**Redução Recente da Desigualdade Regional de Renda no Brasil: Desconcentração Industrial ou Políticas Sociais?**

Raul da Mota Silveira Neto – PIMES/UFPE e Pesquisador do CNPq

**Resumo**

O trabalho apresenta evidências a respeito da importância das diferentes fontes de renda na diminuição da desigualdade regional de renda *per capita* no Brasil no período 1995-2006, enfatizando o papel das políticas sociais de transferência de renda (Bolsa Família e Benefício de Prestação Continuada) e da desconcentração industrial neste processo. Além de medidas da contribuição da cada fonte de renda para a redução da desigualdade regional, medida pelo índice de Gini, o trabalho também estima elasticidades da desigualdade regional em relação às diferentes fontes. Os resultados indicam que a maior parte da redução da desigualdade regional observada deriva da contribuição da renda do trabalho, havendo importante desconcentração desta renda nos setores industrial e de serviços, mas também ressalta a importância dos programas sociais de transferência de renda que, apesar de não serem políticas espaciais, são responsáveis por cerca de 24% da redução da desigualdade regional entre 1995 e 2006. Os valores das elasticidades estimados indicam que, apesar de pequeno peso na renda total, as transferências de renda do Programa Bolsa Família em 2006 tinham capacidade redução da desigualdade maior que as rendas das aposentadorias e pensões.

**Palavras-chaves:** desigualdade regional de renda, concentração industrial, Bolsa Família

**Abstract**

The work presents evidence about the role of different income sources to the process of regional inequality reduction in Brazil from 1995 to 2006, pointing out the importance of social programs (Bolsa Família e Benefício de Prestação Continuada) and of the fall in the level of industrial regional concentration. The results indicate that the labor income sources are the most important facto explaining regional inequality reduction, but there was also an important roles to the federal government programs of income transfer on this dynamic, which specifically explains about 24% of Gini regional inequality reduction. The value estimated for inequality elasticity relative to each income source indicate that the incomes from Bolsa Família program are more effective to reduce regional inequality than the incomes from Social security and pensions in 2006.

**Key-words:** regional income inequality, industrial concentration, Bolsa Família

**Área ANPEC:** Área 9 – Economia Regional e Urbana.

**Código *JEL*:** R11, R58.

**Redução Recente da Desigualdade Regional de Renda no Brasil: Desconcentração Industrial ou Políticas Sociais?**

**1. Introdução**

Como apontaram uma série de pesquisadores **(**BARROS *et al*. 2006;. FERREIRA et al. 2006; HOFFMANN, 2006; SOARES 2006a. 2006b), ao menos desde 2001, o Brasil tem apresentado uma performance bastante auspiciosa, para seus padrões, no que diz respeito à redução da desigualdade de renda entre sua população. Mais recentemente, Silveira Neto e Azzoni (2010) mostraram que tal trajetória vem acompanha de uma não menos auspiciosa diminuição da desigualdade regional de renda entre as unidades federativas do país. Tal redução, é possível argumentar de imediato, pode refletir não mais que a trajetória de convergência da produtividade do trabalho esperada, de resto, a partir do Modelo Neoclássico de Crescimento.

 Existem boas razões, contudo, para que tal argumento seja insuficiente para capturar a natureza da redução da desigualdade regional de renda recente no Brasil. Primeiro, as políticas sociais de transferências de renda levado a efeito pelo governo federal (ex. Programa Bolsa Família, Programa de Benefício de Prestação Continuada) apresentam imediatas repercussões espaciais ou regionais. Segundo, ainda que não se possa garantir sua efetividade generalizada, como mostraram Manoel, Resende e Silveira Neto (2009) em sua análise das aplicações dos Fundos Constitucionais de Desenvolvimento (FNE, FNO e FCO), as políticas de crédito direcionados a setores específicos (principalmente industrial) parecem ter algum poder de fomentar o desenvolvimento setorial nos estados mais pobres do país. Terceiro, como se mostra adiante, seja em resposta a incentivos, seja em função da elevação dos mercados as periferias, ou em razão do aproveitamento das vantagens comparativas em contexto de maior competição, o período recente caracteriza-se por apresentar tendência de desconcentração da atividade industrial, implicando melhora no perfil da demanda por trabalho nas unidades federativas mais pobres.

 Em verdade, a partir de uma estratégia de decomposição do índice de Gini para a desigualdade regional de renda *per capita*, Silveira Neto e Azzoni (2010) já haviam mostrado o importante papel das políticas sociais de transferências de renda na redução da desigualdade a partir de 1995. O presente trabalho estende o esforço destes pesquisadores no sentido da mensuração das fontes da redução da desigualdade regional entre 1995 e 2006 em três direções. Primeiro, considera não apenas a importância do Programa Bolsa Família (BF), mas também aquela do Programa de Benefício de Prestação Continuada (BPC) na redução da desigualdade regional de renda *per capita* no Brasil no referido período. Segundo, ao separar a renda do trabalho de acordo com os setores econômicos (agricultura, indústria, serviços e administração pública), o trabalho permite apontar, através da renda do trabalho, o papel da recente desconcentração industrial na redução das disparidades regionais de renda (bem como a dos demais grandes setores). Finalmente, ao aplicar uma decomposição alternativa do índice de Gini, devida a Leman e Yithzaki (1985), a presente investigação fornece medidas (elasticidades) da reação da desigualdade regional de renda *per capita* com respeito a variações nos diferentes componentes de renda, uma informação bastante valiosa para a constituição e avaliação de políticas alternativas de combate às disparidades regionais.

 Além desta introdução, o trabalho apresenta mais quatro seções. Na próxima, descreve a decomposição da renda *per capita* das unidades federativas através das diferentes fontes de renda consideradas neste trabalho, além apontar as importantes dimensões espaciais dos programas de transferências de renda e caracterizar a desconcentração industrial verificada no Brasil entre 1995 e 2006. Na seção três são apresentados os resultados do trabalho com respeito à importância de cada fonte de renda para explicar a redução da desigualdade regional de renda observada no país. Na quarta seção, são fornecidas estimativas das elasticidades da desigualdade, medida pelo índice de Gini, em relação à cada fonte de renda considerada. Na quinta seção são apresentadas conclusões e implicações de política do trabalho.

**2. Fontes de renda, dimensão espacial das políticas sociais e a recente desconcentração da atividade industrial**

**2.1 Fontes de renda**

Nesta seção, ainda que rapidamente, são apresentadas evidências a respeito do destino espacialmente diferenciado dos recursos de duas importantes políticas sociais recentes implementadas pelo governo federal, o Programa Bolsa Família (BF) e o Benefício de Prestação Continuada (BPC). Adicionalmente, caracteriza-se o processo da desconcentração do emprego e da renda do trabalho industrial verificada entre 1995 e 2006, período foco da análise deste trabalho. Como se apresenta em seguida, a despeito de representarem políticas originalmente não-espaciais, uma vez que o foco é o indivíduo ou sua família, as referidas políticas sociais apresentam evidentes impactos regionais ou espaciais diferenciados, beneficiando relativamente mais os estados mais pobres da federação. Tais impactos ocorrem, além disto, em um contexto de desconcentração espacial do emprego e da renda do trabalho do setor industrial, movimento que, em virtude do perfil do emprego deste segmento, também concorre para a diminuição da desigualdade regional de renda no Brasil no período recente.

 No sentido de contextualizar as evidências apresentadas nesta seção a partir da perspectiva da decomposição da desigualdade regional de renda *per capita* por fontes de renda apresentada nas próximas seções, explicita-se aqui a decomposição da renda *per capita* dos estados brasileiros a partir das fontes consideradas na pesquisa, bem como suas motivações. O objetivo de tal decomposição, reafirme-se, é explorar as influências das mudanças das estruturas produtivas públicas dos estados e o impacto dos programas sociais federais de transferências de renda sobre a evolução da desigualdade regional entre 1995 e 2006.

Dentro desta perspectiva, denotando-se $y\_{e}$ como a renda total *per capita* da unidade da federação *e*, é adotada a seguinte decomposição desta renda a partir de nove diferentes fontes:

 $y\_{e}=y\_{eta}+y\_{eti}+y\_{ets}+y\_{etg}+y\_{eap}+y\_{eal}+y\_{eca}+y\_{eBF}+y\_{eBPC}$ ,  *e* = 1,.......,27. (1)

Onde, $y\_{eta}$= renda do trabalho da agricultura *per capita*, $y\_{eti}$= renda do trabalho da indústria *per capita*, $y\_{ets}$ = renda do trabalho dos serviços *per capita*,$ y\_{etg}$ = renda do trabalho da administração pública *per capita*, $y\_{eap}$ = renda de aposentadorias e pensões *per capita*, $y\_{eal}$ = renda de aluguéis e doações *per capita*, $y\_{eca}$ = renda do capital (juros, dividendos, etc.) *per capita*, $y\_{eBF}$ = renda derivada do Programa Bolsa Família *per capita* e $y\_{eBPC}$ = renda derivada dos recursos do Benefício de Prestação Continuada *per capita*.

 Uma série de qualificações se faz, aqui, necessária. Primeiro, tal decomposição só é possível através do uso de micro-informações dos indivíduos e famílias, que são agregadas para obtenção dos totais estaduais. Como levado a efeito por Silveira Neto e Azzoni (2010), os valores trabalhados nesta pesquisa derivam dos microdados da PNAD. Segundo, a decomposição expressa pela equação (1), diferentemente daquelas utilizadas por Hoffman (2006), Soares, *et al.* (2006) e Silveira Neto e Azzoni (2010), considera as diferentes fontes de renda do trabalho a partir dos diferentes setores. Do ponto de vista da distribuição regional da renda, o expediente deste trabalho é mais informativo, uma vez que parte importante das políticas de desenvolvimento regional no Brasil está associada à concessão de incentivos fiscais para atração, principalmente, de segmentos industriais. Terceiro, de forma semelhante ao levado a efeito por Soares e Sártyro (2009) no estudo da desigualdade da renda pessoal, mas diferentemente da aplicação da decomposição proposta por Silveira Neto e Azzoni (2010) no caso da desigualdade regional, considera-se neste trabalho a influência específica dos recursos do Benefício de Prestação Continuada (BPC). Por fim, é sempre importante reconhecer a limitação de tais decomposições a partir de informações domiciliares relacionada às dificuldades de captura das rendas do capital, praxe em estudos que se utilizam da PNAD.

 Com respeito às possibilidades de registro destas diferentes fontes a partir dos microdados da PNAD, além das imprecisões com respeito às rendas do capital, dificuldades adicionais dizem respeito, por um lado, à atribuição da renda dos programas federais do Bolsa Família e Benefício de Prestação Continuada e, por outro, a imputação da renda do trabalho de cada setor. Neste sentido e para as políticas sociais, é a adotada a metodologia proposta e explicitada em Soares, *et al.* (2006), o que difere daquela utilizada por Silveira Neto e Azzoni (2010)[[1]](#footnote-1). Já para a renda do trabalho dos setores, considerou-se a renda total do trabalho de cada indivíduo como derivada da renda do segmento de atividade do trabalho principal.

 Feitas tais qualificações, as diferenças regionais constatadas no país quanto aos níveis e evolução da importância das diferentes fontes de rendas para a renda total *per capita* dos estados brasileiros são dignas de nota. Neste sentido, a tabela 1, a seguir, apresenta por região, para o ano de 2006, as médias regionais das participações das diferentes fontes de renda nos estados.

**Tabela 1 – Participação das fontes de renda do total da renda mensal *per capita* – média dos estados da região – 2006 – (%)**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | **NO** | **NE** | **SE** | **Sul** | **CO** |
| **R. Trabalho da Agricultura** | 4,5 | 6,9 | 4,2 | 7,4 | 9,9 |
| **R. Trabalho da Indústria** | 14,8 | 12,3 | 17,8 | 18,3 | 12,1 |
| **R. Trabalho dos Serviços** | 46,2 | 42,1 | 45,5 | 44,3 | 46,0 |
| **R. Trabalho da Ad. Pública** | 17,5 | 10,0 | 7,0 | 6,1 | 12,7 |
| **Aposentadorias e Pensões** | 11,6 | 22,5 | 21,3 | 19,0 | 14,1 |
| **Aluguéis e donativos** | 0,6 | 0,7 | 1,0 | 1,4 | 0,7 |
| **Renda do Capital** | 2,5 | 2,1 | 2,4 | 2,8 | 2,9 |
| **Bolsa Família** | 1,2 | 2,1 | 0,4 | 0,3 | 0,7 |
| **BPC** | 1,0 | 1,2 | 0,3 | 0,2 | 0,7 |

Fonte: estimativas do autor a partir dos microdados da PNAD-IBGE.

 Há uma série de constatações possíveis. Para o interesse deste trabalho destacam-se aqui, apenas, aquelas mais associados às disparidades regionais. Sob tal perspectiva, os valores da tabela 1 indicam que, em média, é nos estados das regiões Nordeste e Norte que as políticas sociais não espaciais apresentam bem maior importância relativa na renda (3,2% e 2,2% do total, respectivamente). Por outro lado, a renda do trabalho da indústria é significativamente mais importante para os estados das regiões Sudeste e Sul do país, apresentando a região mais rica (Sudeste) também o menor peso da renda do trabalho da agricultura na renda total.

 Nas próximas seções serão apresentados detalhes de como cada uma das fontes de renda está distribuída entre os estados brasileiros, tomando-se como referência a distribuição da renda total *per capita*. A continuação desta seção explora os três pontos ressaltados no parágrafo anterior.

**2.2 Dimensão espacial das políticas sociais: Bolsa Família (BF) e Benefício de Prestação Continuada (BPC)**

O Programa Bolsa Família é o mais conhecido programa social de transferência de renda levado a efeito pelo governo federal que, dado o foco nas famílias mais pobres, termina por beneficiar relativamente mais os estados mais pobres do Brasil. Em 2006, as linhas de pobreza e de extrema pobreza adotadas no Programa, limites de renda familiar per capita para obtenção de benefícios, correspondiam, respectivamente, a R$ 100,00 e R$ 50,00, sendo possível o recebimento de um benefício fixo de R$ 50,00 mais variáveis de R$ 15,00 por crianças de 0 a 14 anos (limite de três crianças).

 No estado mais pobre do Brasil (renda *per capita*), o Maranhão, na região Nordeste, existiam 39,5% e 16,6% de pessoas com renda até os limites, respectivamente, de R100,00 e R$ 50,00 em 2006. Já no estado mais rico, São Paulo, situado no Sudeste, tais percentuais correspondiam, na mesma ordem, a 5,8% e 2,0%. Tais diferenças permanecem com maior agregação espacial: os percentuais de pessoas no Nordeste e no Sudeste com renda familiar *per capita* até os dois limites acima eram, em 2006, de 31,9% e 11,9%, no primeiro caso, e de 7,9% e 2,4%, no segundo.

 Um retrato mais amplo da distribuição da renda *per capita* derivada dos recursos do BF, componente $y\_{eBF}$ da equação (1), entre as unidades federativas brasileiras é apresentado a partir do gráfico 1, a seguir, onde, para enfatizar o caráter progressivo desta fonte de recursos, as unidades federativas são ordenadas de forma crescente com respeito à renda total *per capita*.

Fonte: cálculo do autor a partir dos microdados da PNAD 2006.

 Como o gráfico rapidamente deixa claro, os estados mais pobres do Brasil, situados nas regiões Nordeste e Norte do país, apresentam, em termos *per capita*, os maiores valores do componente Bolsa Família da renda total. Mais especificamente, por exemplo, o valor recebido pelo estado do Maranhão (R$ 6,7 mensais), mais pobre, equivalia a 1,8 e 4,7 vezes os valores recebidos, respectivamente, pelas duas unidades mais ricas do Distrito Federal e São Paulo (R$ 3,7 e R$ 1,4 mensais, respectivamente). No mesmo sentido, em termos médios, o valor recebido pelos 10 estados mais pobres (todos da região NE e NO) é quase o dobro (1,9 vezes) daquele recebido pelos 10 estados mais ricos (o que inclui todos do SE e do Sul do país).

Um padrão menos regionalmente marcado, mas ainda assim beneficiando, de forma geral, os estados mais pobres do país, pode ser observado para o Benefício de Prestação Continuada, outra política social implementada pelo governo federal que não apresenta qualquer critério espacial ou regional para alocação dos recursos entre os estados, uma vez que, também, aqui, o foco é o indivíduo. Na verdade, o BPC corresponde a uma transferência de renda sem condicionalidades, ao contrário do BF, para pessoas com 65 anos ou mais de idade ou para deficientes físicos inaptos para o trabalho que vivem em famílias com renda familiar *per capita* abaixo de um quarto (1/4) do salário mínimo, que era de R$ 350,00 em 2006.

No Brasil, em 2006, 12,6% das pessoas recebiam mensalmente recursos do BPC, percentual que chegava a cerca de 26,7% da região Nordeste do país, a mais pobre, e a apenas 5,9% na região Sudeste, a mais rica. O gráfico 2, a seguir, fornece um quadro mais abrangente da distribuição da renda *per capita* derivada dos recursos do BPC, componente $y\_{eBPC}$ da equação (1), entre as unidades federativas brasileiras, mantida a ordenação crescente destas a partir da renda total *per capita*.

 Fonte: cálculo do autor a partir dos microdados da PNAD 2006

O valores apresentados a partir do gráfico 2, embora menos contundentes que aqueles do gráfico anterior com respeito ao caráter regionalmente progressivo dos recursos do programa, também deixam poucas dúvidas com respeito à distribuição espacial ou regional dos maiores beneficiários. De fato, novamente comparando-se estados polares na distribuição da renda total *per capita* (eixo horizontal), é possível notar que os estados mais pobres como Maranhão e Piauí (valores mensais, respectivamente, R$ 3,70 e R$3,00), por exemplo, recebem mais que os estados mais ricos do Sudeste e Sul do Brasil (São Paulo, valor de R$ 1,10; Rio de Janeiro, valor de R$ 0,64; Santa Catarina, valor de R$ 0,62; e Rio Grande do Sul, valor de R$ 1,30). Na verdade, tomando-se a razão entre as médias dos valores dos estados do Nordeste e Sudeste chega-se a uma razão de 2,3 e se a razão é entre a média dos 10 estados mais pobres e a média dos 10 estados mais ricos esta assume valor 1,7.

 Como se mostra nas próximas seções, embora tais diferenças regionais entre os valores das fontes de renda representadas pelos programas Bolsa Família e Benefício de Prestação Continuada possam parecer, em valores absolutos, pequenas, a inexistência destes programas em 1995 juntamente com seus marcados padrões de distribuição espacial favorecendo, sobretudo, os estados do Nordeste, os faz fontes não desprezíveis de redução da desigualdade regional brasileira entre 1995 e 2006.

**2.2 Desconcentração industrial entre 1995 e 2006**

Os valores da tabela 1 indicam que em 2006 ainda eram os estados das regiões Sudeste e Sul do país, mais ricas, que apresentavam as maiores parcelas da renda do trabalho da indústria em relação às respectivas rendas totais. Tal fotografia da situação em 2006 não informa, contudo, a respeito do importante movimento de desconcentração industrial, tanto do emprego como da renda do trabalho, verificado entre 1995 e 2006 no país.

Seja em virtude de políticas fiscais agressivas de atração de segmentos industriais levadas a efeito pelos estados mais pobres ou de ações específicas do governo federal, seja em virtude da necessidade de obter maior competitividade em um contexto de maior concorrência externa (vantagens comparativas), ou ainda em decorrência da redução das disparidades escolaridade e crescimento da renda nos estados periféricos (Krugam, 1991), o fato é que entre 1995 e 2006 passam a ser mais elevadas as participações dos estados mais pobres tanto na renda do trabalho da indústria como no emprego industrial total do país.

Mais especificamente, em termos de participação no emprego industrial total, as parcelas dos 13 estados mais pobres e dos estados do Norte (exceto Amazonas) e Nordeste passam, respectivamente, de 21,6% e 21,7% em 1995 para, mantida a mesma ordem, 24,6% e 24,8% em 2006. Comparações a partir de informações de participações, contudo, não medem corretamente as variações nos níveis de concentração; por tal razão o gráfico 3, a seguir, apresenta o coeficiente de Gini locacional para a distribuição do emprego industrial entre as unidades federativas do Brasil entre 1995 e 2006. Tal coeficiente fornece uma medida de desigualdade a partir da comparação da distribuição acumulada do emprego total entres as unidades com a distribuição acumulada do emprego industrial entre as mesmas unidades[[2]](#footnote-2).

Fonte: cálculo do autor a partir dos microdados da PNAD.

 Como se percebe imediatamente a partir do referido gráfico a redução do nível de concentração do emprego industrial entre as unidades federativas brasileiras é quase monotônica. Entre 1995 e 2006, o coeficiente de Gini locacional para distribuição do emprego industrial apresenta redução de 26,6%, indo de 0,1783 para o valor de 0,1308. Como se nota, tal ritmo de redução é superior até aquele observado para distribuição de renda *per capita* entre os estados[[3]](#footnote-3).

 Tal redução da desigualdade da distribuição do emprego industrial é acompanhada, além disto, de redução da desigualdade da distribuição da renda *per capita* do trabalho industrial entre as unidades federativas do país no mesmo período, o que se significa que a redistribuição do emprego industrial foi acompanhada de melhora do perfil da demanda por trabalho por parte das firmas das unidades mais pobres do país. Para ilustrar este movimento, que será tratado com mais detalhes nas seções seguintes, o gráfico 4, a seguir, apresenta a renda do trabalho industrial *per capita* (fonte $y\_{eti} $da equação (1)) para cada unidade federativa nos anos de 1995 e 2006 em relação à média do referido ano, mantida, com antes, a ordenação dos estados a partir da renda total *per capita* de 1995.

Fonte: cálculo do autor a partir dos microdados da PNAD.

Os valores presentes no gráfico 4 permitem perceber que apenas 8 unidades federativas apresentam reduções nos valores das rendas do trabalho industrial *per capita* em relação à média observada em cada ano, estando entre estas as quatro unidades mais ricas (DF, SP, RJ, SC). Mais especificamente, por exemplo, enquanto em 1995 São Paulo apresentava uma renda do trabalho industrial *per capita* correspondente a mais de 280% àquela da média de todos os estados, em 2006, tal percentual havia se reduzido para cerca de 230%; no outro extremo, no Maranhão o correspondente percentual se eleva no mesmo período de 31,5% (1995) para 56,5% (2006) da renda média do correspondente ano.

O cotejo entre as regiões Nordeste (NE) e Sudeste (SE) do país aponta no mesmo sentido, embora o movimento seja atenuado pelo crescimento verificado em Minas Gerais e no Espírito Santo: entre 1995 e 2006, a média dos estados do NE apresenta elevação de 48% para 61% da renda média do trabalho industrial *per capita*, ao mesmo tempo em que para a média dos estados do SE é observada redução de 154% para 146% da renda média do trabalho industrial *per capita*. Por fim, o cálculo do índice Gini para a distribuição da renda do trabalho industrial *per capita* entre as unidades federativas aponta para uma redução de 0,3260 em 1995 para 0,2572 (queda de 21,1%).

**3. A importância das diferentes fontes de renda para a desigualdade regional e suas contribuições a recente diminuição desta desigualdade no Brasil**

**3.1 A redução da desigualdade regional de renda entre 1995-2006**

Como já haviam notado recentemente Silveira Neto e Azzoni (2010) a partir de testes tradicionais de convergência (convergência-β, as tradicionais regressões de crescimento, e convergência-σ, evolução do logaritmo desvio-padrão da distribuição da renda *per capita*) e de indicadores também tradicionais de desigualdade (índice de Gini e Theil), no se refere à distribuição de renda entre as unidades federativas brasileiras, o período entre 1995 e 2006 caracteriza-se por significativa redução da desigualdade.

 No sentido de recuperar parte destas evidenciais e ao mesmo tempo já introduzir indicadores de desigualde que serão utilizados nesta seção, o gráfico 5, a seguir, apresenta a evolução do desvio-padrão da distribuição do logaritmo da renda total *per capita* entre as unidades federativas brasileiras e o tradicional índice de Gini para a distribuição da renda total *per capita* entre tais unidades entre 1995 e 2006.

Fonte: cálculo do autor a partir dos microdados da PNAD.

As ilustrações confirmam os resultados de Silveira Neto e Azzoni (2010): a desigualdade na distribuição da renda total *per capita* entre as unidades federativas brasileiras diminui sensivelmente entre 1995 e 2006, sendo as trajetórias bastante semelhantes para os dois indicadores (redução de 10% do indicador de convergência sigma e 11,6% no caso do Índice de Gini).

No restante desta seção, utilizam-se as possibilidades de decomposição do índice de Gini a partir das diferentes fontes de renda (equação (1) para extrair um conjunto de informações que permite melhor entendimento desta trajetória de redução de desigualdade regional verificada no Brasil entre 1995 e 2006.

**3.2 Decomposição da desigualdade regional entre as diferentes fontes de renda**

De forma análoga ao que foi proposto recentemente por Hoffman (2004, 2006) e Soares (2006a, 2006b) para o estudo da distribuição pessoal da renda brasileira e, mais recentemente, Silveira Neto e Azzoni (2010), para o estudo da desigualdade regional no Brasil, a partir da decomposição inicialmente proposta por Shorrocks (1982), numa situação em que a renda dos estados ou sub-unidades regionais corresponde à soma de parcelas de diferentes fontes, o coeficiente de Gini e as medidas de Entropia Generalizadas podem ser decompostos a partir de parcelas que refletem as diferentes contribuições destas fontes para o nível de desigualdade da distribuição regional da renda *per capita*.

Especificamente, considerando o índice de Gini, este pode ser expresso pela soma das razões ou coeficientes de concentração multiplicados pelos respectivos pesos das diferentes fontes de renda . Mais formalmente, o valor do coeficiente de Gini (*G*) pode ser expresso como:

 , (2)

onde *N* é o número de fontes de renda, *αf* corresponde à participação da fonte *f*  na renda *per capita* e *Cf* é a razão ou coeficiente de concentração da mesma parcela. Por sua vez, esta última razão ou coeficiente é obtido a partir da curva de concentração, que mostra como, mantida a ordenação crescente da renda total do trabalho *per capita*, a proporção acumulada da parcela *f* varia em função da proporção acumulada da população (estados). Mais especificamente, definindo *βf*como a área entre a curva de concentração para a fonte *f* e o eixo das abscissas, a razão ou coeficiente de concentração referente a esta parcela é obtido como:

 , (3)

onde, pode-se mostrar que -1 < < 1 Tal intervalo, que difere daquele do índice de Gini (), decorre do fato de que, já que a ordenação no eixo das ordenadas é dada através da ordenação crescente da renda total (e não da parcela *f* da renda), a curva de concentração é côncava (e não convexa, como no caso da Curva de Lorenz)[[4]](#footnote-4). Para duas datas, *t* e *t-1*, pode-se observar quanto da variação do índice de Gini é determinado pela variação da desigualdade das diferentes parcelas de renda e quanto deriva da variação das participações destas parcelas na renda. De fato, é possível decompor a variação do índice de Gini como:

  , onde . (4)

Com a primeira soma representando o efeito-participação, observa-se que o aumento da participação de uma fonte que apresenta um nível de concentração menor (maior) que aquele verificado para a renda total contribui para diminuição (aumento) da desigualdade da renda total do trabalho. Já a segunda soma, que representa o efeito-concentração total, mostra o impacto de variações nos níveis de concentração das diferentes parcelas de renda dos setores na variação do nível de desigualdade da renda total.

 Decomposições análogas podem ser obtidas paras diferentes medidas de Entropia Generalizadas, obtidas pela relação , *α* = 0, 1, 2, onde *yi* corresponde à *renda per capita* da observação *i, µ* representa a média da correspondente distribuição e *n* representa o número de observações considerado. A decomposição de mais simples representação ocorre para o caso em que *α* = 2, situação em que o índice corresponde à metade do quadrado do desvio-padrão: . Neste caso é possível obter:

 , (5)

Onde *Sf* é a parcela da desigualdade explicada pela fonte de renda *f, ρf* é a correlação entre o componente da renda *f* e a renda total, *χf*  é a participação do componente na renda total e $G\_{f}(2)$ é o próprio índice para a referida componente da renda[[5]](#footnote-5). Desta relação, é imediatamente possível obter a participação de cada fonte de renda na desigualdade total e, para determinado período de análise, o quanto cada parcela tem de responsabilidade pela variação do índice de desigualdade (expressão análoga à equação (4) obtida para o Índice de Gini. Dada a mais rica caracterização da dinâmica da desigualdade possível de ser obtida a partir da decomposição do Gini, foca-se, nas evidências a seguir, os resultados da decomposição da desigualdade e suas mudanças entre 1995 e 2006 a partir do referido e tradicional índice de desigualdade[[6]](#footnote-6).

**3.3 Participação das fontes de renda na desigualdade regional de renda no Brasil e o papel destas fontes na evolução da desigualdade**

Na tabela 2, a seguir, são apresentados os valores da participação e dos coeficientes de concentração das diferentes fontes de renda, parcelas da equação (1), correspondentes às equações (2) e (3). Como se nota imediatamente a partir das colunas de participação, entre 1995 e 2006, a renda do trabalho dos setores agrícola, industrial e de serviços perde importância frente às demais fontes de renda na constituição da renda total. Entre as demais fontes de renda, os destaques correspondem às rendas das aposentadorias e pensões, que apresentam elevação de 13,7% para 17,8% em sua participação na renda total, e às renda derivadas dos programas sociais, inexistentes em 1995 e representando perto de 1,7% da renda total em 2006.

**Tabela 2- Coeficiente de concentração e participação das fontes de renda na renda total – 1995 -2006 – Índice de Gini**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | **1995** | **2006** |
|  | **Coeficiente** **de Concentração** | **Participação****(%)** | **Coeficiente de Concentração** | **Participação****(%)** |
| **R. Trabalho da Agricultura** | -0,0331 | 7,96 | 0,0932 | 5,98 |
| **R. Trabalho da Indústria** | 0,2959 | 16,03 | 0,2290 | 14,62 |
| **R. Trabalho dos Serviços** | 0,2398 | 48,27 | 0,2089 | 44,88 |
| **R. Trabalho da Ad. Pública** | 0,2811 | 10,97 | 0,2048 | 11,71 |
| **Aposentadorias e Pensões** | 0,1645 | 13,66 | 0,1827 | 17,76 |
| **Aluguéis e Outras rendas** | 0,2760 | 0,70 | 0,2887 | 0,85 |
| **Renda do Capital** | 0,2338 | 2,41 | 0,2162 | 2,53 |
| **Bolsa Família** | - | 0,00 | -0,1997 | 0,99 |
| **BPC** | - | 0,00 | -0,1500 | 0,68 |
| **Total (Gini)** | 0,2214 | 100,00 | 0,1942 | 100,00 |

Fonte: estimativas do autor a partir dos microdados da PNAD-IBGE.

Como argumentado, a observação dos coeficientes de concentração das diferentes fontes de renda informa a respeito do quanto progressiva ou regressiva eram as distribuições destas rendas em relação à distribuição da renda total *per capita*. Neste sentido, note-se que em 1995 apenas as fontes de renda do trabalho da agricultura e de aposentadorias e pensões apresentavam relativamente mais direcionadas às unidades federativas mais pobres que a renda total (coeficientes menores que o índice de Gini)[[7]](#footnote-7); a fonte de renda do trabalho industrial, por outro lado, era aquela que mais beneficiava relativamente as unidades mais ricas quando sua distribuição é comparada com a distribuição da renda total (coef. de concentração de 0,2959 e índice de Gini para renda total de 0,2214).

 Em 2006, ao lado da renda do trabalho da agricultura e das rendas das aposentadorias e pensões, incluem-se as rendas dos programas sociais (BF e BPC) como fontes de renda beneficiando relativamente mais as unidades federativas mais pobres do país (coeficientes de concentração negativos e, assim, menores que o valor do índice de Gini), um resultado esperado, dadas as evidências discutidas na seção anterior. Há, contudo, importantes movimentos nos valores de concentração para as demais fontes de renda, em particular, nota-se que, enquanto o movimento da renda do trabalho da agricultura e da renda do componente aposentadorias e pensões é no sentido de favorecer relativamente mais as unidades federativas mais ricas (coeficientes de concentração são mais elevados em 2006), as rendas do trabalho da indústria, do trabalho dos serviços, do trabalho na administração pública e do capital apresentam movimentos de desconcentração ou mais favoráveis às unidades federativas mais pobres.

 A partir de tais valores para as participações e coeficientes de concentração dos dois anos, é possível obter, fazendo uso das equações (2) (Gini) e (5) (G(2)), estimativas das participações de cada fonte de renda na constituição da desigualdade da distribuição da renda total *per capita* entre as unidades federativas medida esta pelo índice de Gini e pelo índice G(2). Tais estimativas para os dois anos são apresentadas na tabela 3, a seguir.

**Tabela 3 - Participação das fontes de renda na desigualdade total de renda *per capita***

 **entre as Unidades da Federação (%) – 1995 e 2006**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | **G(2)** | **Gini** |
|  | **1995** | **2006** | **1995** | **2006** |
| **R. Trabalho da Agricultura** | -2,2 | 0,8 | -1,2 | 2,9 |
| **R. Trabalho da Indústria** | 19,4 | 12,9 | 21,4 | 17,2 |
| **R. Trabalho dos Serviços** | 51,3 | 47,7 | 52,3 | 48,3 |
| **R. Trabalho da Ad. Pública** | 16,6 | 16,7 | 13,9 | 12,4 |
| **Aposentadorias e Pensões** | 11,4 | 19,4 | 10,1 | 16,7 |
| **Aluguéis e Outras rendas** | 0,8 | 1,2 | 0,9 | 1,3 |
| **Renda do Capital** | 2,6 | 2,6 | 2,5 | 2,8 |
| **Bolsa Família** | 0,0 | -0,8 | 0,0 | -1,0 |
| **BPC** | 0,0 | -0,5 | 0,0 | -0,5 |
| **Total**  | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 |

Fonte: estimativas do autor a partir dos microdados da PNAD-IBGE. Participações obtidas a partir

das equações (2), para o Gini, e (5), para o Índice G(2).

 Para ambos os anos, os valores para os dois indicadores são similares, as observações, então, são direcionadas às evidências para o índice de Gini. Neste sentido, o primeiro ponto a ressaltar é diz respeito à maior importância da renda do trabalho na explicação da desigualdade regional, o que deriva de seu maior peso na renda total. Em 1995, perto de 86% da desigualdade regional em termos de renda *per capita* derivava da renda do trabalho, com destaques para os setores da indústria (21,4% da desigualdade), serviços (52,3%) e agricultura, 1ue apresenta contribuição negativa. Em 2006, tal importância da renda do trabalho para explicar a desigualdade regional diminui (86,4% para 80,8% do valor do Gini), um movimento que é explicado, essencialmente, pelas perdas de importância dos setores industrial e de serviços. Note-se que neste ano a renda do trabalho da agricultura, que como visto fica mais concentrada, passa a contribuir para a desigualdade, embora com baixo percentual (o que é explicado pelo seu menor peso na renda total).

 Há, ainda, dois movimentos relacionados às políticas públicas dignos de nota. Primeiro, perceba-se que se eleva sensivelmente a contribuição da fonte de renda das aposentadorias e pensões (10,1% para 16,7%), o que sugere que a política pública para a previdência pode ter evitado uma maior redução da desigualdade regional no período. Segundo, ambos os programas BF e BPC contribuíam em 2006 para a um nível menor de desigualdade: juntos eram responsáveis por um índice de Gini 1,5% menor.

 A partir da equação (4), que mostra a decomposição da variação do índice de Gini a partir do movimento das diferentes fontes de renda, é possível determinar especificamente qual a responsabilidade de cada uma destas fontes na redução do índice de Gini observada entre 1995 (valor de 0,2214) e 2006 (valor de 0,1942) para a distribuição da renda *per capita* entre as unidades federativas brasileiras. Tais contribuições são apresentadas na tabela 4, juntamente com as parcelas dos efeitos totais de cada fonte decorrentes das mudanças dos níveis de concentração (efeito concentração) e decorrentes de mudanças nas participações (efeito participação).

**Tabela 4 - Decomposição da variação da desigualdade – 1995 -2006 – Índice de Gini**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | **Efeito Concentração** | **Efeito Participação** | **Total** |
| **R. Trabalho da Agricultura** | -32,3 | -12,9 | -45,2 |
| **R. Trabalho da Indústria** | 37,6 | 2,8 | 40,4 |
| **R. Trabalho dos Serviços** | 52,9 | 2,1 | 55,0 |
| **R. Trabalho da Ad. Pública** | 31,7 | -1,0 | 30,8 |
| **Aposentadorias e Pensões** | -10,5 | 5,1 | -5,4 |
| **Aluguéis e Doações** | -0,4 | -0,4 | -0,8 |
| **Renda do Capital** | 1,6 | -0,1 | 1,5 |
| **Bolsa Família** | 3,6 | 11,2 | 14,8 |
| **BPC** | 1,9 | 7,0 | 8,9 |
| **Total**  | 86,1 | 13,9 | 100,0 |

Fonte: estimativas do autor a partir dos microdados da PNAD-IBGE.

 Os valores da tabela 4 não deixam dúvidas quanto à importância da contribuição das fontes de renda do trabalho para a redução da desigualdade. Somadas as contribuições dos setores, em torno de 80% da redução da desigualdade (redução do índice de gini) pode ser atribuída aos movimentos de concentração e participação das rendas dos trabalhos dos setores. O restante da redução, por sua vez, pode ser totalmente atribuído aos dois programas sociais (não-espaciais) de transferências de renda (BF e BPC), que juntos são responsáveis por 23,7% da redução do Gini. Dadas as elevações em seus níveis de concentração, as fontes de renda das aposentadorias e pensões e de aluguéis e doações impedem uma maior diminuição da desigualdade regional no período.

 O exame mais detalhado dos valores da tabela 4 também permite notar que o movimento de diminuição da desigualdade regional é, em sua maior parte, explicado pelos movimentos em sentido progressista das fontes de renda, ou seja, movimento que privilegiam relativamente mais os estados mais pobres, o que é apreendido pelos Efeitos Concentração das fontes de renda (total 86,1% da diminuição do Gini). Entre as fontes de renda do trabalho, nota-se, neste sentido, que apenas a renda do trabalho da agricultura contribui negativamente para redução da desigualdade (efeito total de 45,2% do Gini, derivados de -32,2% do efeito concentração e -12,9% do efeito participação). Ou seja, ao lado da fonte de renda dos aluguéis e doações, a renda do trabalho da agricultura impede maior queda do Gini tanto porque fica mais concentrada nas unidades federativas mais ricas, quanto porque sua participação na renda total diminui. As rendas do trabalho da indústria e dos serviços apresentam dinâmicas exatamente opostas àquela verificado para a agricultura no que diz respeito à desigualdade regional: tanto os efeitos concentração como os efeitos participação são positivos, ou seja, em direção à queda do índice de Gini.

 Com o conjunto de evidências apresentados aqui não se pode, é evidente, atribuir toda a contribuição da renda do trabalho do segmento industrial para a redução da desigualdade regional apontada acima às políticas de desenvolvimento regional implementadas no período, ao menos [por duas razões imediatas. Primeiro, o segmento industrial destaca-se entre os demais pelo maior grau de formalização o que, num contexto de política pública federal de elevação do salário mínimo, termina por explicar parte dos resultados obtidos acima. Segundo, pela incapacidade de diferenciar a relevância das políticas para a desconcentração que poderia ocorrer num contexto de maior concorrência externa e exploração das vantagens comparativas regionais. Não obstante, as evidências apontadas recentemente por Manoel, Resende e Silveira Neto (2009) a partir da análise do impacto dos Fundos Constitucionais FNE, FNO e FCO, sugerem que as políticas regionais, principalmente aquelas, voltadas para intermediação de crédito, devem ter alguma responsabilidade no papel do setor industrial para redução da desigualdade regional apontado acima.

 Por sua vez, as contribuições dos programas Bolsa Família e Benefício de Prestação Continuada, políticas públicas não-espaciais, são também bastante significativas; na verdade, em conjunto, tais políticas são responsáveis por uma redução da desigualdade equivalente à quase 60% da redução da desigualdade regional atribuída à renda do trabalho da indústria (23,7/40,4). Assim, os resultados obtidos permitem aferir, primeiro, que as políticas sociais desempenharam papel substantivo para a redução da desigualdade regional de renda *per capita* no Brasil entre 1995 e 2006 e, segundo, que a redistribuição regional da renda do trabalho do setor industrial no período em favor dos estados mais pobres é consistente com as políticas públicas de desenvolvimento regional implementadas pelos governos estaduais e federais no mesmo período.

**4. Reação da desigualdade regional de renda a variações de renda de diferentes fontes**

Apesar do conjunto de evidências até aqui apresentado ser bastante útil para o entendimento do papel das diferentes fontes de renda para explicação da desigualdade regional verificada no Brasil entre 1995 e 2006, os resultados obtidos são produto de variações simultâneas nas rendas e participações destas diferentes fontes, ou seja, refletem movimentos retrospectivos na distribuição espacial em meio a mudanças de níveis e importância das diferentes fontes de renda. A decomposição proposta é incapaz, assim, de informar, por exemplo, quais as expectativas de redução da desigualdade regional diante de variações em mesma magnitude de fontes alternativas de renda (produto de políticas ou não). Posta a questão através de um exemplo mais explícito: em vista dos resultados acima sobre os níveis de concentração e participação das fontes de renda, uma maior redução da desigualdade regional brasileira deve resultar de uma elevação de 10% das rendas das aposentadorias e pensões ou da renda do programa Bolsa Família?

Nesta seção é utilizada uma decomposição alternativa do índice de Gini, devida a Leman e Yitzhaki (1985), que permite cotejar os impactos de variações das diferentes fontes de renda sobre a desigualdade regional brasileira de renda *per* c*apita*.

Neste sentido, assuma-se novamente que $y\_{e}$ representa a renda das unidades de observação, obtida a partir da soma de *N* fontes em cada unidade, que *F* apreende a função acumulada da distribuição desta renda, que $y\_{f}$ denota o montante de renda da fonte *f* e que *Fk* corresponde à função acumulada da distribuição desta fonte de renda, então o índice de Gini (G) pode ser obtido a partir da seguinte soma de parcelas associadas às diferentes fontes de renda:

 $G=\sum\_{f=1}^{N}R\_{f}G\_{f}S\_{f}$ (6)

Onde, $R\_{f}=cov\left(y\_{f},F\right)/cov\left(y\_{f},F\_{f}\right)$, $S\_{f}=\overbar{y}\_{f}/\overbar{y}$ (relação entre a renda média da componente *f* e a renda média total) e $G\_{f}$ é o índice de Gini da distribuição da fonte de renda *f*. Nesta representação, *cov* ($y\_{f}$, *F*) refere-se à covariância entre a renda da fonte *f* e a função acumulada da renda e *cov* ($y\_{f}$, *Ff*) corresponde à covariância entre a renda da fonte *f* e a função acumulada da renda desta fonte.

 A representação do Gini é obtida dos índices das diferentes fontes ponderadas pelas participações e pelo fator *R*, que expressa uma espécie de correlação entre as fontes e a renda total. Note-se que no caso de um componente com valor constante para todas as unidades $R\_{f}$ = 0, implicando contribuição nula da fonte de renda para o valor do índice de Gini; por outro lado, valores positivos (negativos) de $R\_{f}$ implicam contribuição positiva (negativa) para desigualdade, tanto maior quanto maiores o próprio índice de Gini da fonte e o peso desta na renda total.

Como mostraram Leman e Yitzhaki (1985), uma vantagem desta decomposição alternativa do índice de Gini é que ela permite obter a elasticidade do referido índice de desigualdade em relação a variações de cada fonte de renda. Mais especificamente, denotando *ef*como uma mudança percentual da fonte de renda *f*, o impacto percentual sobre o índice de Gini pode ser representado como[[8]](#footnote-8):

$$ \frac{∂G/∂e\_{f}}{G}=\frac{\left(S\_{f}G\_{f}R\_{f}\right)}{G}-S\_{f} (7)$$

Ou seja, a reação percentual da desigualdade (medida pela reação do índice de Gini) em relação à variação percentual de cada fonte de renda pode ser obtida pela diferença entre a razão da parcela do Gini explicada por cada fonte e sua participação ou peso na renda total. Na tabela 5, a seguir, são apresentados os valores desta elasticidade para cada fonte de renda nos anos de 1995 e 2006.

**Tabela 5 - Variação da desigualdade decorrente de variações das fontes de renda em 1% –**

**Elasticidades do Índice de Gini com respeito às fontes de renda (%)**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | **1995** | **2006** |
| **R. Trabalho da Agricultura** | -0,092 | -0,031 |
| **R. Trabalho da Indústria** | 0,055 | 0,027 |
| **R. Trabalho dos Serviços** | 0,041 | 0,034 |
| **R. Trabalho da Ad. Pública** | 0,029 | 0,006 |
| **Aposentadorias e Pensões** | -0,036 | -0,011 |
| **Aluguéis e Outras rendas** | 0,002 | 0,004 |
| **Renda do Capital** | 0,001 | 0,003 |
| **Bolsa Família** | - | -0,020 |
| **BPC** | - | -0,012 |
| **Total**  | 100 | 100 |

Fonte: estimativas do autor a partir dos microdados da PNAD-IBGE.

 Evidentemente, os valores positivos ou negativos refletem o quanto mais progressiva (favor das unidades federativas pobres) ou regressiva (favor das unidades federativas ricas) era a distribuição de cada fonte de renda em cada ano em relação à distribuição da renda total *per capita* entre as unidades federativas do país[[9]](#footnote-9). Assim, das nove fontes de renda consideradas, apenas a renda do trabalho da agricultura, a renda das aposentadorias e pensões e as rendas dos programas sociais de transferências de renda apresentam elasticidades negativas, indicando redução da desigualdade regional diante de elevação destas rendas.

 Mais especificamente, mantidas as estruturas de participação das fontes de renda, uma elevação de 10% da renda do trabalho da agricultura estava associada a uma diminuição de 0,3% da desigualdade regional de renda *per capita* no Brasil em 2006, um valor que era mais elevado, em 1995 (0,9%), o que reflete a maior concentração desta fonte no período vista acima. Os valores para a renda do trabalho dos demais setores são positivos, o que indica que elevações destes componentes estão associados à elevação da desigualdade, mas apresentam redução entre os dois anos.

 Com respeito às demais fontes de renda, é interessante notar que, a despeito de não representarem mais de 3,0% da renda total, as elasticidades calculadas para as fontes de renda dos programas sociais em 2006 (-0,02 para o BF e -0,012 para o BPC) não situavam-se muito distantes daquelas para os componentes de renda de mais importância relativa na renda total. Neste sentido, note-se que a elasticidade obtida para a fonte de renda associado ao programa Bolsa Família apresenta um valor mais elevado (valores absolutos) que aquele obtido para as rendas das aposentadorias e pensões, com participação em torno de 18% da renda total; para a renda do programa de Benefício de Prestação Continuada não havia diferença relevante no indicador com respeito à esta última fonte de renda.

Exceto para a fonte de renda associada à indústria e, em menor grau, à agricultura, tais fontes de renda, em geral não são instrumentos diretos das políticas de desenvolvimento regional implementadas no Brasil. As evidências apresentadas na tabela 5, contudo, mostram que, no que diz respeito aos níveis de desigualdade regional de renda *per capita*, as diferentes fontes de renda estão longe de serem neutras. Em particular, os valores obtidos acima indicam que, além de muitíssimo mais barato, as transferências de renda através do BF apareciam em 2006 com maior eficácia no combate à desigualdade regional que as rendas das aposentadorias e pensões. Os valores também sugerem que incentivos espacial ou regionalmente neutros à indústria estavam associados à elevação da desigualdade regional, o mesmo acontecendo com o setor de serviços, o que é consistente com políticas regionais de incentivos fiscais para atração de ramos industriais, embora insuficiente para justificá-las[[10]](#footnote-10).

**5.** **Conclusões**

 Consideradas as dimensões espaçais dos programas sociais de transferência de renda do governo federal e a recente desconcentração industrial verificado no Brasil, neste trabalho foi feito um esforço de pesquisa no sentido de obter um conjunto de informações que permitisse maior conhecimento a respeito da natureza da redução da desigualdade regional de renda *per capita* verificada no Brasil entre 1995 e 2006. Neste sentido, as investigações expandiram parte dos resultados já revelados por Silveira Neto e Azzoni (2010) em três direções.

Primeiro, foi proposta uma decomposição da desigualdade regional que explicita as fontes de renda do trabalho de cada grande setor da economia. Segundo, além da fonte de renda representado pelo Programa Bolsa Família (BF) também foi destacada à parte das demais fontes de renda a renda derivada do Programa de Benefício de Prestação Continuada (BPC). Por fim, foram obtidas estimativas de reação (elasticidades) da desigualdade regional de renda *per capita* com respeito às diferentes fontes de renda consideradas na análise.

Os resultados obtidos indicam que, medida a redução da desigualdade através da variação do índice de Gini para a distribuição da renda *per capita* entre as unidades federativas brasileiras, as diversas fontes de renda apresentaram as seguintes contribuições: i) a maior parte da redução da desigualdade pode ser atribuída às dinâmicas de renda do trabalho dos setores econômicos (81%), com tal renda para a indústria e serviços favorecendo a diminuição da desigualdade regional e a renda do trabalho na agricultura impedindo maior redução desta; ii) além da renda do trabalho da agricultura, as fontes de renda de aposentadorias e pensões e de aluguéis e doações também impediram maior redução da desigualdade regional entre 1995 e 2006; iii) as fontes de renda referentes ao BF e ao BPC contribuíram, respectivamente, com cerca de 15,0% e 9,3% da redução do índice de Gini da desigualdade regional no período, apesar de representarem menos de 3,5% da renda total.

Com respeito à reação da desigualdade em relação a variações nas diferentes fontes de renda consideradas, refletindo a distribuição espacial das atividades e dos recursos em 2006, os resultados mostram que elevações na renda do trabalho da indústria e dos serviços concorrem para elevar a desigualdade regional, enquanto que elevações da rendas do trabalho da agricultura, da renda das aposentadorias e pensões e da renda dos programas sociais estão associadas à diminuições da desigualdade regional de renda *per capita* no país. Os resultados associados mais diretamente a políticas públicas indicam que, além de muito mais barato, a fonte de renda do BF representa um canal mais eficaz de combate a desigualdade regional que as rendas derivadas das aposentadorias e pensões, que apresentam peso significativo na renda total (cerca de 18%).

As implicações para constituição de políticas de combate à desigualdade regional brasileira de renda *per capita* são claras. Embora não sejam diretamente políticas regionais e espaciais, as políticas sociais de transferências de renda, dado o seu excelente foco nos mais pobres, devem ser consideradas efetivamente também sob tal perspectiva. Com respeito aos mecanismos de incentivos setoriais, particularmente no que diz respeito à indústria, não é possível dizer, a partir das evidências geradas, que estes têm sido efetivos, contudo, o estudo mostra de forma inequívoca que, ainda em 2006, em termos regionais ou espaciais, o crescimento da renda do trabalho industrial brasileiro apresentava perfil concentrador.

**Referências**

FERREIRA F.H.G.. LEITE. P.G.. LITCHIEELD. J.A.. ULYSSEA. G. (2006) Ascensão e quedada desigualdade de renda no Brasil. Econômica. Rio de Janeiro. V. 8. N. 1. 147-171.

HOFFMAN (2006). Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. Econômica. Rio de Janeiro. V. 8. N. 1. 55-81.

JENKINS. S.P. (1995) “Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analysis for the UK. 1971-1986”. Economica. 62. p.139-191.

LEMAN, R. I., & YITZHAKI, S. (1985) “Income inequality effects by income source: A new approach and applications to the United States”, *Review of Economics and Statistics* 67: 151-156.

MANOEL, A., RESENDE, G. M., SILVEIRA NETO, R. M. “Eficácia do Gasto Público: Uma Avaliação do FNE, FNO e FCO. Estudos Econômicos. Instituto de Pesquisas Econômicas. , v.39, p.89 - 125, 2009.

SHORROCKS A. (1982). Inequality decomposition by factor components. Econometrica. V. 50. N. 1. 193-211.

SILVEIRA NETO, R. & AZZONI, C. (2010) “Non-spatial government policies and regional income inequality in Brazil”, *Regional Studies* (forthcoming).

SOARES S. (2006a). Distribuição de renda no Brasil de 1976 a 2004 com ênfase no período entre 2001 e 2004. Brasília: IPEA. (Textos para discussão. N. 1166).

\_\_\_\_\_\_\_\_ (2006b). Análise de bem-estar e Decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. Econômica. Rio de Janeiro. V. 8. N. 1. 83-115.

SOARES, S & SÁTYRO, N. (2009) “O Programa Bolsa Família: Desenho Institucional, Impactos e Possibilidades Futuras”, Brasília: IPEA. (Textos para discussão. N. 1424).

1. Na verdade, há, na literatura empírica brasileira duas formas distintas de registro destas renda a partir de informações da PNAD. Soares, *et al.* (2006) utiliza um conjunto de regras de atribuição de renda às famílias a partir dos critérios da BPC e do BF; já Foguel e Barros (2008) e Silveira Neto e Azzoni (2010) procuram identificar as famílias com as características do programa na atribuição de renda. Por maior facilidade quanto à comparação dos resultados, a presente pesquisa deu preferência ao primeiro expediente. [↑](#footnote-ref-1)
2. Veja-se Krugman (1991) para o detalhamento maior da medida e Silveira Neto (2005) para uma aplicação para os diferentes ramos industriais brasileiros ente 1950 e 2000. [↑](#footnote-ref-2)
3. Embora de óbvia relevância, está fora do escopo deste trabalho uma discussão a respeito da natureza desta redução de desigualdade e quais ramos industriais específicos são responsáveis pelo movimento geral observado. A este respeito, Silveira Neto (2005) apresenta uma análise empírica dos determinantes da desconcentração industrial brasileira do período 1985-2000. [↑](#footnote-ref-3)
4. Por exemplo, se toda a renda da parcela de aposentadorias estivesse direcionada para os 50% mais pobres (medidos em termos de renda total), a curva de concentração para esta parcela de renda seria horizontal para os demais 50%, ao contrário da curva de Lorenz que é sempre crescente. [↑](#footnote-ref-4)
5. Veja-se Jenkins (1995) para maior desenvolvimento desta e de outras decomposições. [↑](#footnote-ref-5)
6. Enfatize-se, contudo, que tanto o Índice de Gini, como as medidas de Entropia Generalizadas, obedece ao axioma das transferências de Dalton-Pigou. [↑](#footnote-ref-6)
7. O valor negativo para coeficiente de concentração da renda do trabalho da agricultura, relembre-se, indica que tal fonte beneficiava relativamente mais os estados mais pobres, dada a distribuição da renda total *per capita*. [↑](#footnote-ref-7)
8. Para derivação desta relação, veja-se Leman e Yitzhaki (1985). [↑](#footnote-ref-8)
9. Ou seja, valores negativos (positivos) para elasticidades correspondem a valores do coeficiente de concentração das referidas fontes de renda menores (maiores) que o índice de Gini (compare-se valores da tabela 2 com estes da tabela 5). [↑](#footnote-ref-9)
10. Perceba-se que a elasticidade da desigualdade regional com respeito à renda do trabalho da indústria era a mais elevada em 1995, mas apresenta metade do valor anterior em 2006. [↑](#footnote-ref-10)