

# As fontes de renda e a redução da desigualdade nas áreas rurais do Brasil entre 1996 e 2011<sup>1</sup>

Mariangela Furlan Antigo<sup>2</sup>

Gilvan Ramalho Guedes<sup>3</sup>

Andre Guedes Maia<sup>4</sup>

## Resumo

Este artigo tem como objetivo analisar o impacto das diferentes fontes de renda do domicílio sobre a queda da desigualdade observada nas áreas rurais do Brasil. A partir dos dados anuais da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), de 1996 a 2011, busca-se estimar os indicadores de desigualdade de renda correspondentes aos índices de Gini, Mehran e Piesch e analisar sua evolução ao longo do tempo. Além disso, realiza-se a decomposição desses indicadores pelas fontes de renda, estimando um índice de concentração de período que mede quão progressiva ou recessiva é a fonte de renda naquele período. Os resultados para o Brasil rural indicam a maior participação da renda do trabalho na renda total domiciliar, com redução ao longo do tempo. Já, a renda de aposentadorias e pensões e de juros, dividendos e transferência públicas registram uma maior participação no período. Entre 1996 e 2004 é evidente a importância do rendimento de todos os trabalhos para a redução da desigualdade, sobretudo nas áreas rurais das regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste. A partir de 2004, a renda originada de juros, dividendos e transferências públicas tem a maior contribuição para a queda da desigualdade, compensando na região Nordeste o efeito concentrador do rendimento do trabalho.

**Palavras-chave:** desigualdade de renda; fontes de renda; Brasil rural; análise regional; decomposição de índices de desigualdade.

---

<sup>1</sup> Trabajo presentado en el VI Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, realizado en Lima-Perú, del 12 al 15 de agosto de 2014.

<sup>2</sup> Departamento de Economia - Universidade Federal de Minas Gerais. maantigo@cedeplar.ufmg.br

<sup>3</sup> Departamento de Demografia - Universidade Federal de Minas Gerais. gilvan.r.guedes@gmail.com

<sup>4</sup> Curso de Ciências Econômicas - Universidade Federal de Minas Gerais. andremaia8@hotmail.com

## 1. Introdução

Nos últimos 20 anos, a economia brasileira passou por importantes transformações econômicas e sociais, levando a uma redução significativa da pobreza e da desigualdade. A hiperinflação foi eliminada e mais pessoas tiveram acesso ao mercado consumidor (ROCHA, 1996). O setor informal encolheu (CORSEUIL *et al*, 2011), e o valor real do salário mínimo aumentou (SABOIA, 2007). Também tem havido um declínio significativo na desigualdade devido aos esforços do governo para fornecer renda para os mais necessitados, como o programa Bolsa Família (BF), o programa de Benefício de Prestação Continuada (BPC), e o crédito subsidiado para a agricultura familiar e para a habitação. A expansão da Seguridade Social para as áreas rurais, e do direito de mulheres idosas em acessar a aposentadoria não contributiva foram também um importante instrumento social de redistribuição de renda setorial nas duas últimas décadas (KRETER e BACHA, 2006). As evidências empíricas sugerem que as transferências públicas e a dinâmica do mercado de trabalho foram as principais causas da redução da pobreza e do declínio da desigualdade no Brasil nos últimos 15 anos (SOARES, 2006, HOFFMANN, 2010).

Apesar da melhora significativa dos indicadores de bem-estar no Brasil, a questão regional ainda é bastante relevante. Regiões como Norte e Nordeste apresentam altos níveis de pobreza associados a desigualdades relativamente baixas. O Sudeste, por outro lado, concentra a maior parte da riqueza nacional, embora seja a região mais desigual. Além da heterogeneidade regional, há diferenças marcantes entre as áreas rural e urbana, embora algumas propostas de refinanciamento da pobreza rural tenham sido implementadas, como o caso da Previdência Rural não contributiva.

No nível nacional, a desigualdade apresentou uma queda sustentável a partir de 2002, coincidindo com a expansão dos programas sociais. Por exemplo, de 2001 a 2011, o índice de Gini passou de 0,594 para 0,527. A maioria dos estudos atribui essa queda à melhoria do mercado de trabalho e aos programas de assistência social (Ver, por exemplo, PAES de BARROS *et al*, 2007). Na área rural, pouco ainda se conhece sobre os mecanismos de redução das assimetrias de renda. Embora as áreas rurais sejam mais homogêneas em termos de desigualdade, o nível médio de renda é significativamente inferior ao do setor urbano. Assim, transferências focalizadas deveriam apresentar um impacto maior sobre a composição de período dos níveis de desigualdade. Hoffman (2006), por exemplo, identifica que o principal contribuinte para a descompressão de renda no período de 1997 e 2004 foi o rendimento de todos os trabalhos, sugerindo que a dinâmica do mercado de trabalho, associada à apreciação real do salário mínimo, liderou a melhoria dos indicadores para o Brasil. Na área rural, esperar-se-ia que os programas de transferência pública dominassem a explicação para a queda a partir de 2002, já que o mercado de trabalho é menos dinâmico nessas regiões.

As alterações reais no valor do salário mínimo só afetam os expostos a eles, que, em geral, são trabalhadores de baixa qualificação. Na área rural, muitos indivíduos ganham valores menores do que o salário mínimo *per capita*, sendo relativamente insensíveis a alterações do mercado de trabalho. Espera-se, ademais, que regiões rurais com mercado de trabalho pouco dinâmico sejam mais sensíveis à expansão dos beneficiários de programas sociais de transferência de renda. Este trabalho, portanto, mensura a contribuição de cada fonte de renda para a desigualdade nas áreas rurais do Brasil e como essa contribuição está mudando ao longo do tempo.

A partir dos dados anuais da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), de 1996 a 2011, os indicadores de desigualdade correspondentes aos índices de Gini, Mehran e Piesch, mostram uma desconcentração consistente de renda a partir de 1998. No entanto, somente a partir de 2004 essa queda é liderada pelo efeito dos programas de transferência; até então sobressaía o efeito do rendimento de todos os trabalhos, sobretudo nas áreas rurais das regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste. A partir de 2004, a renda originada de juros, dividendos e transferências públicas tem a maior contribuição para a queda da desigualdade, compensando na região Nordeste o efeito concentrador do rendimento do trabalho. A Região Norte segue uma tendência similar à do Nordeste, com níveis mais baixos. A Região Sul é a única em que a previdência rural domina a explicação para a queda.

Esses resultados apontam para uma importante transformação regional nos indicadores sociais nas áreas rurais em resposta a programas de proteção social e desenvolvimento inclusivo. Esse efeito é claramente dominado pelo período pós-Lula, em que os programas sociais adquiriram um nível de cobertura nunca antes visto na história recente do Brasil. Esses efeitos são mais dramáticos na área rural do que nos setores urbanos, sinalizando para uma redistribuição setorial e geográfica da riqueza no país.

## **2. Fundamentação teórica**

A literatura sobre desenvolvimento econômico enfatiza os impactos distributivos das transferências monetárias, tanto públicas quanto privadas, sobre o bem-estar dos domicílios (TAYLOR ET AL., 2005; BROWN, 2006). Grosso modo, as transferências públicas condicionais são mais eficientes do que as transferências não condicionais em reduzir a pobreza e a desigualdade de renda (HOFFMAN, 2006; SOARES, 2006). Os resultados, no entanto, dependem da forma institucional específica em que esses programas de transferência se baseiam (SCHWARZER, 2000).

As transferências privadas, por seu turno, podem tanto mitigar quanto exacerbar o bem-estar (STARK ET AL., 1986). Percebidas como um importante arranjo social em áreas rurais, elas reduzem a pobreza e a desigualdade quando representam uma estratégia de minimização de riscos – provendo seguro contra choques de renda, ou como instrumento de redução nas restrições de crédito – fornecendo renda para investimento e suavização do consumo (TAYLOR ET AL., 2005; YANG & CHOI, 2007). Por outro lado, elas aumentam a desigualdade caso origem de migrantes membros de domicílios mais ricos, capazes de financiar o risco inicial da migração (BARHAM & BOUCHER, 1998). Ademais, se as transferências privadas não forem capazes de compensar a perda de trabalho familiar em áreas rurais, a pobreza pode se elevar mesmo após o recebimento dos recursos monetários (LIPTON, 1980).

A relação entre bem-estar e transferências está intimamente ligada ao comportamento de consumo dos domicílios. Alguns autores argumentam que tanto as fontes da renda como sua estabilidade podem influenciar o comportamento de consumo domiciliar, especialmente em áreas rurais onde os mercados de crédito e seguro são subdesenvolvidos ou inexistentes (ROSENZWEIG, 1988; VANWEY, 2004) e onde os direitos de propriedade não são completamente definidos (LUDEWIGS ET AL., 2009). Fontes de renda variáveis (como as transferências privadas) são em geral gastas com necessidades imediatas, ao passo que fontes de renda estáveis e de longo prazo (como a renda de aposentadoria) podem ser canalizadas para investimento produtivo e acumulação de capital ao ampliar o horizonte de planejamento das famílias

(SCHWARZER, 2001; BROWN, 2006). Além da natureza da fonte de renda, o seu *nível* também influencia as decisões de gasto e investimento dos domicílios, resultando em diferentes padrões de bem-estar. Assim, espera-se que exista um efeito interativo entre as duas transferências (pública e privada), de modo que o efeito investimento esperado da renda de aposentadoria seja facilitado entre domicílios com maiores níveis de transferências privadas recebidas.

A análise da população e dos tipos de transferência objetos deste artigo possui uma ampla aplicabilidade e pode servir como um exemplo para outros países em desenvolvimento. Residentes de áreas rurais são especialmente vulneráveis à pobreza, uma vez que estão freqüentemente envolvidos em ocupações vulneráveis (como meeiros, empregos temporários, e agricultura familiar) e possuem renda domiciliar instável. Isso explica a baixa capacidade contributiva das populações rurais ao sistema previdenciário, e como consequência, as baixas coberturas nos planos de previdência contributiva na maioria dos países em desenvolvimento (MESA-LAGO, 1994; BARRIENTOS, 2003). Por esse motivo, muitos países desenvolveram arranjos formais para suportar a população idosa em áreas rurais (TURRA & QUEIROZ, 2005; MANSON & LEE, 2006). Durante um período transitório entre mecanismos informais redistributivos, baseados em ajuda familiar, e um sistema previdenciário moderno, baseado em contribuições atreladas ao mercado de trabalho, transferências não contributivas podem servir como fator-chave para aliviar a pobreza entre os idosos e potencialmente mitigar a desigualdade de renda (SCHWARZER, 2001). Esse último aspecto é possibilitado tanto pela transferência de renda corrente de trabalhadores em idade ativa para os idosos (base de muitos programas de seguridade social), como pela redistribuição de renda dos trabalhadores do mercado formal urbano para domicílios rurais fora do setor formal. No caso brasileiro, o sistema de aposentadoria rural é visto ainda como um instrumento de redução na opressão social além de um mecanismo de mitigação do êxodo rural (BARRIENTOS, 2003). Sob essa perspectiva, o programa de aposentadoria rural potencialmente redistribui renda no espaço assim como fomenta o investimento em capital humano e técnicas agrícolas mais produtivas.

Essa visão otimista dos efeitos potenciais dos programas de transferência de renda não contributivos é corroborada, ao mesmo tempo em que desafiada, pela literatura sobre remessas (transferências privadas). Os efeitos redistributivos das transferências privadas e seus impactos sobre a pobreza são bem-documentados na literatura (BARHAM & BOUCHER, 1998; STARK ET AL., 1986; VANWEY ET AL., 2004; TAYLOR ET AL., 2005). No entanto, algumas evidências empíricas sugerem que o dinheiro remetido é geralmente canalizado para necessidades imediatas de consumo, devido à sua natureza instável (ADAMS, 1996). Adicionalmente, as remessas motivadas por um arranjo contratual implícito podem representar investimento do ponto de vista dos migrantes (BRIERI ET AL., 2002), ou resultar em transferências futuras de terra para os migrantes, mas tais relações de troca são motivadas primariamente por suavização de consumo ao invés de objetivos de investimento (AMUEDO-DORANTES & POZO, 2006).

Essas linhas de pesquisa sugerem, em primeiro lugar, que essas diferentes fontes de transferência de renda podem ser combinadas para relaxar mais efetivamente as restrições orçamentárias, se comparadas às rendas isoladamente. As literaturas revistas também sugerem que os indivíduos podem utilizar múltiplas formas de transferência entrando no domicílio rural para separar analítica e empiricamente os efeitos-renda, segundo sua natureza, dos efeitos das transferências privadas, além de possibilitar a

compreensão do modo pelo qual a estabilidade e o montante das transferências interagem para promover o aumento do bem-estar e da capacidade de investimento das famílias.

### 3. Metodologia

#### 3.1. Dados

A fonte de dados empregada nesse trabalho é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) de 1996 a 2011. Esta delimitação do período é importante, posto que a economia brasileira foi marcada por estabilização econômica, mudanças técnicas e organizacionais que afetaram as relações de trabalho, além de uma queda expressiva dos indicadores de desigualdade de renda no início deste século.

A PNAD é representativa da população do Brasil e pode ser desagregada em nível estadual, mantendo a representatividade populacional. Para os anos anteriores a 2004, a PNAD não é representativa das áreas rurais da região Norte; a análise para o Brasil rural como um todo exclui, portanto, essa macrorregião geográfica. A região Norte é considerada apenas para o período de 2004 a 2011. Além disso, essa pesquisa é caracterizada por dados em *cross section* que representam um ponto no tempo e, assim, as informações não permitem o acompanhamento das pessoas. Esta pesquisa é realizada anualmente, exceto para os anos de realização dos Censos Demográficos e para o ano de 1994, abrangendo cerca de 300.000 indivíduos e 100.000 domicílios. Nos anos de 2000 e 2010, considerou-se uma média simples dos indicadores relativa ao ano anterior e subsequente ao de realização do Censo.

As principais vantagens desta fonte com relação a outras pesquisas domiciliares do Brasil são a sua maior abrangência temporal e geográfica, e o fato de considerar outros rendimentos, além dos rendimentos do trabalho. Enquanto o rendimento-hora do trabalho contribui para a análise do comportamento do mercado de trabalho, o rendimento proveniente de outras fontes torna possível relacionar o papel das transferências de renda - públicas e privadas - e do mercado de ativos sobre o bem estar dos indivíduos.

Os indicadores de renda ou bem-estar imediato são medidos nesse artigo com base na renda monetária. As análises nos níveis nacional e regional utilizam a renda domiciliar *per capita*, excluindo rendas relativas a agregados e parentes dos agregados que residem na unidade domiciliar (SOARES, 2006). Seguindo Hoffman (2006), a renda domiciliar é desagregada nas seguintes fontes: renda de todos os trabalhos, renda da aposentadoria rural, pensões e outros tipos de aposentadoria, renda de transferências interdomiciliares, renda de aluguel, e renda de assistência social e outras fontes.

Especificamente, o rendimento domiciliar *per capita*, doravante considerado como rdpc, foi dividido em seis parcelas de renda descritas a seguir:

- TTR – Renda de todos os trabalhos, incluindo salários e outras remunerações de autônomos e empregadores;
- AP1 – Aposentadorias e pensões pagas pelo governo federal ou por instituições previdenciárias;
- AP2 - Outras aposentadorias e pensões;

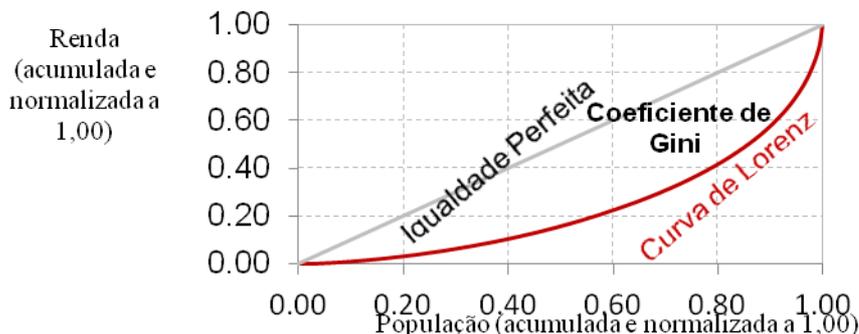
- DOA – Rendimento de doações;
- ALU – Rendimento de aluguéis;
- JUR – Rendimento dos juros, dividendos e transferências de programas oficiais como Bolsa-Família.

### 3.2. Estratégia Empírica

A estratégia empírica empregada nesse artigo é baseada em métodos descritivos para estimar os indicadores de desigualdade. A partir da renda domiciliar *per capita*, as medidas de desigualdade de renda correspondentes aos índices de Gini, Mehran e Piesch são estimadas. A utilização de diferentes medidas é desejável para testar a sensibilidade dos valores em diferentes pontos da distribuição de renda e os diferentes graus de desigualdade entre pobres e não-pobres, e entre os pobres (HOFFMAN, 2004).

Os índices de desigualdade guardam uma relação direta com a curva de Lorenz. Eles são relacionados à área entre a Curva de Lorenz e a linha de perfeita igualdade. Sendo  $x_i$  o rendimento *per capita* da  $i$ -ésima pessoa, com  $i=1, \dots, n$ , em que  $n$  indica o tamanho da população, com ordenação de forma que  $x_1 < x_2 < \dots < x_n$ , e, sendo  $M$  é a média dos  $x_i$ , as coordenadas da curva de Lorenz são dadas de forma que:  $p_i = \frac{i}{n}$  e  $\Phi_i = \frac{1}{nM} \sum_{j=1}^i x_j$ . Dessa forma, a curva de Lorenz pode ser visualizada no gráfico abaixo.

Gráfico 1: Curva de Lorenz



Fonte: SOARES (2010)

De acordo com Hoffmann (2004), as três medidas de desigualdade consideradas estão associadas à área entre a curva de Lorenz e a linha de perfeita igualdade (que ocorre quando  $p_i = \Phi_i$ ) da seguinte forma:

$$1) \text{ Índice de Mehran} = \frac{6}{n} \sum_{i=1}^{n-1} (1 - p_i)(p_i - \Phi_i)$$

$$2) \text{ Índice de Gini} = \frac{2}{n} \sum_{i=1}^{n-1} (p_i - \Phi_i)$$

$$3) \text{ Índice de Piesch} = \frac{3}{n} \sum_{i=1}^{n-1} p_i(p_i - \Phi_i)$$

Os índices variam de zero a um, sendo que, como pode ser visto, o índice de Mehran é ponderado por  $1 - p_i$ , sendo por isso mais sensível a mudanças na cauda inferior da

distribuição. Por sua vez, o índice de Piesch é mais sensível a mudanças na cauda superior.

Sendo o rendimento *per capita* da  $i$ -ésima pessoa, com  $i=1, \dots, n$ , composto por  $k$

parcelas,  $x_i = \sum_{h=1}^k x_{hi}$  e,  $\beta$  representando a área entre a curva de Lorenz e o eixo das abscissas, o índice de Gini é dado por  $G = 1 - 2\beta$ , com variação entre 0 e 1.

Uma vez estimados os indicadores de desigualdade, esses serão decompostos em cada ano pelas fontes de renda. Com a ordenação das rendas  $x_i$  mantida constante, a curva de concentração da parcela  $x_{hi}$  mostra como a proporção acumulada dos  $x_{hi}$  varia em função da proporção acumulada da população. Assim, a razão de concentração da parcela  $x_{hi}$  é dada por  $C_h = 1 - 2\beta_h$ , com variação entre -1 e 1. Considerando  $\phi_h$  a participação da  $h$ -

ésima parcela na renda total, temos que  $G = \sum_{h=1}^k \phi_h C_h$ . O índice de gini é, assim, dividido em  $k$  componentes, correspondentes às parcelas de todas as rendas que constituem o rendimento domiciliar *per capita*.

Para a decomposição do índice de Gini em dois períodos distintos, temos que a variação

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

do mesmo é dada por:

As duas formas de decompor  $\Delta G$ , segundo Hoffmann (2006), são dadas por:

$$1) \quad \Delta G = G_2 - G_1 = \sum_{h=1}^k (C_{2h} \Delta \phi_h + \phi_{1h} \Delta C_h), \quad \text{com } \Delta \phi_h = \phi_{2h} - \phi_{1h} \text{ e } \Delta C_h = C_{2h} - C_{1h}$$

$$2) \quad \Delta G = G_2 - G_1 = \sum_{h=1}^k (C_{1h} \Delta \phi_h + \phi_{2h} \Delta C_h)$$

As duas expressões possibilitam a decomposição de  $\Delta G$ . O autor ressalta que o uso de uma média aritmética de ambas evita a questão da arbitrariedade da escolha. Assim,

$$\text{tem-se: } \Delta G = \sum_{h=1}^k (C_h^* \Delta \phi_h + \phi_h^* \Delta C_h), \quad \text{com } C_h^* = \frac{1}{2}(C_{1h} + C_{2h}) \text{ e } \phi_h^* = \frac{1}{2}(\phi_{1h} + \phi_{2h})$$

$$A \text{ média dos índices de Gini nos dois anos é dada por: } G^* = \frac{1}{2}(G_1 + G_2)$$

$$E, \text{ verifica-se que: } \sum_{h=1}^k G^* \Delta \phi_h = G^* \sum_{h=1}^k (\phi_{2h} - \phi_{1h}) = 0$$

Dessa forma, a expressão  $\Delta G = \sum_{h=1}^k (C_h^* \Delta \phi_h + \phi_h^* \Delta C_h)$  permanece válida com a subtração da expressão  $\sum_{h=1}^k G^* \Delta \phi_h = G^* \sum_{h=1}^k (\phi_{2h} - \phi_{1h}) = 0$  do segundo membro.

Com isso, temos que:  $\Delta G = \sum_{h=1}^k ((C_h^* - G^*) \Delta \phi_h + \phi_h^* \Delta C_h)$ . Essa expressão é a que melhor se aplica para o caso em questão. Nesse caso, o aumento da participação de uma parcela de renda contribui para aumentar ou diminuir o índice, conforme a razão de concentração dessa parcela é maior ou menor do que o índice de Gini.

O efeito composição da h-ésima parcela é dado por  $(C_h^* - G^*) \Delta \phi_h$  ou, como porcentagem da mudança no índice de Gini,  $s_{\phi_h} = \frac{100}{\Delta G} (C_h^* - G^*) \Delta \phi_h$ .

E, o efeito concentração da h-ésima parcela é dado por  $\phi_h^* \Delta C_h$  ou, como porcentagem da mudança no índice de Gini,  $s_{C_h} = \frac{100}{\Delta G} \phi_h^* \Delta C_h$ .

O efeito composição total e o efeito concentração total são dados pelo somatório do efeito para cada uma das h parcelas de renda. O procedimento é análogo para os índices de Mehran e Piesch.

Em linhas gerais, a decomposição de período produz um índice de concentração que mede quão progressiva ou recessiva é a fonte de renda naquele período. Se o índice de concentração para uma fonte de renda específica é maior do que o índice de desigualdade, aquela fonte de renda contribui para o aumento da desigualdade (efeito regressivo). A série temporal desses índices de concentração de período permite verificar se qualquer fonte específica de renda está reduzindo ou reforçando a influência regressiva (ou redistributiva) sobre o total da desigualdade (HOFFMAN, 2010).

A mudança total nos indicadores de desigualdade entre dois pontos do tempo é, assim, decomposta em um *efeito concentração* e um *efeito composição*. O primeiro efeito capta quanto dessa mudança é explicada pela alteração dos índices de concentração no mesmo período. O último efeito mede a contribuição do aumento (redução) na proporção relativa de uma fonte específica de renda para a mudança observada da desigualdade entre os períodos  $t$  e  $t+1$  (SOARES, 2006).

#### 4. Resultados

##### *Proporção de cada fonte de renda na renda domiciliar per capita*

O gráfico apresentado abaixo representa as variações das proporções de cada parcela das fontes de renda do domicílio nas áreas rurais do Brasil e de cada macro região. De forma geral, entre 1996 e 2011, há uma redução na renda do trabalho próxima de 10% e um aumento na renda das aposentadorias e dos juros, aproximadamente de 8% e 15%

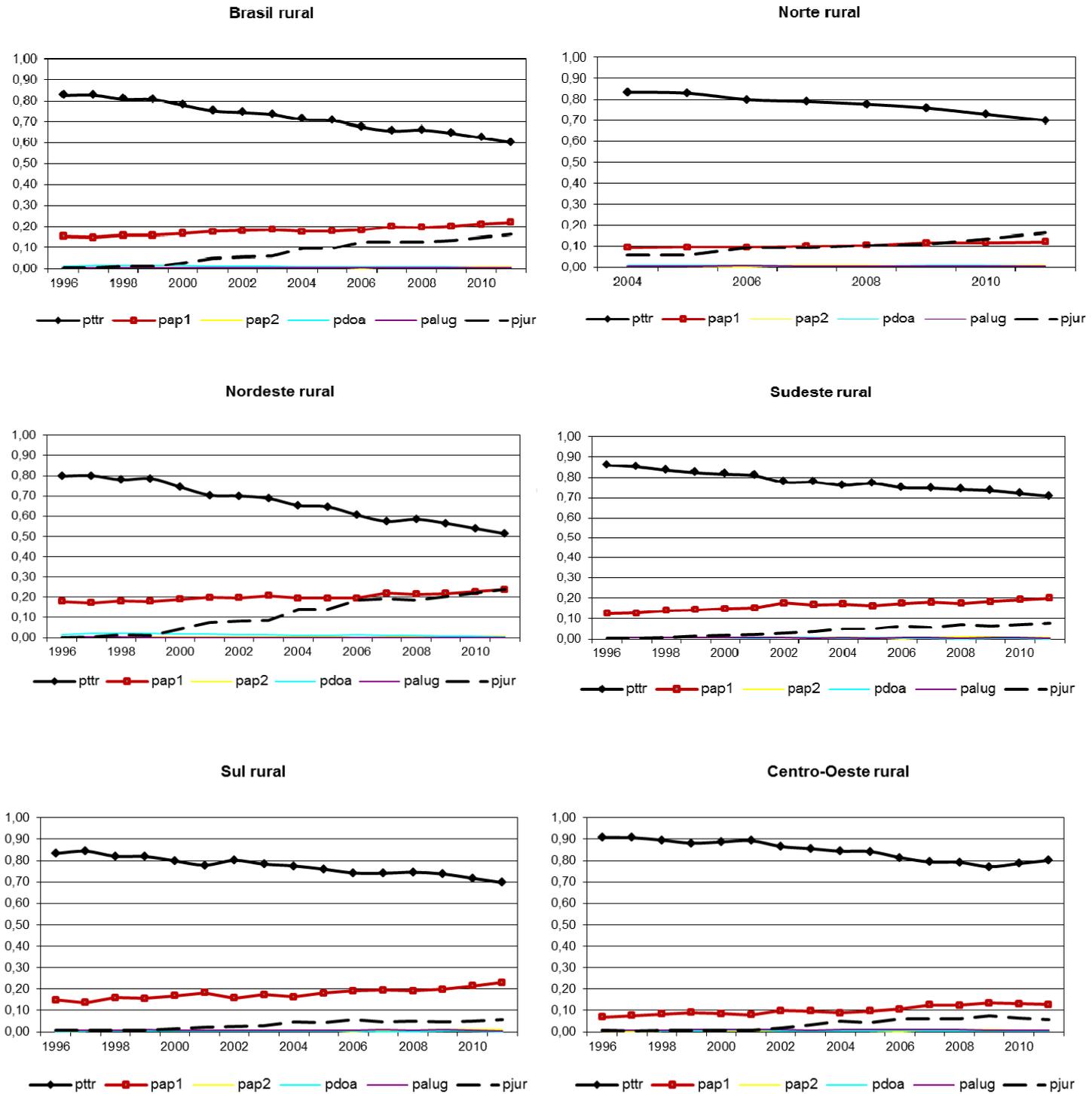
respectivamente, enquanto o restante das rendas sofrem variações quase imperceptíveis, inferiores a 1% da renda total, como pode ser visto no gráfico 2.

Para a área rural da região Norte, a renda gerada pelo trabalho apresenta uma queda superior a 10 pontos percentuais, perdendo relevância para a renda proveniente dos juros e da aposentadoria, com maior destaque para o aumento da participação dos juros. O restante das rendas se manteve com pouca importância, com variações irrelevantes para o crescimento da renda do período. Já, a região nordeste rural, registra a maior queda para a renda do trabalho das macro regiões do país. Há uma redução de aproximadamente 20% para essa renda entre 1996 e 2011. Essa queda é acompanhada pelo aumento expressivo da participação dos juros na renda total, superior a 20%, além de um pequeno aumento das aposentadorias de cerca de 4%.

Na área rural da região sudeste, pode-se perceber uma queda de aproximadamente 15% na renda do trabalho e um aumento de quase 10% na renda oriunda dos juros. A aposentadoria se destaca nessa região por ter um crescimento de quase 10%, superando o restante das macro- regiões para essa renda, enquanto as outras mantêm uma estabilidade no período, embora com percentuais muitos pequenos. Um contexto semelhante é observado na área rural da região Sul do país. Essas regiões tendem a apresentar muitas características comuns, quanto ao comportamento de indicadores sociais que se refletem na importância de cada fonte de renda par ao domicílio. Essa região também apresenta uma queda de aproximadamente 15% na renda do trabalho, acompanhada por uma elevação próxima de 5% para os juros, enquanto a aposentadoria apresenta um crescimento em torno de 10% entre 1996 e 2011.

Por fim, a área rural da região Centro-Oeste é a que apresenta a renda do trabalho inicialmente mais alta, chegando a explicar 90% da renda total domiciliar *per capita*. No período analisado, essa renda sofre uma queda de 10%, enquanto há um aumento da aposentadoria e dos juros de 5% cada um. O restante das rendas, assim como o observado no restante do país, se mantém em patamares muito pouco expressivos.

Gráfico 2 – Participação das parcelas da renda domiciliar, área rural das macro regiões do Brasil, 1996 a 2011 (2004 a 2011 para a região Norte)



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das Pnads de 1996 a 2011

## *Índices de desigualdade para o Brasil rural*

A análise de diferentes índices de desigualdade para as diversas fontes de renda torna possível uma melhor compreensão de como as rendas são mais ou menos (des) iguais na área rural do Brasil entre 1996 e 2011. Os gráficos abaixo representam os índices de desigualdade Mehran (esquerda), Gini (centro) e Piesch (direita) para as parcelas da renda domiciliar *per capita*. Pode-se perceber que o gráfico da esquerda apresenta indicadores de desigualdade maiores do que os outros dois. Esse índice é mais sensível a variações de renda na cauda esquerda da distribuição e, para todas as fontes de renda, apresenta os maiores valores. Enquanto o índice de Gini apresenta valores medianos, o índice de Piesch apresenta uma tendência contrária ao índice de Mehran por ponderar mais a renda dos indivíduos localizados no topo da distribuição.

Como pode ser observado no gráfico 3, o Brasil registra uma queda na desigualdade da renda domiciliar *per capita*, que se reflete no restante das rendas com uma pequena variação na renda do trabalho, que inicialmente apresenta uma queda, mas volta a subir considerando o período mais recente. A renda de aposentadoria e pensões pagas pelo governo federal ou por instituições previdenciárias (ap1) apresenta uma pequena queda e registra o menor valor da desigualdade entre as fontes de renda. Outras aposentadorias e pensões (ap2) e as doações apresentam uma tendência semelhante, com aumento entre 1996 e 2004 e queda entre 2004 e 2011. Por sua vez, o aluguel apresenta um movimento contrário, com uma tendência decrescente entre 1996 e 2004, quando essa tendência é invertida. Já, a renda dos juros é a que apresenta a maior variação no período, com uma grande redução na desigualdade para todos os índices.

De forma geral, pode-se notar que, independente do índice considerado, a aposentadoria e os juros se destacam como os menores índices de desigualdade, enquanto o rendimento do trabalho e o aluguel registram os maiores índices. Também é possível notar diferenças de uma mesma renda entre os índices, como pode ser observado no aumento da desigualdade observado para a renda do trabalho considerando o índice de Mehran. Pelo índice de Gini vemos uma queda para essa renda e, uma queda maior ainda, ao se considerar o índice de Piesch.

Por outro lado, os juros apresentam uma queda muito superior para os mais pobres, caindo de 0,90 para próximo de 0,50 enquanto para os mais ricos a redução é de apenas 0,30. A aposentadoria apresenta uma queda maior para o índice de Piesch, o que também ocorre com a renda proveniente do aluguel. Mas, este último tende a não influenciar tanto o comportamento da desigualdade da renda domiciliar *per capita* por ter uma parcela muito pequena em sua participação na composição da renda domiciliar *per capita*, assim como as outras aposentadorias e as doações.

Para a região norte, representada no gráfico 4, a desigualdade da renda domiciliar *per capita* apresentou uma queda para todos os índices. Na renda do trabalho, de aposentadorias e pensões que não são provenientes do governo federal ou de outras instituições previdenciárias (ap2) e dos aluguéis houve uma redução seguida de uma ascensão, enquanto as aposentadorias e pensões pagas pelo governo federal (ap1) apresentaram uma tendência contrária de ascensão, seguida de redução. A desigualdade referente às doações sofreu um aumento para todos os índices, enquanto a dos juros seguiu a tendência do país com uma forte queda. As rendas de aposentadoria e juros são as parcelas que apresentam a menor desigualdade nessa região, enquanto a renda do

trabalho e do aluguel são as fontes de maior desigualdade. Pode-se notar a grande diferença entre os índices utilizados principalmente com relação aos juros. Nesse caso, a desigualdade se reduz em mais de 0,20 para o índice de Mehran enquanto para o índice com ponderação para a renda dos mais ricos, a queda é próxima de 0,12.

Na área rural da região Nordeste, a renda domiciliar *per capita* apresenta uma queda na desigualdade no período como pode ser visto no gráfico 5. As desigualdades referentes à renda do trabalho e dos aluguéis sofrem uma queda até 2004, seguido de uma ascensão a níveis próximos de 1996, de 0,70 e 0,90 respectivamente, para o índice Mehran. A aposentadoria 1 mostra-se contrária à aposentadoria 2, já que a primeira revela uma queda durante todo o período enquanto a segunda tem registro de aumento. Para as doações, a desigualdade aumenta inicialmente, mas posteriormente cai, enquanto para os juros há uma forte queda, como observado na região Norte. O Nordeste se destaca por ter a maior queda da desigualdade referente aos juros, caindo até 0,50 pontos no índice de Mehran e por ter o maior crescimento de desigualdade referente aos aluguéis, chegando a uma alteração de 0,75 no índice de Piesch. Também é possível notar que, além da região Norte, o Nordeste é a única região a apresentar um aumento da concentração da renda da trabalho, como é mostrado nos índices de Mehran para as duas macro regiões.

Na região Sudeste, a desigualdade referente à renda domiciliar *per capita* apresenta uma queda, assim como a desigualdade referente ao rendimento do trabalho e dos juros. Esse último de forma mais acentuada. As rendas de aposentadoria se mostram com tendências contrárias, já que a primeira sobe inicialmente e cai posteriormente enquanto a segunda apresenta uma redução até 2004, quando passa a subir. As doações apresentam um constante crescimento nesse período, enquanto o aluguel registra uma pequena queda até 2004, com forte crescimento a partir de então. Nessa região, o grande destaque é a queda da desigualdade referente à aposentadoria e o grande aumento da desigualdade de renda dos aluguéis. A primeira atinge um valor próximo de 0,30 enquanto o aluguel se encontra em patamar superior a 0,70 para o índice de Piesch no período.

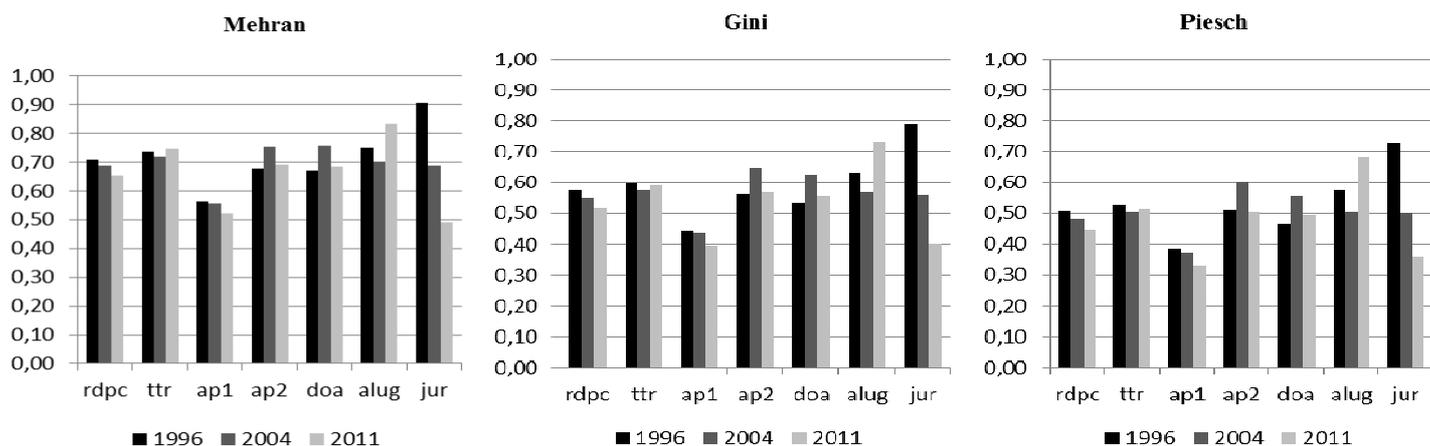
Assim como no restante das macro regiões, o sul do país tem uma queda da desigualdade da renda domiciliar *per capita*. Considerando a renda do trabalho, temos uma queda na desigualdade até 2004 e uma estabilidade após esse ano. Já, a renda de aposentadorias e pensões registra uma queda durante todo o período. Para as outras aposentadorias e as doações, tem-se um aumento da desigualdade até o ano de 2004. Os aluguéis apresentam um crescimento superior a 0,10 pontos durante o período para todos os índices, enquanto os juros chegam a uma queda de 0,20 pontos aproximadamente. Cabe destacar que a região sul é a região com menor queda da desigualdade da renda proveniente dos juros. Mas, por outro lado, tem o registro de um dos menores índices de desigualdade para a renda de aposentadorias. Nesse caso, tem-se o registro de um índice próximo a 0,30. Além disso, é a única região em que a desigualdade da renda do trabalho apresenta um aumento no período mais recente pelo índice de Piesch, enquanto o restante das regiões apresenta queda.

Por fim, na região Centro-Oeste, podemos ver a maior queda da desigualdade da renda domiciliar *per capita*, sendo mais expressiva entre 1996 e 2004. A maior parte disso ocorre devido à forte redução da desigualdade da renda do trabalho. As outras aposentadorias apresentam tendência de ascensão enquanto as doações têm registro de queda, e o aluguel se destaca por subir no índice de Mehran, enquanto se reduz para o

índice de Piesch. A desigualdade da renda do aluguel nessa região é a única que caiu em relação às outras regiões.

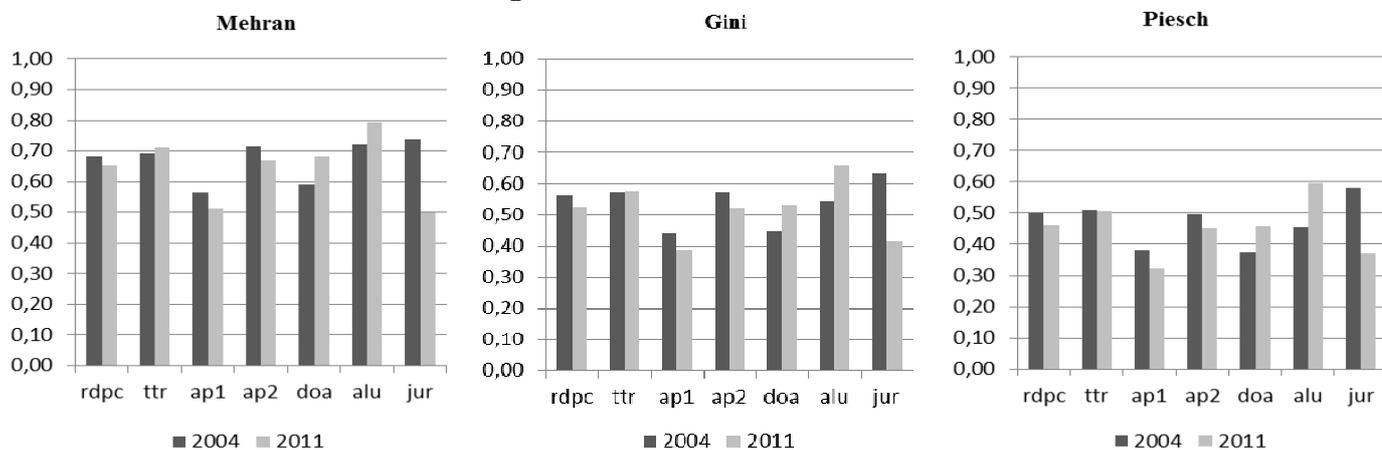
A partir dessa análise, pode-se concluir que mesmo apresentando alguns indicadores semelhantes, cada região possui características próprias que determinam os diferentes graus de desigualdade para cada parcela da renda. Tendo como base o índice Mehran, por ponderar mais a renda dos mais pobres, pode-se notar que a desigualdade da renda proveniente dos juros teve a sua maior queda na região Nordeste, de até 50% enquanto essa foi mais atenuada na região Sul (25%). Já, quanto à renda do trabalho, a maior queda da desigualdade ocorreu no Centro-Oeste (redução de 10%), um movimento contrário ao observado na região Nordeste (aumento de 3%). Por fim, a renda das aposentadorias e pensões pagas pelo governo federal e por institutos de previdência, tem seus menores índices de desigualdade na região Nordeste e os maiores na região Centro-Oeste.

Gráfico 3 – Índices de desigualdade de renda, Brasil rural, 1996 a 2011



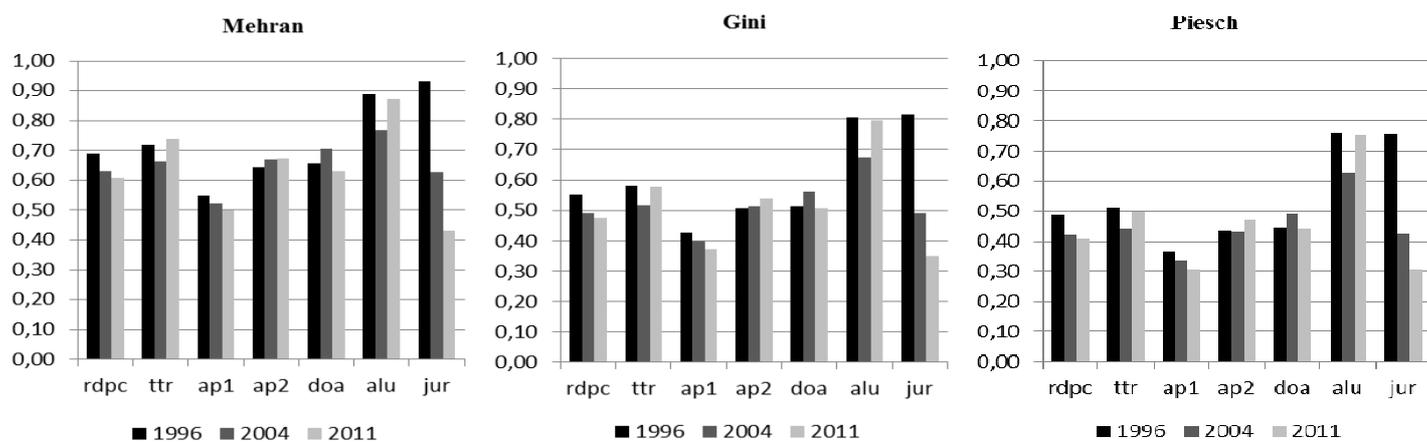
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das Pnads de 1996 a 2011

Gráfico 4 – Índices de desigualdade de renda, Norte rural, 2004 a 2011



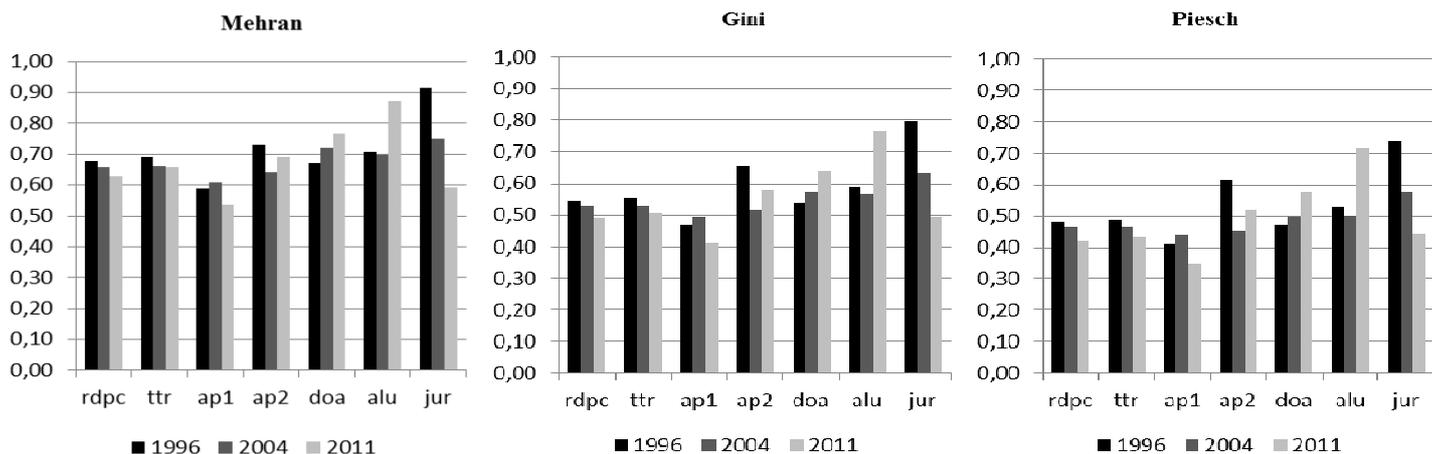
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das Pnads de 1996 a 2011

Gráfico 5 – Índices de desigualdade de renda, Nordeste rural, 1996 a 2011



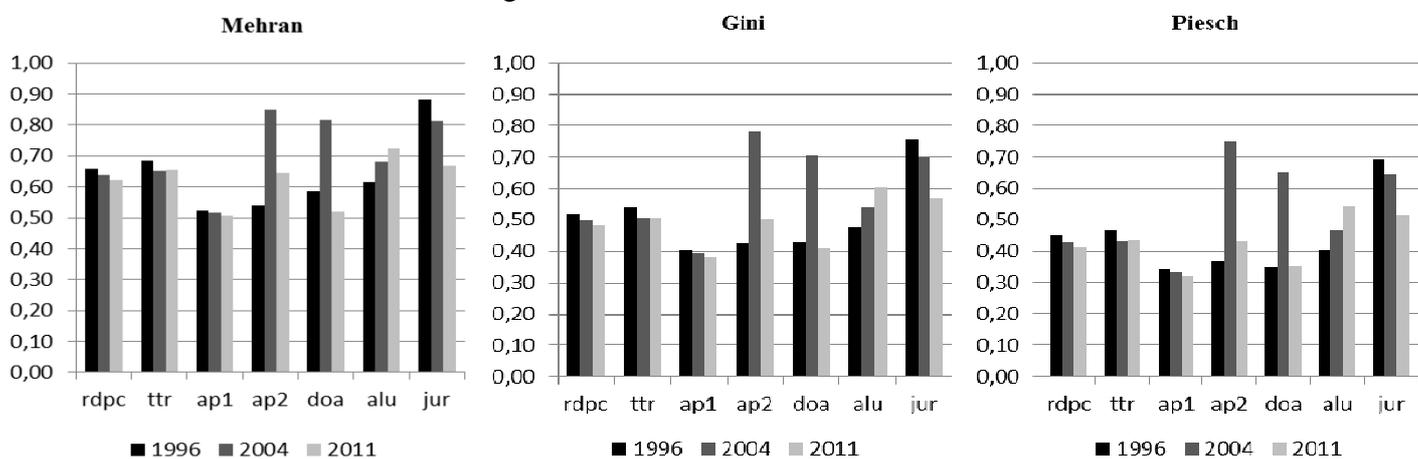
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das Pnads de 1996 a 2011

Gráfico 6 – Índices de desigualdade de renda, Sudeste rural, 1996 a 2011



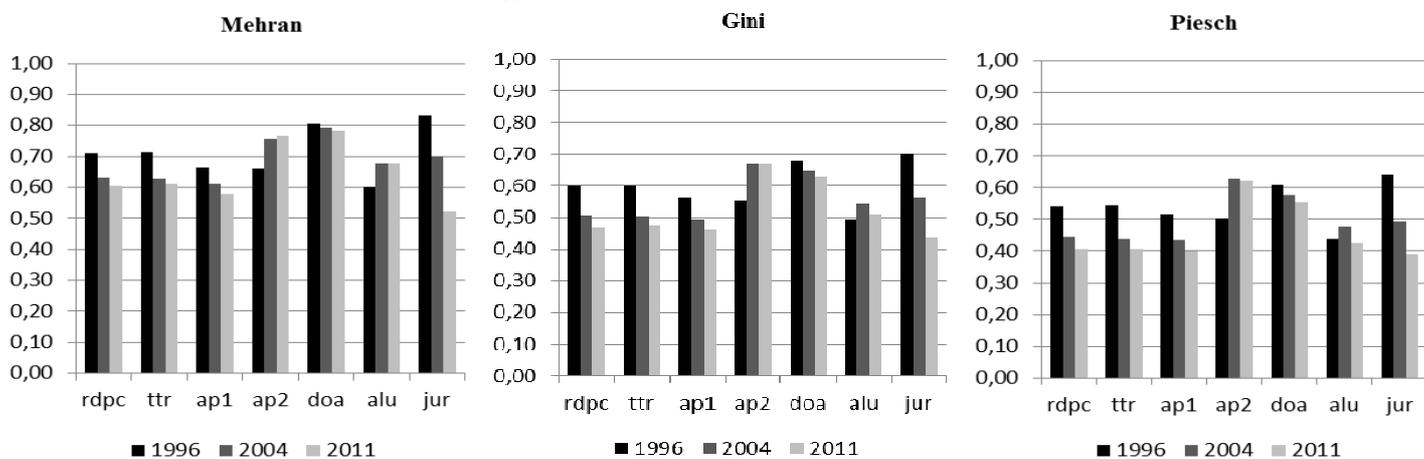
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das Pnads de 1996 a 2011

Gráfico 7 – Índices de desigualdade de renda, Sul rural, 1996 a 2011



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das Pnads de 1996 a 2011

Gráfico 8 – Índices de desigualdade de renda, Centro-Oeste rural, 1996 a 2011



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das Pnads de 1996 a 2011

### *Decomposição dos índices de desigualdade*

A decomposição dos índices de desigualdade é mostrada nas tabelas a seguir. Como pode ser visto na tabela abaixo, a renda de todos os trabalhos foi a variável mais importante para a queda na desigualdade de renda no Brasil rural no período de 1996 a 2004, principalmente entre os mais ricos. De acordo com o índice de Piesch ela explica em torno de 85% da redução observada na desigualdade no período. Desse total, 75% é relativo ao efeito concentração, ou seja, pode ser explicado pela alteração nos índices de concentração do período e 10% pode ser atribuído ao aumento da proporção dessa fonte de renda para a alteração observada na desigualdade. Os índices de Mehran e Gini seguem a mesma tendência, em magnitude um pouco menor e com maior efeito composição em comparação com o índice de Piesch. Contudo, no período mais recente, (2004-2011) ela inverte seu papel e passa a ser concentradora de renda. Esse efeito é muito mais significativo entre os mais pobres.

Por outro lado, o rendimento proveniente de aposentadorias e pensões originados do governo federal e de outras instituições aumenta sua contribuição ao longo do tempo em percentuais próximos para todos os índices considerados. A contribuição total para a redução da desigualdade é de cerca de 30% no período como um todo. É a renda proveniente dos programas de transferência de renda, juros e dividendos, no entanto, que merece o maior destaque. Entre os mais pobres, ela é responsável por 97,7% da queda observada na desigualdade no período mais recente (2004-2011). Desse total, 80% é derivado da alteração dos índices de concentração e apenas 17% é relacionado à proporção dessa fonte de renda. No período anterior, essa contribuição não chegava a 10%. Esse comportamento se mantém considerando o índice de Gini e o de Piesch, mas em menores patamares (72% e 60%, respectivamente). A análise regional evidencia essa importância de forma muito expressiva para a região Nordeste, seguida da região Norte. No período mais recente, essa fonte de renda mais do que compensa o efeito concentrador do rendimento do trabalho nessas regiões, principalmente entre os mais pobres.

Um comportamento diferenciado é observado nas outras regiões. Enquanto a renda do trabalho tem um forte efeito concentrador nas regiões Nordeste e Norte, nas regiões Sudeste e Centro-Oeste ela contribui para a redução na desigualdade, principalmente entre os mais ricos. Na região Centro-Oeste, a renda do trabalho explica 74% da redução da desigualdade com maior ponderação na cauda superior de distribuição e de 40% na cauda inferior. Nessa região, a renda de todos os trabalhos é a fonte de renda mais importante para a redução da desigualdade no período como um todo. A região Sul, por sua vez, destaca-se a renda originada de aposentadorias e pensões do governo e de outras instituições previdenciárias. Essa é a fonte de renda que tem o maior poder explicativo para a redução da desigualdade na região a partir de 2004.

Tabela 1 - Decomposição da mudança nos índices de desigualdade - Mehran, Gini e Piesch - do rendimento domiciliar *per capita*, Brasil rural, 1996-2011

	Efeito composição			Efeito concentração			Efeito total		
	1996-2004	2004-2011	1996-2011	1996-2004	2004-2011	1996-2011	1996-2004	2004-2011	1996-2011
<b>Mehran</b>									
ttr	14,8	21,1	24,7	62,4	-60,3	-15,4	77,2	-39,2	9,2
ap1	14,7	18,0	17,4	4,7	22,0	14,4	19,4	40,0	31,8
ap2	-0,2	-0,4	0,0	-1,4	1,2	-0,2	-1,6	0,8	-0,2
doa	0,2	0,6	0,0	-3,2	1,0	-0,2	-3,0	1,7	-0,2
alug	0,0	0,5	0,4	0,9	-1,4	-0,6	1,0	-1,0	-0,2
jur	-41,7	17,4	-4,9	48,7	80,2	64,4	7,0	97,7	59,5
total	-12,1	57,3	37,5	112,1	42,7	62,5	100,0	100,0	100,0
<b>Gini</b>									
ttr	11,8	16,5	19,3	71,3	-30,8	7,6	83,1	-14,3	27,0
ap1	12,2	15,6	15,0	5,0	24,9	16,1	17,3	40,5	31,2
ap2	-0,5	-0,6	-0,2	-1,5	1,7	0,0	-1,9	1,0	-0,2
doa	0,2	0,7	0,0	-3,2	1,0	-0,3	-2,9	1,6	-0,2
alug	0,0	0,5	0,4	1,2	-1,7	-0,6	1,2	-1,2	-0,2
jur	-43,9	10,6	-14,1	47,2	61,7	56,6	3,3	72,3	42,5
total	-20,1	43,3	20,6	120,1	56,7	79,4	100,0	100,0	100,0
<b>Piesch</b>									
ttr	10,5	14,3	16,9	75,3	-16,9	18,3	85,8	-2,6	35,2
ap1	11,1	14,5	14,0	5,2	26,3	16,9	16,3	40,8	30,8
ap2	-0,6	-0,7	-0,3	-1,5	1,9	0,1	-2,1	1,2	-0,2
doa	0,2	0,7	0,0	-3,1	0,9	-0,3	-2,9	1,6	-0,3
alug	0,0	0,6	0,5	1,3	-1,9	-0,7	1,3	-1,3	-0,2
jur	-45,0	7,3	-18,3	46,6	53,0	52,9	1,6	60,3	34,7
total	-23,7	36,7	12,8	123,7	63,3	87,2	100,0	100,0	100,0

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das Pnads de 1996 a 2011

## 5. Considerações finais

Este artigo analisou a dinâmica da desigualdade de renda no Brasil rural a partir da ótica das contribuições das fontes. Empregando a técnica de decomposição dos indicadores de desigualdade de Gini, Mehran e Piesch aos dados da PNAD de 1996 a 2011, pode-se verificar a contribuição incontestável das rendas advindas dos programas de transferência de renda governamentais para a recente queda dos indicadores.

O efeito desconcentrador de riqueza a partir de 2004 nas áreas rurais do Brasil foi dominado pelo efeito das transferências, juros e dividendos, seguido da aposentadoria rural, compensando o efeito concentrador do rendimento do trabalho. Esse padrão foi observado para as regiões mais pobres do Brasil – Nordeste e Norte. No Sudeste e Centro-Oeste rural, o padrão oposto foi observado, com o mercado de trabalho liderando o efeito desconcentrador. A única região em que a aposentadoria foi mais importante para a queda da desigualdade foi a região Sul.

Esses resultados sugerem que os programas sociais de transferências de renda tiveram um impacto fundamental nas áreas rurais, especialmente nas com maior nível de pobreza. Esse impacto focalizado na desigualdade foi confirmado tanto pela análise regional quanto pela maior sensibilidade dessa fonte de renda no Índice Mehran, mais

sensível à cauda inferior de distribuição. Embora vários estudos apontem a previdência rural não-contributiva como um mecanismo fundamental para elevação do bem-estar, nossos resultados sugerem que, ao menos para desigualdade, programas focalizados de transferência parecem ser o maior financiador do bem-estar em áreas rurais.

### **Referências bibliográficas**

ADAMS, R. H. (1996). “Theories of International Migration: A Review and Appraisal”. *FCND Discussion Paper 17, International Food Policy Research Institute (IFPRI)*.

AHN, S. C.; SCHIMDT. (1995), “P. Efficient estimation of models for dynamic panel data”. *Journal of Econometrics*, v. 68, pp. 5-28.

AMUEDO-DORANTES, C; POZO. (2006). “S. Remittances as insurance: evidence from Mexican immigrants”. *Journal of Population Economics*, v. 19, pp. 227-254.

BARHAM, B.; BOUCHER, (1998). “S. Migration, Remittances, and Inequality: Estimating the Net Effects of Migration on Income Distribution”. *Journal of Development Economics*, v. 55, n. 2, pp. 307-331.

BARRIENTOS, A. (2003). “What is the impact of non-contributory pensions on poverty? Estimates from Brazil and South Africa”. *CPRC/DEPP Working Paper 33*, Manchester: IDPM, University of Manchester.

BARROS, R. P. ET AL. (2005). “ Técnicas empíricas de decomposição: uma abordagem baseada em simulações contrafactuais”. *Revista de Econometria*, v. 15, n. 1, pp. 33-63.

BEBBINGTON, A. (1999). “Capitals and Capabilities: A Framework for Analyzing Peasant Viability, Rural Livelihoods and Poverty”. *World Development*, v. 27, pp. 2021-2044.

BLUNDELL, R.; BOND, S. (1998). “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models”. *Journal of Econometrics*, v. 87, pp.115–143.

BRIERI, B., SADOULET, B., JANVRY, A., & LAMBERT, S. (2002). “The roles of destination, gender and household composition in explaining remittances: an analysis for the Dominican Sierra”. *Journal of Development Economics*, 68(2): 309-328.

BROWN, S. S. (2006). “Can Remittances Spur Development? A Critical Survey”. *International Studies Review*, v. 8, pp. 55-75.

CORSEUIL, C.; FOGUEL, (2002). M. “Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE”. *Texto para Discussão IPEA*, n. 897.

CORSEUIL, C. H.; MOURA, R.; RAMOS, L. (2011) “Determinantes da expansão do emprego formal: o que explica o aumento do tamanho médio dos estabelecimentos?” São Paulo: *Revista Economia Aplicada*, v. 15, n. 1.

GUEDES, G.; BRONDIZIO, E.; BARBIERI, A.; RESENDE, A.; PENNA-FIRME, R.; D'ANTONA, A. (2012). "Poverty and Inequality in the Rural Brazilian Amazon: A Multidimensional Approach". *Human Ecology*, DOI: 10.1007/s10745-011-9444-5.

HOFFMANN, R. (2004). "Decomposition of Mehran and Piesch inequality measures by factor components and their application to the distribution of *per capita* household income in Brazil". *Brazilian Review of Econometrics*, 24(1): 149-171.

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

HOFFMANN, R. (2010). "The Evolution of Income Distribution in Brazil: What Promotes and What Restricts the Decline in Inequality". *Annals of the conference A COMPARATIVE ANALYSIS OF GROWTH AND DEVELOPMENT: ARGENTINA AND BRAZIL*. University of Illinois, Chicago.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (2013). *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios*, Rio de Janeiro. (microdados, 1995 a 2012).

KRETER, A. C. ; BACHA, C. J. C. (2006) "Avaliação da equidade da Previdência no meio rural do Brasil." *Rev. Econ. Sociol. Rural*, vol.44, n.3, pp. 467-502.

LIPTON, M. (1980). "Migration from rural areas of poor countries: the impact on rural productivity and income distribution". *World Development*, v. 8, n. 1, pp. 1-24.

LUDEWIGS, T., D'ANTONA, A. O., BRONDÍZIO, E.S., & HETRICK, S. (2009). "Agrarian Structure and Land Use Change along the Lifespan of Three Colonization Areas in the Brazilian Amazon". *World Development*, 37(10): 1348-1359.

MANSON, A.; LEE, R. (2006). "Reform and support systems for the elderly in developing countries: capturing the second demographic dividend". *Genus*, v. LXII, n. 2, pp. 11-35.

MANTON, K. G.; WOODBURY, M. A.; TOLLEY, H. D. (1994). "Statistical application using fuzzy set". John Wiley & Sons, Nova York.

MARINHO, E.; ARAUJO, J. (2010). "Pobreza e o Sistema de Seguridade Social Rural no Brasil". *Revista Brasileira de Economia*, v. 64, n. 2, pp. 161-174.

MESA-LAGO, C. (1994). "Changing Social Security in Latin America: Toward Alleviating the Social Costs of Economic Reform". *Lynne Rienner Publishers Inc.* 210 pp.

MORAN, E. F.; BRONDIZIO, E.; MCCRACKEN, S. (2002). "Trajectories of Land Use: Soils, Succession, and Crop Choice". In: WOOD, C. H.; PORRO, R. (Eds.). *Deforestation and Land Use in the Amazon*. Gainesville, FL: University Press of Florida.

PAES de BARROS, R.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. (2007) "A queda recente da desigualdade de renda no Brasil", *Texto para Discussão IPEA*, n. 1258.

REARDON, T.; VOSTI, S. A. (1995). “Links between rural poverty and the environment in developing countries: Asset categories and investment poverty”. *World Development*, v. 23, pp. 1495–1506.

ROCHA, S. (1996) . “Renda e pobreza no Brasil – Os impactos do Plano Real”. Campinas: *Revista Brasileira de Estudos da População*, v. 13, n. 2, p.117-34.

ROSENZWEIG, M. R. (1988). “Labor markets in low-income countries”. In: Chenery H., Srinivasan T. N. (eds) *Handbook of development economics* (Vol. I). North Holland, Chapter 15: 713-762.

SABOIA, J. (2007) “Efeitos do salário mínimo sobre a distribuição de renda no Brasil no período 1995/2005 – Resultados de simulações.” *Econômica*, v. 9, n. 2.

SCHWARZER, H. (2000). “Impactos Socioeconômicos do Sistema de Aposentadorias Rurais no Brasil – Evidências Empíricas de um Estudo de Caso no Estado do Pará.” *IPEA Working Paper*, 729.

SCHWARZER, H. (2001). “Paradigmas de Previdência Social Rural: Um Panorama da Experiência Internacional”. *Planejamento e Políticas Públicas*, 23: 119-163.

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

STARK, O.; TAYLOR, E.; YITZHAKI, S. (1986). “Remittances and Inequality”. *The Economic Journal*, v. 96, pp. 722-740.

TAYLOR, J. E.; MORAN, J.; ADAMS, R.; LOPEZ-FELDMAN, A. (2005). “Remittances, Inequality and Poverty: Evidence from Rural Mexico”. *Agriculture and Resources Working Papers*, n. 05-003.

TURRA, C. M.; QUEIROZ, B. L. (2005). “Transferências intergeracionais: uma análise internacional”. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 22, n. 1, pp. 191-194.

VANWEY, L. K. (2004). “Altruistic and Contractual Remittances between Male and Female Migrants and Households in Rural Thailand”. *Demography*, v. 41, pp. 739-756.

YANG, D., & CHOI, H. (2007). “Are remittances insurance? Evidence from rainfall shocks in the Philippines”. *World Bank Economic Review*, 21(2): 219-248.

## Anexo

Tabela 1A - Decomposição da mudança nos índices de desigualdade - Mehran, Gini e Piesch - do rendimento domiciliar *per capita*, Norte rural, 1996-2011

	Efeito composição 2004-2011	Efeito concentração 2004-2011	Efeito total 2004-2011
<b>Mehran</b>			
ttr	16,2	-55,9	-39,7
ap1	12,6	18,9	31,5
ap2	-0,3	1,0	0,7
doa	-0,2	-1,5	-1,7
alug	0,2	-0,9	-0,7

jur	18,2	91,8	110,0
total	46,7	53,3	100,0
<b>Gini</b>			
ttr	11,1	-10,7	0,4
ap1	10,1	16,9	27,0
ap2	0,0	0,8	0,8
doa	-0,2	-1,2	-1,4
alug	0,1	-1,3	-1,2
jur	5,7	68,7	74,4
total	26,8	73,2	100,0
<b>Piesch</b>			
ttr	9,2	5,9	15,1
ap1	9,2	16,2	25,4
ap2	0,1	0,7	0,8
doa	-0,3	-1,0	-1,3
alug	0,1	-1,4	-1,3
jur	1,1	60,2	61,3
total	19,4	80,6	100,0

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das Pnads de 2004 a 2011

Tabela 2A - Decomposição da mudança nos índices de desigualdade - Mehran, Gini e Piesch - do rendimento domiciliar *per capita*, Nordeste rural, 1996-2011

	Efeito composição			Efeito concentração			Efeito total		
	1996-2004	2004-2011	1996-2011	1996-2004	2004-2011	1996-2011	1996-2004	2004-2011	1996-2011
<b>Mehran</b>									
ttr	8,0	50,6	28,7	71,7	-197,6	-15,5	79,7	-147,0	13,2
ap1	3,4	20,2	8,9	8,8	19,7	12,4	12,2	39,9	21,3
ap2	0,0	-0,8	0,0	-0,2	-0,1	-0,2	-0,2	-0,9	-0,3
doa	0,2	1,4	-0,1	-1,1	2,3	0,3	-0,9	3,7	0,2
alug	0,4	-0,2	0,3	0,3	-0,4	0,0	0,6	-0,6	0,3
jur	-28,3	40,7	-10,0	36,8	164,1	75,2	8,5	204,9	65,2
total	-16,4	112,0	27,8	116,4	-12,0	72,2	100,0	100,0	100,0
<b>Gini</b>									
ttr	6,2	55,1	23,6	75,0	-217,6	3,2	81,2	-162,5	26,8
ap1	2,7	24,7	8,2	8,9	34,7	14,7	11,6	59,3	22,9
ap2	0,0	-0,9	0,0	0,0	-1,0	-0,2	0,0	-1,8	-0,3
doa	0,2	2,0	-0,1	-1,0	2,4	0,1	-0,8	4,4	0,1
alug	0,4	-0,4	0,3	0,3	-0,6	0,0	0,7	-1,0	0,4
jur	-28,5	38,2	-20,7	35,9	163,4	70,8	7,4	201,6	50,2
total	-19,0	118,8	11,4	119,0	-18,8	88,6	100,0	100,0	100,0
<b>Piesch</b>									
ttr	5,5	58,8	21,0	76,4	-234,0	12,6	81,9	-175,3	33,6
ap1	2,4	28,3	7,9	8,9	47,1	15,9	11,3	75,4	23,8
ap2	0,0	-0,9	0,0	0,0	-1,7	-0,2	0,0	-2,6	-0,3
doa	0,1	2,6	-0,1	-0,9	2,4	0,0	-0,8	5,0	0,0
alug	0,4	-0,5	0,4	0,3	-0,8	0,0	0,7	-1,3	0,4
jur	-28,6	36,1	-26,0	35,5	162,7	68,6	6,9	198,8	42,6
total	-20,2	124,3	3,1	120,2	-24,3	96,9	100,0	100,0	100,0

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das Pnads de 1996 a 2011

Tabela 3A - Decomposição da mudança nos índices de desigualdade - Mehran, Gini e Piesch - do rendimento domiciliar *per capita*, Sudeste rural, 1996-2011

	Efeito composição			Efeito concentração			Efeito total		
	1996-2004	2004-2011	1996-2011	1996-2004	2004-2011	1996-2011	1996-2004	2004-2011	1996-2011
<b>Mehran</b>									
ttr	3,7	3,0	6,0	108,1	13,2	53,1	111,7	16,2	59,1
ap1	15,0	7,0	13,7	-13,7	48,2	17,5	1,3	55,2	31,2
ap2	-0,4	0,0	-0,6	2,1	-1,4	0,4	1,6	-1,4	-0,2
doa	0,0	0,8	0,3	-0,8	-0,4	-0,5	-0,8	0,4	-0,2
alug	-0,2	1,2	0,3	0,3	-3,9	-1,9	0,1	-2,7	-1,6
jur	-33,9	-2,9	-14,8	20,1	35,1	26,6	-13,9	32,2	11,7
total	-15,9	9,1	4,8	115,9	90,9	95,2	100,0	100,0	100,0
<b>Gini</b>									
ttr	3,0	1,3	3,7	123,6	40,9	66,4	126,6	42,2	70,1
ap1	15,5	4,0	10,3	-23,3	39,3	16,4	-7,8	43,3	26,8
ap2	-1,6	0,0	-1,0	4,0	-1,2	0,7	2,5	-1,2	-0,3
doa	0,0	0,6	0,3	-0,7	-0,4	-0,4	-0,7	0,2	-0,1
alug	-0,3	1,0	0,3	0,9	-3,3	-1,8	0,6	-2,3	-1,5
jur	-46,2	-4,1	-16,7	25,1	21,9	21,8	-21,1	17,8	5,1
total	-29,6	2,7	-3,1	129,6	97,3	103,1	100,0	100,0	100,0
<b>Piesch</b>									
ttr	2,5	0,7	2,8	134,9	49,6	71,9	137,4	50,3	74,7
ap1	15,9	3,0	8,9	-30,3	36,5	16,0	-14,4	39,6	24,9
ap2	-2,4	0,0	-1,1	5,5	-1,1	0,8	3,1	-1,1	-0,3
doa	0,0	0,5	0,3	-0,7	-0,4	-0,4	-0,7	0,1	-0,1
alug	-0,4	0,9	0,3	1,3	-3,1	-1,8	0,9	-2,2	-1,5
jur	-55,2	-4,5	-17,5	28,8	17,8	19,8	-26,3	13,3	2,3
total	-39,7	0,7	-6,3	139,7	99,3	106,3	100,0	100,0	100,0

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das Pnads de 1996 a 2011

Tabela 4A - Decomposição da mudança nos índices de desigualdade - Mehran, Gini e Piesch - do rendimento domiciliar *per capita*, Sul rural, 1996-2011

	Efeito composição			Efeito concentração			Efeito total		
	1996-2004	2004-2011	1996-2011	1996-2004	2004-2011	1996-2011	1996-2004	2004-2011	1996-2011
<b>Mehran</b>									
ttr	5,4	9,8	10,0	121,2	-5,5	57,2	126,6	4,3	67,3
ap1	9,2	42,8	26,4	4,5	11,1	7,9	13,7	53,9	34,4
ap2	-0,8	-3,5	1,1	-4,9	8,5	-1,6	-5,6	5,0	-0,5
doa	-0,1	0,1	0,0	-2,3	3,1	0,3	-2,4	3,3	0,3
alug	0,0	1,6	0,2	-2,6	-1,5	-1,7	-2,6	0,0	-1,5
jur	-38,7	-6,4	-17,5	9,1	40,0	17,6	-29,6	33,5	0,0
total	-25,0	44,4	20,3	125,0	55,6	79,7	100,0	100,0	100,0
<b>Gini</b>									
ttr	3,7	7,9	8,1	126,0	-8,1	64,4	129,7	-0,2	72,6
ap1	7,3	41,8	23,1	7,2	15,9	11,6	14,5	57,6	34,7
ap2	-1,5	-5,1	0,9	-5,2	13,0	-1,2	-6,7	7,8	-0,3
doa	-0,1	0,2	0,0	-2,6	3,5	0,1	-2,7	3,8	0,1
alug	0,0	2,0	0,3	-2,4	-2,6	-2,1	-2,4	-0,6	-1,7
jur	-39,3	-9,2	-20,9	6,9	40,8	15,6	-32,4	31,6	-5,3
total	-30,0	37,5	11,6	130,0	62,5	88,4	100,0	100,0	100,0

<b>Piesch</b>									
ttr	2,9	6,7	7,2	128,2	-9,6	68,0	131,1	-2,9	75,2
ap1	6,4	41,1	21,5	8,4	18,8	13,4	14,9	59,9	34,9
ap2	-1,8	-6,1	0,8	-5,3	15,6	-1,0	-7,2	9,5	-0,3
doa	-0,1	0,3	0,0	-2,7	3,8	0,0	-2,8	4,1	0,0
alug	0,0	2,2	0,3	-2,3	-3,2	-2,2	-2,3	-1,0	-1,9
jur	-39,6	-10,9	-22,6	5,9	41,3	14,6	-33,7	30,4	-8,0
total	-32,2	33,4	7,2	132,2	66,6	92,8	100,0	100,0	100,0

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das Pnads de 1996 a 2011

Tabela 5A - Decomposição da mudança nos índices de desigualdade - Mehran, Gini e Piesch - do rendimento domiciliar *per capita*, Centro-Oeste rural, 1996-2011

	Efeito composição			Efeito concentração			Efeito total		
	1996- 2004	2004- 2011	1996- 2011	1996- 2004	2004- 2011	1996- 2011	1996- 2004	2004- 2011	1996- 2011
<b>Mehran</b>									
ttr	0,0	-6,7	-3,7	95,9	46,3	82,1	95,9	39,7	78,4
ap1	0,8	9,2	6,4	5,5	13,1	8,1	6,3	22,3	14,5
ap2	-0,1	0,2	-0,1	-0,7	-0,3	-0,5	-0,8	-0,1	-0,7
doa	-0,1	0,1	0,0	0,1	0,1	0,1	0,0	0,2	0,0
alug	0,1	0,1	-0,2	-1,0	0,1	-0,6	-0,9	0,1	-0,8
jur	-5,0	1,5	0,4	4,6	35,3	9,4	-0,4	36,8	9,8
total	-4,4	4,4	2,7	104,4	94,7	98,6	100,0	99,0	101,3
<b>Gini</b>									
ttr	-0,1	-0,1	0,2	94,1	67,1	85,8	94,0	67,0	86,0
ap1	0,5	1,4	1,0	6,2	10,5	8,2	6,6	11,9	9,2
ap2	-0,2	0,3	-0,1	-0,7	0,0	-0,5	-0,9	0,3	-0,6
doa	0,0	0,1	0,0	0,1	0,1	0,1	0,0	0,2	0,1
alug	0,0	0,4	-0,1	-0,6	0,9	-0,1	-0,5	1,3	-0,2
jur	-3,6	-0,2	-1,3	4,3	19,4	6,8	0,7	19,2	5,5
total	-3,4	1,9	-0,3	103,4	98,1	100,3	100,0	100,0	100,0
<b>Piesch</b>									
ttr	-0,1	-0,3	0,1	93,4	74,2	87,2	93,3	74,0	87,2
ap1	0,3	0,7	0,7	6,5	9,6	8,3	6,8	10,3	8,9
ap2	-0,2	0,3	-0,1	-0,7	0,1	-0,5	-0,9	0,4	-0,6
doa	0,0	0,1	0,0	0,1	0,2	0,1	0,1	0,2	0,1
alug	0,0	0,3	-0,1	-0,4	1,2	0,1	-0,3	1,4	0,0
jur	-3,0	-0,4	-1,5	4,1	14,0	5,8	1,1	13,7	4,4
total	-3,0	0,7	-1,0	103,0	99,3	101,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das Pnads de 1996 a 2011