



IJSN - Instituto Jones dos Santos Neves

2011

26

TEXTO PARA DISCUSSÃO

**Desigualdade de renda  
no Espírito Santo:  
uma análise de decomposição**

GOVERNO DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO  
SECRETARIA DE ESTADO DE ECONOMIA E PLANEJAMENTO – SEP  
INSTITUTO JONES DOS SANTOS NEVES – IJSN

**TEXTO PARA  
DISCUSSÃO** | **26**

# **Desigualdade de renda no Espírito Santo: uma análise de decomposição**

Tatiana Kolodin Ferrari  
Coordenação de Economia do Setor Público e do Bem-Estar

Magnus William de Castro  
Coordenador de Economia do Setor Público e do Bem-Estar

Instituto Jones dos Santos Neves

Desigualdade de renda no Espírito Santo: uma análise de decomposição. Vitória, ES, 2011.

24p. il. tab. (Texto para discussão, 26)

ISBN: 978-85-62509-74-2

1.Desigualdade de Renda. 2.Índice de Gini. 3.Indicadores Sócioeconômicos. 4.Espírito Santo(Estado). I.Ferrari, Tatiana Kolodin. II.Castro, Magnus William de. III.Título. IV.Série.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto Jones dos Santos Neves ou da Secretaria de Estado de Economia e Planejamento do Governo do Estado do Espírito Santo.

# Sumário

1. Introdução .....	03
2. Revisão de Literatura .....	04
3. Metodologia .....	08
3.1. Base de Dados .....	08
3.2. Decomposição da Renda .....	09
4. Resultados .....	12
5. Conclusão .....	17
6. Referências Bibliográficas .....	18
7. Apêndice .....	20



# Introdução

Questões relativas à equidade sempre estiveram na linha de frente dos debates políticos e acadêmicos. Um estado de equidade é um componente essencial para o desenvolvimento humano, sendo ideal que todas as pessoas tivessem acesso às oportunidades. Neste contexto, o problema da desigualdade de renda recebe atenção especial, visto estar intimamente relacionada aos outros tipos de desigualdades e problemas sociais, além de ser também mais facilmente mensurável.

Os principais estudos sobre este tema no Brasil se iniciam na década de 70, com a constatação do crescimento da desigualdade de renda ao longo dos anos 60. Entre as principais causas foram apontadas a heterogeneidade educacional e questões relativas as políticas econômicas da época. As abordagens da década de 90 introduziram outros aspectos sociais relevantes, através de variáveis de segmentação e discriminação do mercado de trabalho.

Recentemente, a queda da desigualdade verificada a partir de 2001, tem estimulado o debate acerca da distribuição de renda, com diversos estudos investigando as causas dessa queda. Uma série de artigos busca explicar as causas deste fenômeno através da técnica de decomposição do índice de Gini. Esta técnica permite identificar o peso das diferentes parcelas de rendimento pessoal que contribuem para a variação da desigualdade de renda.

Adotando-se essa metodologia de decomposição do índice de Gini, o presente trabalho procura verificar a contribuição das parcelas de rendimento que formam a renda domiciliar per capita que mais influenciaram na distribuição de renda no estado do Espírito Santo. Conhecer as características da distribuição de renda é de extrema importância, a fim de identificar as origens da desigualdade e com isso, servir de subsídio para políticas que visem uma melhor equidade social.

O trabalho está dividido em 5 seções. A primeira constitui-se por essa introdução. Na segunda seção faz-se uma breve revisão de literatura acerca da desigualdade de renda. Na terceira parte discute-se os dados e a metodologia de decomposição do índice de Gini. Na quarta seção são discutidos os resultados para o Espírito Santo. Por fim, na quinta seção apresenta-se a conclusão.

## 2 - REVISÃO DE LITERATURA

Os principais estudos sobre a desigualdade de renda no Brasil tem início na década de 70, quando, através dos dados dos primeiros Censos Demográficos, constatou-se um acentuado aumento da concentração de renda durante a década de 60. Duas vertentes buscaram explicar as causas deste fenômeno. De um lado, alguns estudiosos como Fislow (1972), Hoffmann e Duarte (1972) atribuíram o aumento da desigualdade à política econômica do governo militar. Por outro lado, utilizando-se do modelo de Kuznets e da Teoria do Capital Humano (TCH), autores como Langoni (1973) atribuíram o aumento da desigualdade ao forte crescimento da economia e o impacto sobre a remuneração relativa do trabalho mais qualificado. As discussões entre essas duas vertentes teóricas ficou conhecido como a “Controvérsia de 70”.

Segundo Fislow (1972) é um erro encarar o aumento da desigualdade de renda como uma consequência do rápido crescimento econômico, não tendo inconsistência entre uma melhor equidade e aumento do PIB. O problema está em como os ganhos do crescimento econômico são distribuídos entre a população.

As políticas governamentais dos anos 60, que restringiram severamente os salários nominais e aplicaram a “inflação corretiva”, fizeram o salário mínimo real declinar 20% entre 1964 e 1970. Não obstante, a renda per capita cresceu consideravelmente mais rápido no mesmo período, com avanço de 22%, ocasionando uma realocação da renda em favor dos mais favorecidos (FISLOW, 1972, p.400). Em vista disso, Fislow apontou o governo como o principal responsável pelo aumento da desigualdade.

No entanto, mostra que os resultados da política econômica não foram totalmente intencionais. Uma vez que, durante o regime militar, a negociação salarial entre trabalhadores e patrões foi proibida, os reajustes salariais ocorriam conforme fórmula de cálculo do governo, concedidos com base na inflação prevista pelo governo. Entretanto, as previsões subestimaram a inflação efetiva, causando perda da participação relativa dos trabalhadores na renda total.

Por outro lado, Langoni (1973) atribuiu o aumento da desigualdade de renda da década de 60 à rápida expansão da economia devido a dois mecanismos: o efeito Kuznets e a defasagem da qualificação da força de trabalho. Através do efeito Kuznets, o autor assume a hipótese de que a

relação entre crescimento econômico e distribuição de renda assumiria o formato de U-invertido. Assim, a concentração de renda aumentaria nas fases iniciais do desenvolvimento econômico e se reduziria a partir de um determinado ponto, no momento em que a economia passasse a ter setores com maior produtividade e assim, um nível de renda per capita mais elevado (GANDRA, 2004, p. 3). No segundo mecanismo, Langoni utilizou-se da TCH para supor que as diferenças nos salários reais dependeriam do nível de educação. Com o crescimento econômico aumentou a demanda por mão-de-obra qualificada, no entanto, a oferta desta mão-de-obra no país era inelástica no curto prazo, gerando assim um aumento na remuneração deste. Desta forma, concluiu que o aumento da concentração de renda derivava predominantemente da incapacidade do sistema educacional brasileiro de produzir trabalhadores qualificados na mesma proporção demandada pela industrialização.

De acordo com Cacciamali (2002), sob essa ótica, o aumento da concentração de renda seria apenas um fenômeno passageiro, típico de uma economia em processo de reestruturação produtiva e desenvolvimento.

Nos anos 80 a discussão sobre as causas distributivas sai de pauta do debate econômico e retorna nos anos 90, tendo como referência os trabalhos realizados por Ricardo Paes de Barros e co-autores. Uma vez que as pesquisas giraram em torno de um grande modelo estrutural, esse período foi denominado de “Pensamento hegemônico dos anos 90”.

Os estudos, apesar de rejeitarem o efeito Kuznets, se aproximam da linha proposta por Langoni (1973), colocando os fatores educacionais como principal justificativa para a má distribuição de renda. Não obstante, ampliam e complementam o modelo langoniano, ao inserir variáveis de segmentação e discriminação do mercado de trabalho.

Em Barros e Mendonça (1995) foram analisados três tipos de segmentação: 1) segmentação por ramo de atividade, que explicaria 15% da desigualdade salarial brasileira; 2) segmentação entre trabalho formal e informal, que seria responsável por apenas 1% da desigualdade salarial brasileira, apesar de ter diferenças significativas de salários; e 3) segmentação regional, segundo o qual o grau

<sup>1</sup>“A discriminação salarial ocorre quando trabalhadores igualmente produtivos, alocados em postos de trabalho de mesma produtividade, recebem salários distintos. A discriminação alocativa surge quando trabalhadores igualmente produtivos têm chances diferentes de ocupar postos de trabalho de alta produtividade” (BARROS e MENDONÇA, 1995, p. 33).



de desigualdade seria reduzido entre 2% e 5% caso fosse eliminada. Os autores analisaram também, questões relacionadas à discriminação no mercado de trabalho, podendo a discriminação ser de dois tipos: salarial e alocativa<sup>1</sup>. Como resultado, encontraram que a discriminação por cor representaria 2% da desigualdade salarial, enquanto que a discriminação por gênero seria de 5%. Por fim, analisaram três características individuais dos trabalhadores que podem influenciar na produtividade: 1) estimaram que a experiência no mercado de trabalho contribuiria com 5% para a desigualdade salarial; 2) já a experiência na empresa explicaria 10% da desigualdade; e 3) analisando a escolaridade dos trabalhadores, mostram que esta tem a maior capacidade explicativa para as diferenças salariais, contribuindo de 35% a 50%. Assim, a sensibilidade dos salários à educação foi o principal fator a elevar a desigualdade no Brasil.

Com base nestes resultados, Ferreira (2000) constrói um modelo teórico a fim de explicar a dinâmica da desigualdade educacional brasileira. O modelo apresenta a existência de três tipos de desigualdades que se reforçam:

“uma grande desigualdade educacional gera um alto nível de desigualdade de renda (...). Esta desigualdade de renda ou riqueza, por sua vez, pode implicar numa distribuição desigual de poder político, na medida em que a riqueza gera influência sobre o sistema político. E a desigualdade de poder político reproduz a desigualdade educacional, já que os detentores do poder não utilizam o sistema público de educação, e não tem interesse na sua qualidade, dependendo apenas de escolas particulares. Os mais pobres, por sua vez, não tem meios próprios (nem acesso a crédito) para freqüentar as boas escolas particulares, nem tampouco poder político para afetar as decisões fiscais e orçamentárias que poderiam melhorar a qualidade das escolas públicas” (FERREIRA, 2000, p.25).

Com esse modelo, Ferreira (2000) mostra que as duas visões da chamada “Controvérsia de 70” não são mutuamente exclusivas. No entanto, tanto a discussão de 70, como o consenso dos anos 90 limitaram o problema da desigualdade de renda à análise do mercado de trabalho, não analisando a renda pessoal como um todo.

A partir de 2001 observa-se uma redução expressiva e contínua da concentração de renda no Brasil. Tal fato tem estimulado o debate acerca da distribuição de renda, com diversos estudos buscando investigar as causas dessa queda. Os estudos recentes, além de considerar as variáveis das discussões dos anos 70 e 90, incorporam ao debate outras variáveis que visam analisar a renda

pessoal como um todo. A inclusão destas variáveis, como a renda provinda de aposentadorias e pensões e os gastos públicos com transferência de renda, tem ampliado as conexões causais acerca da concentração de renda.

Em 2006, o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) lançou uma nota técnica que discute a queda da distribuição de renda no Brasil entre 2001 a 2004. Neste trabalho foram analisados cinco determinantes: a) características demográficas das famílias; b) transferências de renda; c) remuneração de ativos; d) acesso a trabalho, desemprego e participação no mercado de trabalho; e e) distribuição dos rendimentos do trabalho. A redução nas disparidades da renda do trabalho e as transferências governamentais foram apontadas como as principais causas na redução da desigualdade.

Uma série de artigos tem estudado a questão da queda da desigualdade de renda através da técnica de decomposição do índice de Gini, que permite analisar a contribuição das diferentes rendas pessoais para desigualdade de renda.

Soares (2006) utilizando esta metodologia investiga duas explicações possíveis para a queda da desigualdade, primeiro seria devido às políticas sociais do Estado, em particular aos programas de transferência de renda, a segunda explicação, seria devido a mudanças no mercado de trabalho (SOARES, pg. 15). Através da análise do impacto de quatro parcelas de renda<sup>2</sup> sobre a distribuição no período de 1995 a 2004, conclui que “apesar de os programas de transferência de renda, principalmente o Bolsa Família, terem contribuído fortemente para a redução da desigualdade, foi a desconcentração dos rendimentos do trabalho a responsável por três quartos ( $\frac{3}{4}$ ) da queda no coeficiente de Gini” (SOARES, pg. 26).

Resultado semelhante foi encontrado por Cacciamali e Camilo (2009). Ao verificarem a importância dos diferentes tipos de renda para a diminuição do grau de desigualdade da renda domiciliar per capita, encontraram que a renda do trabalho, com participação de 74% em 2004, foi o principal determinante da diminuição da desigualdade. Apontam a transferência pública como um instrumento complementar ao comportamento do mercado de trabalho.

<sup>2</sup> Soares (2006) agrega os diversos tipos de renda nas seguintes categorias: a) renda do trabalho; b) renda de juros, dividendos e Bolsa Família; c) renda de pensões e aposentadorias; d) outras rendas, que incluem aluguéis, doações e abono permanência.

Ferreira (2003) e Hoffman (2003) analisam a participação das aposentadorias e pensões para a desigualdade da distribuição da renda no Brasil. Os dois autores mostram que a razão de concentração das aposentadorias e pensões ficou um pouco acima do índice de Gini, indicando que esta parcela contribuiu para elevar a desigualdade da distribuição de renda. Ao analisar esta parcela por estratos de renda, Ferreira (2003) mostra que as aposentadorias e pensões são distribuídas de forma desigual, sendo que os 10% mais ricos ficam com 47,2% do total dos rendimentos.

Esta técnica de decomposição do índice de Gini apresenta certa limitação ao não explicar as causas e as origens das mudanças das rendas na concentração de renda. No entanto, é de suma importância medir o peso que cada fonte de renda tem nas mudanças ocorridas, podendo assim identificar a origem dos impactos sobre a desigualdade e através disso, poder direcionar políticas públicas para combatê-las.

### 3 - METODOLOGIA

#### 3.1 - Base de Dados

A fonte de dados utilizada é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) para os anos de 2001 a 2009. Realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a pesquisa tem âmbito nacional e investiga diversas características socioeconômicas da sociedade.

A variável utilizada nos cálculos foi a renda domiciliar, que é obtida por meio da soma dos rendimentos de todas as pessoas residentes nas unidades familiares, excluindo-se desse cálculo as pessoas cuja condição no domicílio é classificada como pensionista, empregado doméstico ou parente do empregado doméstico. Além disso, os domicílios com rendimentos não declarados foram excluídos da análise. A renda domiciliar foi subdividida em sete componentes: trabalho principal, outros trabalhos, aposentadorias e pensões oficiais, outro tipo de aposentadorias e pensões<sup>3</sup>, aluguéis, doações e juros e outros rendimentos.

Os cálculos foram elaborados ponderando-se cada observação pelo seu respectivo peso. Tal procedimento é realizado, pois o IBGE considera em seu procedimento metodológico que cada pessoa da amostra representa um determinado número de pessoas da população. A Tabela 1 apresenta um resumo do número de pessoas consideradas e o seu respectivo peso na população, assim como o número de domicílios e seu número correspondente na população do estado do Espírito Santo.

**Tabela 1 – Número de pessoas e domicílios na amostra e na população, Espírito Santo, 2001 a 2009**

Ano	Número de pessoas da amostra <sup>1</sup>	Número total de pessoas na população <sup>1</sup>	Número de domicílios na amostra <sup>2</sup>	Número de domicílios na população <sup>2</sup>
2001	6.801	3.086.177	1.907	865.344
2002	6.899	3.188.324	1.960	905.803
2003	6.747	3.167.389	1.962	921.053
2004	7.019	3.240.158	2.058	950.035
2005	7.205	3.308.565	2.134	979.962
2006	7.358	3.324.297	2.245	1.014.285
2007	7.001	3.330.780	2.140	1.018.097
2008	7.212	3.438.446	2.233	1.064.608
2009	7.340	3.443.050	2.305	1.081.216

Fonte: PNAD de 2001 a 2009.

<sup>1</sup> Foram excluídas as pessoas cuja condição no domicílio é classificada como pensionista, empregado doméstico ou parente do empregado doméstico.

<sup>2</sup> Excluídos domicílios com rendimentos não declarados

<sup>3</sup> Referente as aposentadorias e pensões não oficiais, isto é, provindas de previdência complementar privada.

### 3.2 - Decomposição da renda

Para determinar a contribuição que cada componente da renda tem sobre a desigualdade utilizou-se a decomposição do índice de Gini conforme parcelas do rendimento. A técnica de decomposição do coeficiente de Gini utilizada neste estudo é baseada nos trabalhos de Pyatt (1976), Pyatt, Chen e Fei (1980) e Hoffmann (2007 e 2009). Essa metodologia permite medir as contribuições de cada fonte de renda de acordo com o coeficiente de Gini e dessa forma, analisar a importância de cada parcela da renda na desigualdade total.

O ponto inicial é assumir que há  $n$  pessoas recebendo uma renda domiciliar *per capita*  $Y_i$ , com  $i=1,2,\dots,n$ .

As pessoas terão uma posição de ordem de acordo com  $Y_i$ ,

$$(1) Y_1 \leq Y_2 \leq \dots \leq Y_n$$

Onde, a posição das pessoas será denominada  $r(y_i)$ , sendo  $r(y_i) = 1$  para a pessoa com o  $Y_i$  menor e  $r(y_i) = n$  para a pessoa com a maior  $Y_i$ .

O coeficiente de Gini para a distribuição da renda total pode ser definido como:

$$(2) G(Y) = \frac{(2 \text{ cov}[Y_i, r(y_i)])}{n\mu}$$

Onde,  $\text{cov}(Y_i, r(y_i))$  representa a covariância entre a renda domiciliar *per capita* e o seu *rank* médio e  $\mu$  representa a renda média de todas as pessoas.

Admite-se também que a renda  $Y_i$  pode ser decomposta em  $k$  fontes de rendimentos, assim:

$$(3) Y_i = \sum_{k=1}^k X_k = x_1 + x_2 + \dots + x_n$$

Substituindo (3) em (2), obtém-se o coeficiente de Gini da fonte  $k$ , dado por:

$$(4) G(x_k) = \frac{2 \text{ cov}[x_k, r(x_k)]}{n\mu_k} = \sum_{k=1}^m S_k C_k$$

Onde,  $S_k = \frac{\mu_k}{\mu}$ , representando a participação da fonte k da renda, na renda domiciliar per capita. E  $C_k$  representa a razão de concentração de cada fonte  $x_k$ , definida como:

$$(5) \quad C_k = \frac{2}{n\mu_k} \text{cov}[x_k, r(y)]$$

Sendo assim, o índice de Gini nada mais é que uma média ponderada das razões de concentração. Segundo Hoffman (2009) como  $S_k > 0$ , o sinal de  $G - C_k$  é que determina se a parcela contribui para reduzir ou aumentar o valor do índice de Gini. Dessa forma, se  $C_k < G$ , o sinal é positivo e, portanto, a parcela é progressiva, isto é, contribui para diminuir a desigualdade.

Ao contrário, se  $C_k > G$ , o sinal é negativo e diz-se que a parcela é regressiva, e estaria contribuindo para aumentar a desigualdade.

Existe uma interessante relação entre a razão de concentração de  $x_k$  em relação à  $y$  e o índice de Gini de  $x_k$  que resulta na razão de correlação de ordem.

$$(6) \quad \frac{C(x_k|y)}{C(x_k)} = \frac{\text{cov}[x_k, r(y)]}{\text{cov}[x_k, r(x_k)]} = R(y, x_k)$$

A razão de correlação está definida no intervalo [-1, 1]. Sendo que o valor um (1) significa que as pessoas têm o mesmo ordenamento com respeito à parcela de renda  $K$  e com respeito à renda domiciliar per capita, isto é,  $R(y) = r(x_k)$ .

Dessa forma, podemos ver que o índice de Gini de  $Y$  está associado com os índices de Gini de cada componente e pode ser escrito alternativamente como:

$$(7) \quad G(Y) = \sum_{k=1}^m \left( \frac{\text{cov}[x_k, r(y)]}{\text{cov}[x_k, r(x_k)]} \right) \left( \frac{2}{n\mu_k} \text{cov}[x_k, r(x_k)] \right) \left( \frac{\mu_k}{\mu} \right)$$

De forma resumida,

$$(8) \quad G(Y) = \sum_{k=1}^m S_k R_k G(x_k)$$

Isto é, o índice de Gini da renda domiciliar per capita vai ser igual ao somatório da razão de correlação de ordem entre a fonte k e a renda ( $R_k$ ), do somatório do índice de Gini relativo à fonte k ( $G(x_k)$ ) e o somatório de  $S_k$ , que representa a participação da fonte k na renda domiciliar *per capita*.

De acordo com Hoffmann (2009) a mudança no valor do índice de Gini entre períodos pode ser associada às mudanças na participação da parcela ( $S_k$ ) e na razão de concentração ( $C_k$ ) de cada parcela. A mudança no índice de Gini ( $\Delta G$ ) é denominada efeito-composição quando a mudança é associada a  $S_k$  e denominada efeito-concentração quando a mudança é associada a  $C_k$ .

Dessa forma, considerando-se dois anos distintos, temos que a variação no índice de Gini é:

$$(9) \Delta G = G_2 - G_1 = \sum_{k=1}^m (S_{2k} C_{2k} - S_{1k} C_{1k})$$

Ao somar, subtrair e fatorar por  $S_{1k} C_{2k}$  ou alternativamente por  $S_{2k} C_{1k}$  obtêm-se:

$$(10) \Delta G = \sum_{k=1}^m (C_{2k} \Delta S_k + S_{1k} \Delta C_k)$$

ou:

$$(11) \Delta G = \sum_{k=1}^m (C_{1k} \Delta S_k + S_{2k} \Delta C_k)$$

A média aritmética dessas duas equações resulta na variação do Gini como função das médias e das variações da participação de cada parcela e das suas razões de concentração:

$$(12) \Delta G = \sum_{k=1}^m (C_k^* \Delta S_k + S_k^* \Delta C_k)$$

De acordo com Rocha et al.(2009), como  $\sum S_{1k} = \sum S_{2k} = 1$  e portanto,

$$(13) \sum_{k=1}^m G^* \Delta S_k = G^* \sum_{k=1}^m (S_{2k} - S_{1k}) = 0$$

Pode-se subtrair do primeiro termo da equação 12, a expressão 13 com a equação de variação do Gini permanecendo válida e obtendo-se assim:

$$(14) \Delta G = \sum_{k=1}^m [(C_k^* - G^*) \Delta S_k + S_k^* \Delta C_k]$$

Nesta equação é identificado os efeitos associados a mudança na participação e a mudança na concentração. Sendo o efeito-composição da k-ésima parcela igual a:

$$(15) (C_k^* - G^*) \Delta S_k$$

E o efeito-concentração da k-ésima parcela igual a:

$$(16) S_k^* \Delta C_k$$

#### 4 - RESULTADOS

A Tabela 2 mostra a participação percentual de sete parcelas do rendimento na formação do Gini global, sendo estes rendimentos referentes ao: trabalho principal, outro trabalho, aposentadoria e pensões oficiais, outras aposentadorias e pensões, aluguéis, doação e juros e outros rendimentos. A maior participação sobre o total dos rendimentos é dada pelo trabalho principal, que apresentou pequenas oscilações e manteve-se acima de 71% em quase todo o período analisado. A maior participação é verificada no ano de 2008 (72,69%) mesmo ano em que o Espírito Santo registrou a sua menor taxa de desemprego (5,67%). O rendimento de outros trabalhos também apresentou participação considerável no estado, oscilando entre 3,46% a 4,99%, sendo as maiores participações na renda total apresentadas em 2001, 2002 e 2009.

As aposentadorias e pensões oficiais assumiram a segunda maior participação de contribuição nos rendimentos totais. O maior percentual de participação foi apresentado no ano de 2008 (19,89%). Já em 2009, a participação na renda total foi de 18,51%, declínio de 1,38 pontos percentuais em relação a 2008. Verifica-se que em 2009, 27,7% dos domicílios capixabas tinham algum rendimento de aposentadorias ou pensões oficiais. A renda domiciliar per capita nestes domicílios apresentou média de R\$ 972,67, ficando acima da renda domiciliar per capita média do estado de R\$ 634,45. Não obstante, os domicílios em que não havia nenhuma pessoa recebendo aposentadoria ou pensão oficial apresentaram renda per capita média de R\$ 588,91.

**Tabela 2 – Participação de cada parcela na renda total de 2001 a 2009 – Espírito Santo**

Parcela	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Trabalho principal	72,26	71,78	71,90	72,74	68,59	72,08	71,91	72,69	70,93
Outro trabalho	4,99	4,98	3,60	4,06	4,41	3,56	4,06	3,46	4,98
Aposent. e pensões oficiais	18,95	17,13	18,63	18,34	18,36	18,16	19,72	19,89	18,51
Outras aposent. e pensões	0,89	2,24	2,51	1,29	1,55	1,64	1,36	1,01	1,54
Aluguéis	1,88	2,24	1,64	1,64	2,47	1,97	1,37	1,27	2,31
Doações	0,49	0,65	0,53	0,70	1,17	0,43	0,15	0,44	0,27
Juros e outros rendimentos	0,54	0,98	1,18	1,20	3,45	2,16	1,32	1,24	1,45
<b>TOTAL</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>

Fonte: PNAD - IBGE

Elaboração: Economia do Setor Público e do Bem-estar



Por outro lado, as outras aposentadorias e pensões tiveram uma pequena participação sobre a renda total, em média de 1,5% ao ano. Sendo que, em 2009, estas aposentadorias e pensões não oficiais apresentam rendimento em apenas 7,08% dos domicílios do Espírito Santo.

Em 2009, os aluguéis corresponderam a quarta maior participação sobre a renda total (2,31%), tendo participação média anual de 1,9%. A menor participação foi observada pela parcela de doações, representando em 2009 apenas 0,27% sobre a renda total.

Cabe ainda analisar a parcela juros e outros rendimentos, nesta parcela estão incluídos programas governamentais de transferência de renda, como o Bolsa família, o Benefício de Prestação Continuada (BPC), entre outros. Alguns estudos apontam um crescimento continuado dessa parcela a partir de 2004 devido à unificação dos vários programas de transferência de renda em um programa único, denominado Bolsa Família e a ampliação deste nos anos subseqüentes<sup>4</sup>. No Espírito Santo observa-se um aumento desta parcela nos anos de 2005 (3,4%) e 2006 (2,2%). No entanto, nos anos subseqüentes, a participação desta parcela declina, apresentando em 2009 uma participação de 1,45%.

A Tabela 3 mostra as razões de concentração relativas ao índice de Gini e o índice de Gini total para cada ano. Os dados mostram a redução da desigualdade de renda ocorrida no Espírito Santo nos últimos anos, com o coeficiente de Gini apresentando queda de 10,5% de 2001 a 2009. Na série, dois anos interrompem a tendência de queda, o ano de 2005 (0,555), com aumento de 1,4% em relação a 2004 e o ano de 2009 (0,547), com aumento de 1,7% em relação a 2008. O menor grau de desigualdade é verificado em 2008 (0,518).

Durante todo o período de 2001 a 2009, a razão de concentração da parcela do trabalho principal sempre esteve abaixo do valor do índice de Gini, o que mostra que esta parcela é progressiva e contribui para a desconcentração da renda. Por outro lado, a razão de concentração de outros trabalhos assume valor superior ao coeficiente de Gini em todo o período, mostrando ser uma parcela regressiva.

A parcela de aposentadorias e pensões oficiais apresenta, com exceção de 2002, um caráter

<sup>4</sup> Ver Ney, M. G., Hoffman, R. A recente queda da desigualdade de renda no Brasil: uma análise de dados da PNAD, do censo demográfico e das contas nacionais. *Econômica*, Rio de Janeiro, v. 10, n. 1, junho 2008, p. 7-39.

regressivo, fazendo com que a sua participação no índice de Gini (20,7%) seja maior que sua participação sobre a renda total (18,5%) em 2009. Já as aposentadorias e pensões não oficiais a partir de 2006 passaram a contribuir para a desconcentração da renda no Espírito Santo.

**Tabela 3 – Razão de concentração ( $C_k$ ) de cada parcela na renda total de 2001 a 2009 – Espírito Santo.**

Parcela	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Trabalho principal	0,558	0,553	0,529	0,529	0,504	0,507	0,503	0,499	0,497
Outro trabalho	0,839	0,810	0,736	0,746	0,791	0,734	0,737	0,732	0,772
Aposent. e pensões oficiais	0,651	0,559	0,577	0,593	0,620	0,593	0,572	0,579	0,591
Outras aposent. e pensões	0,336	0,726	0,715	0,541	0,630	0,507	0,493	0,401	0,465
Aluguéis	0,770	0,817	0,749	0,739	0,759	0,794	0,680	0,700	0,790
Doações	0,293	0,526	0,529	0,606	0,628	0,445	0,460	0,723	0,439
Juros e outros rendimentos	0,353	0,604	0,522	-0,025	0,712	0,321	-0,045	-0,080	0,028
Gini Total	0,589	0,577	0,553	0,547	0,555	0,532	0,521	0,518	0,528

Fonte: PNAD - IBGE

Elaboração: Economia do Setor Público e do Bem-estar

Com relação à parcela de juros e outros rendimentos, esta apresenta um comportamento interessante ao longo da série, apresentando-se em 2002 e 2005 como uma parcela regressiva e em outros anos esta se apresenta bem inferior ao índice de Gini e até mesmo negativa. Conforme explicado anteriormente, nesta parcela além dos juros e outros rendimentos também estão incluídos os programas governamentais de transferência de renda. Os baixos valores da razão de concentração encontrado nos anos de 2001, 2004, 2006, 2007, 2008 e 2009 são explicados principalmente pelas rendas mais progressivas como os programas governamentais, enquanto que os expressivos valores da razão de concentração em 2002 e 2005 são puxados pelo aumento dos rendimentos regressivos como juros. Os altos valores de concentração dessa parcela acompanham as altas verificadas na Taxa Selic. Em 2002 e em 2003, por exemplo, a Selic teve média anual de 19,10% e 23,29%, respectivamente. A partir de meados de 2003 a taxa de juros começou a cair, atingindo média de 16,24% em 2004. Em 2005 observa-se um novo crescimento na Taxa Selic, fechando o ano em 19,13%. Já nos anos subsequentes a Selic apresenta tendência de queda, alcançando patamar médio de 10,02% em 2009 (ver Apêndice 1).

Por outro lado, no ano de 2008, observou-se a menor razão de concentração (-0,080), indicando que esta parcela contribui fortemente para a queda da desigualdade de renda, neste ano, também é verificado um dos melhores graus de focalização do programa Bolsa Família (ver Apêndice 2).

Após analisar a participação e a concentração das parcelas de renda, procurar-se-á identificar as contribuições que cada parcela de renda teve para as mudanças ocorridas no índice de Gini. Para tal foram escolhidos dois períodos, um período mais longo de 2001 a 2009, onde se observa uma redução na desigualdade de renda do estado; e um período mais curto, de 2008 a 2009, no intuito de identificar as contribuições para o aumento do índice de Gini. Dessa forma, na Tabela 4 são apresentados o efeito-composição, o efeito-concentração e a contribuição de cada parcela para a variação do índice de Gini, em 2001 a 2009 e em 2008 a 2009.

Durante o período de 2001 a 2009 observou-se uma variação do índice de Gini de -0,062. A maior parte dessa redução foi devida ao trabalho principal (70,1%), sendo que o efeito-concentração causou uma extraordinária redução no Gini (70,8%) compensando a diminuição da participação desta parcela na renda total.

Apesar de ser uma parcela regressiva, as aposentadorias e pensões oficiais apresentam a segunda maior contribuição (18,6%) para a queda do índice de Gini. A diminuição de sua participação na renda total (de 19% em 2001 para 18,5% em 2009) fez com que esta parcela ajudasse a reduzir o índice de Gini em 0,4% pelo efeito-composição. Já a desconcentração ocorrida (de 0,651 em 2001

**Tabela 4 – Decomposição do índice de Gini no Espírito Santo nos períodos 2001-2009 e 2008-2009 – Efeito composição, Efeito concentração e Efeito total**

Parcelas da RDPC	Período 2001 - 2009 $\Delta G = - 0,062$			Período 2008 - 2009 $\Delta G = 0,010$		
	Efeito - composição	Efeito - concentração	Efeito total % de $\Delta G$	Efeito- composição	Efeito- concentração	Efeito total % de $\Delta G$
trabalho principal	-0,7	70,8	70,1	4,6	-11,0	-6,4
outro trabalho	0,0	5,4	5,4	36,3	17,6	53,9
aposent. e pensões oficiais	0,4	18,2	18,6	-9,0	24,2	15,2
outras aposent. e pensões	1,7	-2,5	-0,9	-5,0	8,5	3,6
aluguéis	-1,5	-0,7	-2,2	24,1	16,8	40,9
doações	-0,7	-0,9	-1,6	-1,0	-10,5	-11,5
juros e outros rendimentos	5,4	5,2	10,7	-11,4	15,3	3,8
<b>Total</b>	<b>5</b>	<b>95</b>	<b>100</b>	<b>39</b>	<b>61</b>	<b>100</b>

Fonte: PNAD - IBGE

Elaboração: Economia do Setor Público e do Bem-estar

para 0,591 em 2009), contribuiu com 18,2% na redução da desigualdade.

Conforme aponta Hoffman (2009, p. 11), é *“importante não confundir a natureza progressiva ou regressiva de uma parcela da renda com o sinal de sua contribuição para a mudança no valor do índice de Gini em determinado período. Tanto parcelas regressivas como parcelas progressivas podem sofrer alterações que contribuem para aumentar ou para reduzir a desigualdade.”*

Outra parcela que merece atenção é a de juros e outros rendimentos. Além de se tratar de uma parcela bastante progressiva, observou-se que por meio do efeito-composição, muito provavelmente ocasionado pela expansão dos programas governamentais de transferência de renda, houve uma contribuição para a redução do índice de Gini de 5,4%. Já pelo efeito-concentração a contribuição foi de 5,2%, totalizando uma contribuição total de 10,7%.

Com relação à variação no período 2008 e 2009, em que se observou um aumento no índice de Gini ( $G = 0,528 - 0,518 = 0,010$ ), temos apenas duas parcelas contribuindo para diminuir a concentração de renda no estado, são elas: trabalho principal e doações. Dentre as outras parcelas que contribuíram para o aumento no índice de Gini destaca-se a renda advinda de outros trabalhos. Sendo esta uma parcela regressiva, o aumento da sua participação sobre a renda total, ocasionou uma contribuição de 36,3% pelo efeito-composição. Por outro lado, o aumento desta renda ocorre para pessoas que já tem uma renda do trabalho principal, isto corrobora para aumentar a concentração de renda, assim, pelo efeito-concentração tivemos uma contribuição para o aumento de 17,6%. Com isso, totalizou-se uma contribuição total de 53,9% para o aumento no índice de Gini.

Outra renda com grande contribuição para o aumento do Gini em 2009 com relação a 2008, foi a parcela de aluguéis. Esta apresentou um efeito-composição de 24,1% e um efeito-concentração de 16,8%, totalizando uma contribuição de 40,9% para o aumento da desigualdade de renda no Espírito Santo.

## 5 - CONCLUSÃO

Nos últimos anos, tem se observado uma acentuada queda da desigualdade de renda. No estado do Espírito Santo, em particular, o coeficiente de Gini apresentou diminuição de 10,5% de 2001 a 2009, atingindo seu menor grau de desigualdade em 2008 (0,519).

No intuito de avaliar e compreender esse processo, o presente estudo procurou verificar a importância de diferentes fontes de renda para as mudanças ocorridas na distribuição da renda domiciliar per capita. Para tal, foi utilizado a metodologia de decomposição do índice de Gini, que diferentemente das metodologias dos anos 70 e 90, em que a desigualdade de renda era analisada apenas no âmbito do mercado de trabalho, incorpora ao debate outras variáveis que visam analisar as diferentes fontes de renda pessoal no processo de distribuição de renda.

Os resultados mostram que a renda do trabalho se constituiu no principal determinante para a redução da desigualdade ocorrida no estado. Com a maior participação sobre o total de rendimentos e uma parcela de caráter progressivo, o trabalho principal contribuiu com 70,1% da queda ocorrida no índice de Gini durante o período de 2001 a 2009. Com relação ao período de 2008 a 2009, em que o estado apresentou um aumento na sua concentração de renda, a renda do trabalho principal junto com a renda de doações, foram as únicas a não contribuir para este aumento.

Com relação ao período de 2001 a 2009, pode-se argumentar que: 1) as mudanças ocorridas nas parcelas de aposentadorias e pensões oficiais contribuíram com 18,6% para a diminuição da desigualdade; 2) a expansão dos programas de transferência de renda impactou na parcela de juros e outros rendimentos e foram importantes para a queda da desigualdade ocorrida no Espírito Santo. Em contraposição ao movimento de desconcentração da renda, o ano de 2009 apresentou um aumento no índice de Gini com relação ao ano de 2008. As maiores contribuições para este aumento foram dadas pelas parcelas: outro trabalho (53,9%) e aluguéis (40,9%).

Os resultados alcançados neste estudo vão ao encontro dos resultados presentes na literatura nacional, identificando a renda do trabalho principal como o fator mais importante para a queda da desigualdade. Além disso, mostram os instrumentos de transferência pública como complementares ao comportamento do mercado de trabalho e apontam a necessidade de redução na desigualdade de distribuição dos rendimentos de aposentadorias e pensões oficiais.

## 6 - REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA

BARROS, R. P. de, MENDONÇA, R. Os determinantes da desigualdade no Brasil. Rio de Janeiro: IPEA, 1995. (Texto para Discussão, n.377)

CACCIAMALI, Maria Cristina; CAMILLO, Vladimir S. Redução da Desigualdade da distribuição de renda em ter 2001 e 2004 nas macro-regiões brasileiras. Tendência ou fenômeno transitório? Economia e Sociedade, Campinas, v.18, n.2 (36), 2009, p.287 – 315.

CASTRO NETO, A. A. A recente queda da desigualdade de renda na Bahia: uma decomposição do coeficiente de Gini para o período 2001-2006. V Encontro de economia baiana. Set.2009.

FERREIRA, C. R. Participação das aposentadorias e pensões na desigualdade da distribuição da renda no Brasil no período de 1981 a 2001. Piracicaba: ESALQ, 2003. (Tese de doutorado)

FISHLOW, A. Brazilian Size Distribution of Income. American Economic Review, v.62, n.2, p. 391-402, 1972.

GANDRA, R. M. O debate sobre a distribuição de renda no Brasil: da controvérsia dos anos 70 ao pensamento hegemônico dos anos 90. Niterói: UFF, 2002. (Dissertação de mestrado)

HOFFMAN, Rodolfo. Desigualdade da distribuição da renda no Brasil: a contribuição de aposentadorias e pensões e de outras parcelas do rendimento domiciliar per capita. Economia e Sociedade, v. 18, n.1, Campinas, 2009.

\_\_\_\_\_. Estatística para economistas. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 4. ed, 2006.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. Rio de Janeiro, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008 e 2009.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil. Brasília: IPEA, ago.2006. (Nota técnica)

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. American Economic Review, v.45, n. 1, 1955.

LANGONI, C. G. Distribuição de renda e desenvolvimento econômico do Brasil. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973.

NEY, M. G., HOFFMAN, R. A recente queda da desigualdade de renda no Brasil: uma análise de dados da PNAD, do censo demográfico e das contas nacionais. Econômica, Rio de Janeiro, v.10, n.1, p.7-39, junho-2008.

PYATT, G., CHEN, C., FEI, J. The distribution of income by factor components. The Quarterly Journal of Economics, v.95, n.3, p.451-473, nov.1980.

PYATT, G. On the Interpretation and Disaggregation of Gini Coefficients. The Economic Journal, v.86, n.342, p.243-255, jun.1976.

ROCHA, H., et all. A contribuição das parcelas do rendimento mensal domiciliar para a distribuição de renda no meio rural do estado do Ceará. Fortaleza: IPECE, 2009.

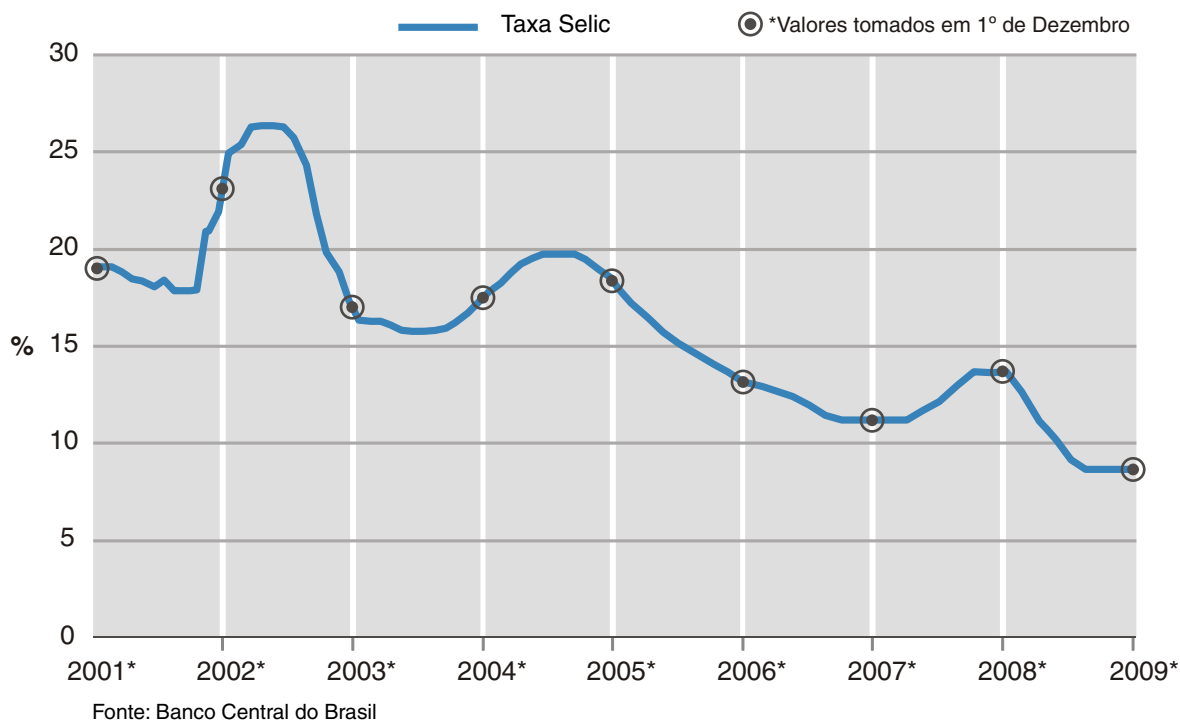
SILVA, J. L. M., LOPES, T. S. Efeitos da Previdência Social sobre a desigualdade e a pobreza rural no Nordeste: Uma análise da decomposição do Índice de Gini. Revista Econômica do Nordeste, v.40, n.01, jan-mar 2009.

SOARES, S. S. D., Distribuição de renda no Brasil de 1976 a 2004 com ênfase no período entre 2001 e 2004. Brasília: IPEA, fev. 2006. (Texto para discussão n. 1166)

SOUZA, S. C. I., FERREIRA, C. R. Os rendimentos das aposentadorias e pensões e a concentração de renda: o caso do Paraná – 1992 a 2003. Revista de Economia, UFPR, v.33, n.1, p.55-82, jan-jun.2007.

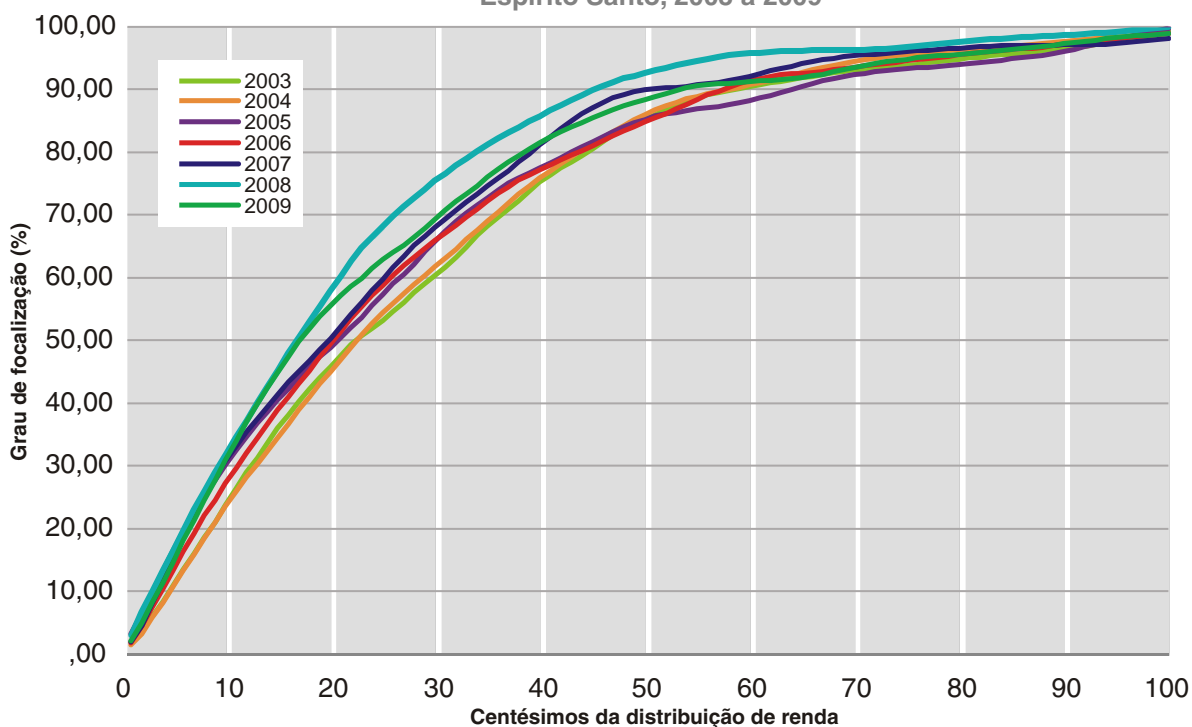
**Apêndice 1**

**Gráfico 1 - Evolução da Taxa Selic, 2001 a 2009**



**Apêndice 2**

**Gráfico 1 - Evolução do grau de focalização acumulado do Programa Bolsa Família: Espírito Santo, 2003 a 2009**





**TD-26**

**IJSN - Instituto Jones dos Santos Neves**

---

**Bibliotecária**  
Andreza Ferreira Tovar

**Editoração e capa**  
Eugênio Geaquinto Herkenhoff

---

Av. Marechal Mascarenhas de Moraes, 2.524  
Jesus de Nazareth - Vitória - ES  
CEP 29052-015  
Tel.: (27) 3636-8050



[www.ijsn.es.gov.br](http://www.ijsn.es.gov.br)



**GOVERNO DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO**  
*Secretaria de Economia e Planejamento*

[www.es.gov.br](http://www.es.gov.br)