fontes de renda), é importante reconhecer que a decomposição de Shapley apresenta algumas limitações. Além, evidentemente, de não permitir interpretações das contribuições como efeitos causais. Uma limitação importante é que tal decomposição não satisfaz o princípio da independência, o que significa que a contribuição de cada fonte de renda sobre a desigualdade depende de como são agregadas as demais fontes (Sastre e Tranoy, 2002; Cowell e Fiorio, 2011). Adicionalmente, como argumentam Chantreuil e Trannoy (2013), quando usado para mensurar, por exemplo, a contribuição das fontes de renda para o nível geral de desigualdade, a decomposição de Shapley gera valores de contribuições diferentes, a depender do índice de desigualdade utilizado⁹. Tais observações, contudo, não invalidam os resultados, aqui, que devem ser considerados condicionados à estrutura de fontes de renda assumida.

Os resultados da aplicação da decomposição de Shapley para a variação da elasticidade da desigualdade da distribuição de renda entre os estados brasileiros em relação a cada fonte de renda são apresentados nas colunas (4), (5) e (6) da tabela 4.

^{8.} Também aqui, a decomposição envolve a soma para fonte de renda de todas as possíveis combinações (alterando-se a ordem de cada elemento) de variações de cada um dos três componentes C, G e α ponderadas pela frequência de corrência de cada valor da parcela. Como novamente existem três fatores, o número de todas as possíveis combinações será 3!=6. Para a primeira parcela, por exemplo, existem apenas duas possibilidade de combinações dos elementos que envolvem mesmo valor do produto: $C_1(G^0)^{-1}\alpha_1^0 - C_1(G^0)^{-1}\alpha_1^0 = C_1\alpha_1(G^0)^{-1} - C_1\alpha_1(G^0)^{-1}$, o que explica o numerador do termo de ponderação igual a 2=2!.

^{9.} Chantreuil e Trannoy (1999) e Shorrocks (1999) propõem extensões da decomposição de Shapley ao associar o problema ao princípio da independência e ao propor estruturas hierárquicas para as fontes de renda. Contudo, como argumentam Cowell e Fiorio (2011), tais soluções nem sempre têm apelo e interpretações econômicas claras. Estes últimos autores, na verdade, propõem uma compatibilização entre decomposições de desigualdade por meio de fontes ou grupos de renda, e aquelas mais recentemente obtidas por meio de regressões.

Entre as fontes de renda do trabalho, nas referidas colunas da tabela 4, nota-se, por exemplo, que 33,4% da elevação da elasticidade da desigualdade associada à fonte de renda dos indivíduos mais escolarizados entre 1995 e 2011 apontada acima decorre do fato desta fonte estar mais concentrada (efeito da variação do coeficiente de concentração, C_f), sendo o restante decorrente da própria redução do índice de Gini (27,8%) e da elevação de sua participação (38,8%). Por outro lado, o menor valor absoluto da elasticidade da desigualdade associada à fonte de renda dos indivíduos com menor nível de escolaridade (Escol1) decorre quase que exclusivamente do menor peso que esta fonte de renda passa a ter na renda total em 2011. Para as fontes de renda do trabalho associadas aos níveis intermediários de escolaridade, os movimentos de diminuição dos valores das elasticidades entre 1995 e 2011 decorrem, sobretudo, da diminuição do nível de concentração dessas fontes de renda (componente C_f).

Por fim, entre as fontes de renda não associadas ao trabalho, a mudança mais importante entre 1995 e 2011 diz respeito à diminuição da influência das rendas das aposentadorias e pensões sobre a desigualdade regional de renda entre os estados brasileiros. Tal movimento é, sobretudo, explicado pelo aumento do coeficiente de concentração (C_f) desta fonte de renda, ou seja, pelo fato de que a evolução dessa fonte particular de renda ter sido mais favorável aos estados mais ricos do país (ver valores desses coeficientes na tabela 3).

TABELA 4
Elasticidades da desigualdade da distribuição de renda entre os estados brasileiros e decomposição de Shapley para a variação das elasticidades

Fontes de Renda -	Elasticidade		Variação da elasticidade	Contribuição (1995-2011) %			
	1995 (1)	2011 (2)	1995-2011 (3)	C _f (4)	G (5)	α (6)	
Trabalho							
Escol1	-0,118	-0,068	0,049	-22,43	0,94	121,49	
Escol2	0,021	-0,013	-0,034	126,92	-25,68	-1,24	
Escol3	0,026	-0,001	-0,027	120,25	-25,83	5,58	
Escol4	0,038	0,002	-0,035	160,27	-47,11	-13,15	
Escol5	0,075	0,146	0,070	33,37	27,84	38,80	
Outras							
Aposentadorias e pensões	-0,044	-0,028	0,017	123,95	44,727	-68,677	
BPC	0,000	-0,012	-0,012	18,32	0,74	80,94	
BF	0,000	-0,028	-0,028	26,40	1,07	72,54	
Capital	0,002	-0,001	-0,002	113,53	-16,50	2,97	
Aluguéis e outras	0,001	0,003	0,002	85,31	85,75	-71,06	

Fonte: elaboração própria com base nos microdados da Pnad/IBGE.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O baixo nível de escolaridade da população e o alto nível de desigualdade de renda pessoal e regional são problemas persistentes no Brasil. No entanto, como mostraram diferentes pesquisadores, na última década, o Brasil apresentou uma redução consistente não só na desigualdade de renda pessoal, como também na desigualdade de renda regional. Há dois movimentos diretamente associados a estas reduções de desigualdade (pessoal e regional), ambos associados a políticas públicas, com foco nos indivíduos e não no território ou nas regiões: a elevação da escolaridade em todas as regiões do país e a introdução e expansão das políticas sociais de transferência de renda. Nesse contexto, o objetivo deste trabalho foi analisar a evolução da disparidade regional de renda *per capita* no Brasil, calculada pelo índice de Gini, verificando especificamente qual a contribuição de cinco fontes de renda do trabalho associadas a diferentes níveis de escolaridade sobre a evolução da desigualdade regional de renda *per capita* no Brasil entre os anos 1995 e 2011 e sua importância relativa em relação às demais fontes de renda.

Nesse sentido, primeiramente, o trabalho mostrou que, em relação à distribuição da renda total, por um lado, as fontes de renda do trabalho associadas a indivíduos com maiores níveis de escolaridade (no mínimo com ensino médio) encontravam-se em 2011 mais concentradas nas unidades federativas mais ricas e, por outro, que as fontes de renda do trabalho de indivíduos com menos escolaridade e as fontes associadas aos programas de transferência de renda (sobretudo) se apresentavam, no mesmo ano, mais favoráveis às unidades federativas mais pobres do país.

Com base no cálculo das contribuições das diferentes fontes de renda para a desigualdade, os principais resultados deste estudo indicam que a renda do trabalho explica a maior parte da desigualdade regional, calculada pelo índice de Gini, bem como grande parte do movimento da recente queda no índice de Gini regional nos últimos anos. Enquanto em 1995 o conjunto das fontes de renda relacionadas ao trabalho era responsável por cerca de 87% da desigualdade regional medida pelo índice de Gini, em 2011 tal responsabilidade era 84%, um reflexo do crescimento da importância de outras fontes de renda. Porém, esse é um valor que ainda torna clara a importância dessa fonte de renda para o entendimento das disparidades regionais no país.

Não menos importante, os resultados obtidos indicam que, em 2011, cerca de 65% da desigualdade regional de renda entre os estados brasileiros decorria dos níveis (elevados) de concentração da renda dos indivíduos que possuíam, no mínimo, o ensino médio completo, um percentual superior àquele observado em 1995 (em torno de 53%), o que decorria de uma distribuição de renda fortemente pró estado rico das fontes de renda associadas à maior escolaridade. Entre as demais fontes de renda, o maior destaque na explicação da desigualdade

regional diz respeito à distribuição das rendas das aposentadorias e pensões, que em 2011 contribuía com cerca de 16% da desigualdade regional brasileira. Ou seja, nos anos mais recentes, a maior parte da desigualdade regional brasileira decorre da distribuição regional bastante desigual da renda do trabalho dos indivíduos mais escolarizados, principalmente daqueles com ensino superior.

No que tange à evolução da desigualdade regional entre 1995 e 2011, as evidências obtidas indicam que as dinâmicas das rendas do trabalho de indivíduos com níveis intermediários de escolaridade (com fundamental completo até o ensino médio completo e superior incompleto) e das rendas dos programas sociais de transferência de renda (Bolsa Família e Benefício de Prestação Continuada) foram as responsáveis pela redução do índice de Gini da distribuição regional de renda no período no Brasil. Especificamente, em seu conjunto, as rendas do trabalho foram responsáveis por, aproximadamente, 47% da variação do índice de Gini regional entre os anos de 1995 e 2011. Um movimento que, seguramente, está associado à expansão da educação nos estados mais pobres do Brasil. É importante salientar, contudo, que, no mesmo período, a dinâmica de renda dos indivíduos mais escolarizados (ensino superior) não apenas ganhou importância ao longo do tempo na renda total dos estados, como apresentou dinâmica no sentido de uma significativa concentração regional de renda entre as unidades federativas do país: na verdade, a redução do índice de Gini observada poderia ter sido quase 83% maior, caso tal fonte de renda não apresentasse evolução em favor das unidades mais ricas.

A importância do movimento da renda do trabalho associado ao nível de escolaridade mais elevado (ensino superior) para a configuração da distribuição regional de renda apresenta-se, aliás, mais significativa que aquelas das fontes de renda dos programas sociais (Bolsa Família e Benefício de Prestação Continuada), que, confirmando resultado obtido por Silveira Neto e Azzoni (2012) explicam parte não desprezível da redução da desigualdade regional de renda no Brasil entre 1995 e 2011.

Ainda que a metodologia utilizada não permita estabelecer rigorosamente relações causais entre as diferentes fontes de renda e a dinâmica de desigualdade regional do conjunto de evidências apresentadas neste trabalho, há, ao menos, dois resultados úteis para a política pública que tenha como objetivo reduzir as disparidades regionais Primeiro, é importante ter em conta que a redução das disparidades regionais de renda no Brasil é fortemente dependente da equalização dos níveis de escolaridade dos indivíduos entre suas unidades federativas em níveis superiores de escolaridade. Isso parece ainda mais importante quando se considera que o crescimento da renda dos estados mais pobres observados nos últimos anos certamente traz uma elevação da demanda no setor de Serviços, setor de trabalho intensivo, e sobre qual deve recair a maior responsabilidade a respeito das disparidades

regionais brasileiras. Segundo e além disso, embora a experiência recente do país com as políticas de transferência de renda mostre a importância desse tipo de políticas com foco nos indivíduos para as disparidade regionais de renda (Silveira Neto e Azzoni, 2012), as evidências obtidas neste trabalho indicam que as disparidades regionais brasileiras são bem mais sensíveis (absoluta e relativamente) a movimentos na distribuição regional de renda associada aos níveis mais altos de escolaridade.

REFERÊNCIAS

AZZONI, C. R. Concentração regional e dispersão das rendas per capita estaduais: análise a partir de séries históricas estaduais de Pib, 1939-1995. **Estudos Econômicos**. São Paulo, v.27, n. 3, p-341-393. Set-Dez, 1997.

BARROS. R. *et al.* Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. **Econômica**, n. 8, 117–147. 2006.

_____. **Determinantes da queda da desigualdade de Renda no Brasil**. Texto para discussão. Ipea, 2010.

CHANTREUIL, F.; TRANNOY, A. Inequality decomposition values: the trade-off between marginality and efficiency, **Journal of Economic Inequality**, 11:83-98, 2013.

CHANTREUIL, F., TRANNOY, A. Inequality decomposition values: the trade-off between marginality and consistency. Working Papers 99-24, **THEMA**, Université de Cergy-Pontoise, 1999.

COWELL, A. F.; FIORIO, C. V. Inequality Decomposition – A Reconciliation, **Journal of Economic Inequality**, December 2011, v. 9, Issue 4, pp 509-528.

DUARTE, A.; FERREIRA, P.C.; SALVATO, M. **Disparidades regionais ou educacionais?** Um exercício com contrafactuais, 2003. Mimeografado.

FEI, J.; RANIS, G.; KUO, S. **Growth with Equity**: The Taiwan Case. New York: Oxford University Press, 1979.

HOFFMANN, Rodolpho. Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. **Econômica**, v. 8(1), p. 55-81. jun. 2006.

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, Nanaki. **Income Inequality and Poverty**: Methods of Estimation and Policy Applications. New York: Oxford University Press, 1980.

LEMAN, R.; YITZHAKI, S. Income Inequality Effects by Income Source: a new approach and applications to the United States. **Review of Economics and Statistics**, v. 67, n. 1, 151-156. 1985.

OSORIO, R. G.; SOUZA, P. H. G. F. Evolução da pobreza extrema e da desigualdade de renda na Bahia: 1995 a 2009. Brasília: Ipea, 2012. (Texto para Discussão, n. 1.696).

POSE, A. R.; TSELIOS, V. Education and Income inequality in the regions of European Union. v. 49, 411-437, 2009.

PYATT, G., CHEN, C., & FEI, J. The distribution of income by factor components. **Quarterly Journal of Economics**, 95, 451-474, 1980.

SASTRE, M., TRANNOY, A. Shapley inequality decomposition by factor components: some methodological issues. **J. Econom**. Supplement 9: 51-90, 2002.

SHORROCKS, A. F. **Decomposition procedures for distributional analysis**: a unified framework based on the shapley value. University of Essex: mimeo, 1999.

SHORROCKS, A. F. Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified framework Based on the Shapley Value. **Jornal of Economic Inequality**, v. 11, n. 1, p. 99-126, 2012.

SILVEIRA, R. M. N.; MENEZES, T. A. Disparidades regionais de renda no Brasil: analisando a importância do capital humano. *In*: **Fundação Konrad-Adeneur**. (Org.), Fórum Brasil-Europa; Fundação Konrad-Adeneur. 2008.

SILVEIRA, R. M. N.; AZZONI, C. R. Non-Spatial Government Policies and Regional Income Inequality in Brazil. **Regional Studies**, v. 45, n. 4, p.453-461, 2011.

_____. Social policy as regional policy: market and non-market factors determining regional inequality. **Journal of Regional Science**, v. 51, p. 1-18, 2012.

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

SOARES, S. *et al.* 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. Brasilia: Ipea, v. 2, p. 366, 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. Brasília: Ipea (Texto para Discussão, n. 1.816), 2013.

(Originais submetidos em setembro de 2014. Última versão recebida em julho de 2015. Aprovada em setembro de 2015.)