

# Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004

Rodolfo Hoffmann\*

**Resumo** – Utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNADs), mostra-se, inicialmente, como as variações na renda domiciliar *per capita* no Brasil, entre 1997 e 2004, foram muito mais favoráveis para os pobres. Em seguida é apresentada a metodologia de decomposição das variações dos índices de Gini, Mehran e Piesch, quando a renda é separada em parcelas. Essa metodologia é utilizada para analisar a redução na desigualdade da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no Brasil e em cinco regiões, entre 1997 e 2004, avaliando a importância que tiveram os programas de transferência de renda, como o Bolsa-Família. Também é avaliada a importância dessas transferências para a redução da pobreza no país entre 2002 e 2004. Para o índice de Gini, estima-se que os programas de transferência de renda tenham contribuído com 28% da redução na desigualdade observada no país de 1998 a 2004. Essa porcentagem sobe para quase 66% quando se considera apenas a região Nordeste. Essa porcentagem é maior no período 2002-2004: 31% no Brasil e 87% no Nordeste.

**Palavras-chave** – Desigualdade. Distribuição de renda. Decomposição do índice de Gini.

**JEL** – D31

---

\* Professor do IE-UNICAMP, com apoio do CNPq. E-mail: rhoffman@esalq.usp.br . O texto foi aperfeiçoado graças às críticas e sugestões de Rodrigo Octávio Orair, de Marlon Gomes Ney e do parecerista anônimo da revista.

## Introdução

Em *Econômica* 7(2) foi publicada uma nota de minha autoria intitulada “As transferências não são a causa principal da redução da desigualdade”. A metodologia utilizada foi a decomposição dos índices de Gini, Mehran e Piesch conforme parcelas do rendimento domiciliar *per capita* e a análise das mudanças nos componentes dessas medidas de desigualdade de 2002 a 2004. A decomposição das medidas de desigualdade está correta, mas a análise das mudanças dos seus componentes no tempo não foi feita da maneira mais apropriada.

Neste texto iremos descrever o procedimento mais apropriado e utilizá-lo para analisar um período maior, de 1997 a 2004. Verifica-se que embora a importância dos programas de transferência de renda para a redução da desigualdade seja maior do que indicado pelos resultados apresentados naquela nota, continua válido que não são a principal causa da redução da desigualdade de renda no Brasil. Verifica-se, entretanto, que no Nordeste as transferências de renda são o principal determinante da redução da desigualdade da distribuição do rendimento domiciliar *per capita*, entre 1998 e 2004 ou entre 2002 e 2004.

Tendo em vista as enormes diferenças no país, serão apresentados resultados mostrando como a importância das transferências para a redução da desigualdade varia conforme cinco regiões brasileiras.

Além disso, será avaliado o efeito das transferências sobre algumas medidas de pobreza, mostrando que nesse caso a importância relativa desse efeito é maior do que na redução da desigualdade.

Preliminarmente, na próxima seção, mostra-se como as variações na renda *per capita* no período 1997-2004 foram mais benéficas para os pobres.

### 1. As curvas de crescimento para pobres no Brasil entre 1997 e 2004

Para avaliar como o crescimento econômico (ou a ausência de crescimento) afetou os relativamente pobres, vamos utilizar a “curva de crescimento para pobres” proposta por SON (2004). Sejam  $y_{1h}$  e  $y_{2h}$  as rendas médias dos  $h\%$  mais pobres nos dois anos que estamos compa-

rando. Para  $h = 40$ , por exemplo, teríamos as rendas médias, nos dois anos comparados, dos 40% mais pobres em cada ano. Note-se que, para  $h = 100$ ,  $y_{1h}$  e  $y_{2h}$  são as rendas médias de toda a população em cada ano.

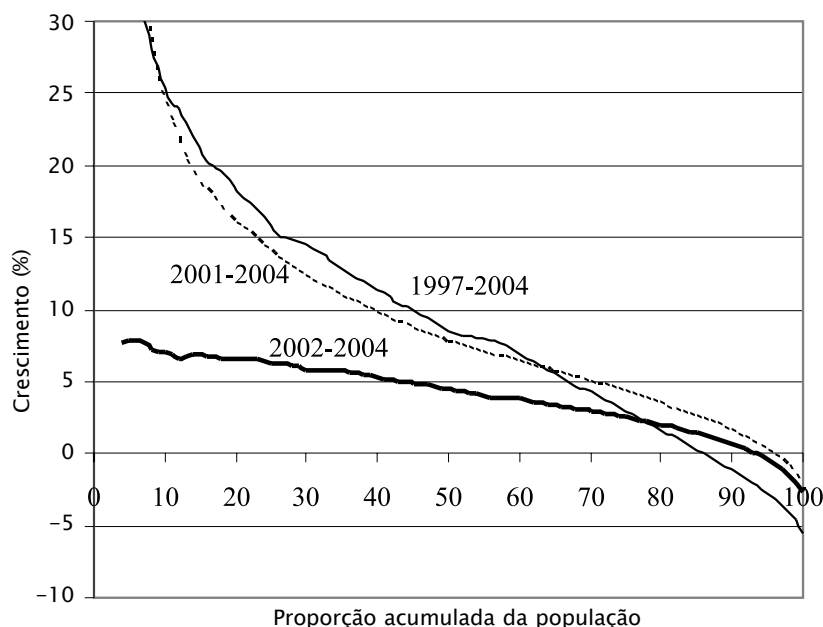
O crescimento percentual da renda média dos  $h\%$  mais pobres no período analisado é

$$r_h = \left( \frac{y_{2h}}{y_{1h}} - 1 \right) 100$$

Cabe lembrar que  $r_{100}$  é o crescimento da renda média de toda a população no período considerado. O gráfico mostrando como  $r_h$  varia em função de  $h$  é a “curva de crescimento para pobres” de Son.

Para construir as curvas apresentadas na Figura 1, os rendimentos de 1997, 2001 e 2002 foram expressos em reais de setembro de 2004<sup>1</sup>. Para permitir a comparação, na PNAD de 2004 foram excluídas as observações referentes à área rural da antiga região Norte, onde não foram coletados dados nas PNADs anteriores.

A Figura 1 mostra as curvas de crescimento para pobres nos períodos 1997-2004, 2001-2004 e 2002-2004, considerando a distribuição do rendimento domiciliar *per capita*<sup>2</sup> no Brasil (exclusive área rural da antiga região Norte). As três curvas são decrescentes, mostrando que nesses três períodos as variações na renda foram muito mais favoráveis para os pobres (ou relativamente pobres). Como a ordenada do último ponto das curvas é sempre negativa, verifica-se que nos três períodos ocorreu decréscimo na renda média: -5,5% de 1997 a 2004, -2,5% de 2001 a 2004 e -2,7% de 2002 a 2004. Apesar disso, quando consideramos a renda média dos 40% mais pobres em cada ano, verifica-se que ela cresce 11,4% de 1997 a 2004, cresce 9,8% de 2001 a 2004 e cresce 5,3% de 2002 a 2004.



**Figura 1 - Curvas de crescimento para pobres nos períodos 1997-2004, 2001-2004 e 2002-2004. Brasil, rendimento domiciliar *per capita***

Se a ordenada da curva de crescimento para pobres para  $h < 100$  é maior do que a ordenada do ponto final (com  $h = 100$ ), podemos concluir que ocorreu redução da desigualdade no período analisado. A Figura 1 mostra que nos três períodos considerados houve redução na desigualdade da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no Brasil<sup>3</sup>. É essa redução na desigualdade que será mais cuidadosamente analisada nas seções 3, 4 e 5, usando a metodologia apresentada na próxima seção.

## 2. O procedimento de decomposição das medidas de desigualdade

Será apresentado, pormenorizadamente, o procedimento de decomposição das mudanças no índice de Gini ( $G$ ). O procedimento é perfeitamente análogo no caso dos índices de Mehran ( $M$ ) e de Piesch ( $P$ ). Cabe lembrar que o índice de Mehran é relativamente mais sensível

a modificações na cauda esquerda da distribuição (rendas baixas) e o índice de Piesch é relativamente mais sensível a modificações na cauda direita da distribuição (rendas altas) (ver, por exemplo, HOFFMANN, 2004).

Seja  $x_i$  o rendimento domiciliar *per capita* da  $i$ -ésima pessoa, com  $i = 1, \dots, n$ . Esses rendimentos estão ordenados de maneira que  $x_1 < x_2 < \dots < x_n$ . Vamos admitir que a renda  $x_i$  é composta por  $k$  parcelas:

$$x_i = \sum_{h=1}^k x_{hi} \quad (1)$$

Com as rendas assim ordenadas, a curva de Lorenz mostra como a proporção acumulada da renda varia em função da proporção acumulada da população. Sendo  $\beta$  a área entre a curva de Lorenz e o eixo das abscissas, sabemos que o índice de Gini é

$$G = 1 - 2\beta \quad (2)$$

Verifica-se que  $0 \leq G < 1$ .

Mantida a ordenação das rendas  $x_i$ , a curva de concentração da parcela  $x_{hi}$  mostra como a proporção acumulada dos  $x_{hi}$  varia em função da proporção acumulada da população. Sendo  $\beta_h$  a área entre essa curva e o eixo das abscissas, a razão de concentração da parcela  $x_{hi}$  é

$$C_h = 1 - 2\beta_h \quad (3)$$

Verifica-se que  $-1 < C_h < 1$ .

Se  $\varphi_h$  é a participação da  $h$ -ésima parcela na renda total, pode-se demonstrar que

$$G = \sum_{h=1}^k \varphi_h C_h \quad (4)$$

Dessa maneira o índice de Gini da distribuição da renda pode ser dividido em  $k$  componentes, correspondentes às  $k$  parcelas do rendimento domiciliar *per capita*.

Vamos considerar, agora, que o mesmo tipo de decomposição do índice de Gini seja feito em dois anos distintos, indicados pelos índices 1 e 2:

$$G_1 = \sum_{h=1}^k \varphi_{1h} C_{1h} \quad (5)$$

$$G_2 = \sum_{h=1}^k \varphi_{2h} C_{2h} \quad (6)$$

Então a variação no índice de Gini entre esses dois anos é

$$\Delta G = G_2 - G_1 = \sum_{h=1}^k (\varphi_{2h} C_{2h} - \varphi_{1h} C_{1h}) \quad (7)$$

Somando e subtraindo  $\varphi_{1h} C_{2h}$  e fatorando, obtemos

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k (C_{2h} \Delta \varphi_h + \varphi_{1h} \Delta C_h), \quad (8)$$

com  $\Delta \varphi_h = \varphi_{2h} - \varphi_{1h}$  e  $\Delta C_h = C_{2h} - C_{1h}$ .

Alternativamente, somando e subtraindo  $\varphi_{2h} C_{1h}$  dentro da expressão entre parênteses em (7), e fatorando, obtemos

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k (C_{1h} \Delta \varphi_h + \varphi_{2h} \Delta C_h) \quad (9)$$

As expressões (8) e (9) são duas maneiras possíveis de decompor  $\Delta G$ . Para evitar a questão de escolher arbitrariamente uma delas, é razoável utilizar a média aritmética das duas:

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k (C_h^* \Delta \varphi_h + \varphi_h^* \Delta C_h) \quad (10)$$

com

$$C_h^* = \frac{1}{2} (C_{1h} + C_{2h}) \quad (11)$$

e

$$\varphi_h^* = \frac{1}{2}(\varphi_{1h} + \varphi_{2h}) \quad (12)$$

A média dos índices de Gini nos dois anos considerados é

$$G^* = \frac{1}{2}(G_1 + G_2) \quad (13)$$

Verifica-se que

$$\sum_{h=1}^k G^* \Delta\varphi_h = G^* \sum_{h=1}^k (\varphi_{2h} - \varphi_{1h}) = 0 \quad (14)$$

Então a expressão (10) permanece válida se subtrairmos a expressão (14) do segundo membro, obtendo

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k \left[ (C_h^* - G^*) \Delta\varphi_h + \varphi_h^* \Delta C_h \right] \quad (15)$$

Matematicamente, tanto (10) como (15) são válidas. Mas, quando analisamos o significado econômico dos seus termos, verifica-se que (15) é a expressão correta, como assinala SOARES (2006). Na expressão (10), o aumento na participação de uma parcela do rendimento ( $\Delta\varphi_h > 0$ ) só contribui para reduzir o índice de Gini se a respectiva razão de concentração ( $C_h^*$ ) for negativa. Na expressão (15), o aumento na participação de uma parcela do rendimento ( $\Delta\varphi_h > 0$ ) contribui para reduzir o índice de Gini se a respectiva razão de concentração for menor do que o índice de Gini ( $C_h^* < G^*$ ). De acordo com a expressão (15), o aumento da participação de uma parcela ( $\Delta\varphi_h > 0$ ) contribui para aumentar ou diminuir o índice de Gini, conforme a razão de concentração dessa parcela seja maior ou menor do que o índice de Gini, respectivamente.

Adotando a expressão (15) como a decomposição da mudança no índice de Gini, a contribuição total da  $h$ -ésima parcela do rendimento para essa mudança é

$$(\Delta G)_h = (C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h + \varphi_h^*\Delta C_h \quad (16)$$

e a respectiva contribuição percentual é

$$s_h = \frac{100}{\Delta G} [(C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h + \varphi_h^*\Delta C_h] \quad (17)$$

Na nota mencionada, considerei, indevidamente, que a contribuição de uma parcela para a mudança do índice de Gini pudesse ser calculada como  $\varphi_{2h}C_{2h} - \varphi_{1h}C_{1h}$  o que corresponde a utilizar a expressão (10).

Nas expressões (16) e (17) podemos distinguir um efeito associado à mudança na composição do rendimento, que denominaremos efeito-composição, e um efeito associado à mudança nas razões de concentração, o efeito-concentração (conforme SOARES, 2006). O efeito-composição da  $h$ -ésima parcela é

$$(C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h \quad (18)$$

ou, como percentagem da mudança no índice de Gini,

$$s_{\varphi h} = \frac{100}{\Delta G} (C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h \quad (19)$$

O efeito-composição total é

$$\sum_{h=1}^k (C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h \quad (20)$$

O efeito-concentração da  $h$ -ésima parcela é

$$\varphi_h^*\Delta C_h \quad (21)$$



ou, como porcentagem da mudança no índice de Gini,

$$s_{Ch} = \frac{100}{\Delta G} \varphi_h^* \Delta C_h \quad (22)$$

O efeito-concentração total é

$$\sum_{h=1}^k \varphi_h^* \Delta C_h \quad (23)$$

### 3. Mudanças na desigualdade da distribuição da renda no Brasil de 1997 a 2004

Da mesma maneira que foi feito na nota mencionada, o rendimento domiciliar *per capita* é dividido em seis parcelas:

1. Rendimento de todos os trabalhos, incluindo salários e remuneração de trabalhadores por conta própria e empregadores (representado por TTR);
2. Aposentadorias e pensões “oficiais”, isto é, pagas pelo governo federal ou por instituto de previdência (AP1);
3. Outras aposentadorias e pensões (AP2);
4. Rendimentos de doações feitas por pessoas de outros domicílios (DOA);
5. Rendimentos de aluguel (ALU);
6. O valor registrado na última pergunta sobre rendimentos no questionário da PNAD, que inclui juros, dividendos, transferências de programas oficiais como Bolsa-Família ou renda mínima e outros rendimentos (JUR).

Na Tabela 1 estão as participações ( $\varphi_h$ ) de cada parcela na renda total. Observa-se que, de 1997 a 2004, a participação de TTR cai de 81,42% para 76,34%, a participação de AP1 cresce de 14,14% para 18,13% e a participação de JUR (que inclui transferências do governo como o Bolsa-Família) cresce de 0,61% para 1,59%.

**Tabela 1 - Participação ( $\varphi_h$ ) de cada parcela na renda total, Brasil<sup>(1)</sup>, 1997-2004**

Parcela	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004
TTR	0,8142	0,7933	0,7846	0,7794	0,7738	0,7667	0,7634
API	0,1414	0,1547	0,1657	0,1711	0,1722	0,1848	0,1813
AP2	0,0110	0,0124	0,0126	0,0143	0,0144	0,0135	0,0147
DOA	0,0057	0,0069	0,0070	0,0067	0,0076	0,0071	0,0073
ALU	0,0216	0,0240	0,0218	0,0193	0,0191	0,0174	0,0174
JUR	0,0061	0,0087	0,0083	0,0091	0,0129	0,0105	0,0159
Total	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000

(1) Exclui a área rural da antiga região Norte.

A Tabela 2 mostra as razões de concentração relativas ao índice de Gini, cabendo ressaltar que na última linha está o valor do próprio índice de Gini em cada ano. Note-se a tendência decrescente da desigualdade, com o índice de Gini passando de 0,6002 em 1997 para 0,5687 em 2004.

A razão de concentração para API tem valor semelhante ao índice de Gini, verificando-se que fica um pouco abaixo do valor do índice em 1997 e 1998 e um pouco acima, a partir de 1999. Isso mostra que a distribuição das aposentadorias e pensões “oficiais” está reforçando o elevado grau de desigualdade da distribuição da renda no Brasil.

A mudança mais extraordinária apontada na Tabela 2 é, sem dúvida, a rápida redução da razão de concentração de JUR a partir de 1998.

Note-se, também, que a razão de concentração de TTR fica sempre um pouco abaixo do índice de Gini e que essas duas medidas mostram tendências decrescentes semelhantes.

**Tabela 2 - Razões de concentração ( $C_h$ ) relativas ao índice de Gini da distribuição do rendimento domiciliar *per capita*, Brasil, 1997-2004**

Parcela	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004
TTR	0,5981	0,5919	0,5848	0,5889	0,5834	0,5778	0,5668
API	0,5794	0,5953	0,6024	0,6011	0,5928	0,5938	0,5963
AP2	0,6598	0,6413	0,6118	0,6260	0,5870	0,5698	0,5678
DOA	0,3803	0,4128	0,3546	0,3951	0,4294	0,4035	0,4625
ALU	0,7960	0,8033	0,8032	0,7971	0,8030	0,8009	0,7863
JUR	0,7692	0,7638	0,6945	0,5394	0,5122	0,3386	0,1594
Total	0,6002	0,5984	0,5921	0,5938	0,5872	0,5808	0,5687

As Tabelas 3 e 4 mostram, para cada parcela da renda total, as razões de concentração relativas aos índices de Mehran e de Piesch, respectivamente. A última linha de cada tabela mostra os valores do respectivo índice em cada ano.

Nessas tabelas se confirma que:

- a) a razão de concentração de TTR é quase sempre um pouco menor do que a medida geral de desigualdade, com ambas apresentando tendência decrescente no período analisado;
- b) a partir de 1999 a razão de concentração de API permanece acima da medida geral de desigualdade correspondente;
- c) ocorre uma extraordinária redução no valor da razão de concentração de JUR a partir de 1998.

**Tabela 3 – Razões de concentração relativas ao índice de Mehran da distribuição do rendimento domiciliar *per capita*, Brasil, 1997–2004**

Parcela	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004
TTR	0,7333	0,7255	0,7185	0,7221	0,7156	0,7106	0,7003
API	0,7126	0,7306	0,7358	0,7413	0,7340	0,7389	0,7400
AP2	0,7825	0,7557	0,7373	0,7370	0,6965	0,6852	0,6787
DOA	0,4600	0,4903	0,4338	0,4801	0,5052	0,4782	0,5561
ALU	0,9063	0,9111	0,9059	0,9055	0,9104	0,9041	0,8957
JUR	0,8544	0,8192	0,7630	0,5468	0,5134	0,3242	0,1098
Total	0,7338	0,7303	0,7241	0,7259	0,7180	0,7131	0,7001

**Tabela 4 – Razões de concentração relativas ao índice de Piesch da distribuição do rendimento domiciliar *per capita*, Brasil, 1997–2004**

Parcela	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004
TTR	0,5304	0,5252	0,5179	0,5223	0,5173	0,5114	0,5000
API	0,5128	0,5277	0,5358	0,5310	0,5223	0,5213	0,5245
AP2	0,5984	0,5842	0,5490	0,5705	0,5322	0,5121	0,5123
DOA	0,3405	0,3740	0,3150	0,3526	0,3914	0,3662	0,4156
ALU	0,7408	0,7494	0,7519	0,7429	0,7493	0,7493	0,7316
JUR	0,7266	0,7362	0,6602	0,5357	0,5116	0,3459	0,1842
Total	0,5334	0,5324	0,5261	0,5277	0,5218	0,5147	0,5030

#### 4. Decomposição das mudanças na desigualdade

Vamos examinar, inicialmente, a decomposição da mudança no índice de Gini de 1997 a 2004. Nesse período, o índice de Gini da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* cai de 0,6002 para 0,5687, verificando-se que  $\Delta G = -0,0315$ . A Tabela 5 mostra a decomposição dessa variação de acordo com as expressões (17), (19) e (22), distinguindo o efeito-composição e o efeito-concentração. Verifica-se que o efeito-concentração total representa 93,8% de  $\Delta G$ . Para quase todas as parcelas o efeito-concentração tem valor absoluto maior do que o efeito-composição, sendo exceção o rendimento de aluguéis.

**Tabela 5 – Decomposição da mudança no índice de Gini da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* entre 1997 e 2004:  $\Delta G = -0,0315$**

Parcela	Efeito-composição	Efeito-concentração	Total
	% de $\Delta G$ ( $s_{\phi h}$ )	% de $\Delta G$ ( $s_{Ch}$ )	% de $\Delta G$ ( $s_h$ )
TTR	-0,3	78,4	78,1
API	-0,4	-8,7	-9,1
AP2	-0,3	3,8	3,4
DOA	0,9	-1,7	-0,8
ALU	2,8	0,6	3,4
JUR	3,7	21,3	25,1
Total	6,2	93,8	100,0

Nas Tabelas 5 e 6 estão as contribuições de cada parcela do rendimento para a variação do índice de Gini em diversos períodos. Em todos os períodos considerados houve redução do índice de Gini, e mais de 58% dessa redução está associada ao TTR (rendimento de todos os trabalhos). A segunda maior contribuição para a redução do índice de Gini é a associada a JUR, apesar da sua pequena participação na renda total (ver Tabela 1); o efeito dessa parcela é 28,0% para o período 1998-2004, 22,5% para o período 1998-2002 e 31,4% para o período 2002-2004. Se considerarmos apenas os períodos que terminam em 2004, verifica-se que o efeito de JUR representa cerca de 1/4 a 1/3 da redução do índice de Gini<sup>4</sup>.

**Tabela 6 – Efeito percentual de cada parcela do rendimento na mudança do índice de Gini da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no Brasil, e o valor dessa mudança ( $\Delta G$ ) em vários períodos**

Parcela	1998-2002	1998-2004	2001-2004	2002-2004	2003-2004
TTR	58,7	65,5	67,9	69,0	69,8
API	3,4	-1,7	2,6	-4,2	-3,2
AP2	6,1	3,2	3,3	1,5	0,3
DOA	-0,0	-1,0	-1,5	-1,5	-3,2
ALU	9,2	5,9	2,4	3,7	2,1
JUR	22,5	28,0	25,2	31,4	34,1
<b>Total</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>
$\Delta G$	-0,0112	-0,0297	-0,0251	-0,0185	-0,0121

As Tabelas 7 e 8 mostram o mesmo tipo de decomposição das mudanças da desigualdade em vários períodos, considerando os índices de Mehran e de Piesch, respectivamente.

Observa-se, nas Tabelas 6, 7 e 8, que os efeitos de TTR são sempre os mais importantes, contribuindo com 60% a 75% da redução da desigualdade nos períodos analisados que terminam em 2004.

**Tabela 7 – Efeito percentual de cada parcela do rendimento na mudança do índice de Mehran ( $M$ ) da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no Brasil, e o valor dessa mudança ( $\Delta M$ ) em vários períodos**

Parcela	1998-2002	1998-2004	2001-2004	2002-2004	2003-2004
TTR	62,4	64,7	65,1	65,7	60,4
API	-5,6	-7,0	-0,2	-7,4	-0,7
AP2	6,4	3,4	3,3	1,5	0,9
DOA	0,4	-1,3	-1,6	-2,4	-3,9
ALU	7,5	5,2	2,1	3,4	1,2
JUR	28,9	34,9	31,3	39,2	42,2
<b>Total</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>
$\Delta M$	-0,0123	-0,0302	-0,0258	-0,0179	-0,0130

A segunda colocada, no que se refere à sua contribuição para a redução da desigualdade, é sempre a parcela JUR. Comparando as Tabelas 6, 7 e 8, verifica-se que o efeito dessa parcela aumenta quando se considera, sucessivamente, o índice de Piesch, o índice de Gini e o índice de Mehran. No período 2002-2004, por exemplo, sua contribuição para a redução dessas medidas de desigualdade é de, respectivamente, 27,7%, 31,4% e 39,2%<sup>5</sup>. Tendo em vista que essas medidas de desigualdade são, nessa ordem, cada vez mais sensíveis a mudanças na cauda esquerda da distribuição de renda, esse resultado é coerente com o fato de a contribuição de JUR para a redução da desigualdade estar associada ao crescimento dos programas de transferência de renda para famílias pobres, como o Bolsa-Família.

Nas Tabelas 6, 7 e 8, os efeitos de TTR, ALU e JUR são sempre positivos, mostrando que essas parcelas contribuíram para a redução observada na desigualdade.

O sinal do efeito de AP1 muda conforme o período considerado no caso dos índices de Gini (Tabela 6) e de Piesch (Tabela 8), mas é sempre negativo no caso do índice de Mehran. Isso significa que as aposentadorias e pensões “oficiais” contribuíram para aumentar a desigualdade medida pelo índice de Mehran que, entre os três índices utilizados, é o mais sensível a modificações entre os relativamente pobres.

**Tabela 8 – Efeito percentual de cada parcela do rendimento na mudança do índice de Piesch ( $P$ ) da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no Brasil, e o valor dessa mudança ( $\Delta P$ ) em vários períodos**

Parcela	1998-2002	1998-2004	2001-2004	2002-2004	2003-2004
TTR	56,5	66,0	69,4	70,6	75,1
AP1	8,7	1,0	4,1	-2,7	-4,6
AP2	6,0	3,1	3,4	1,5	-0,1
DOA	-0,2	-0,8	-1,5	-1,1	-2,8
ALU	10,2	6,3	2,5	3,8	2,7
JUR	18,9	24,4	22,1	27,7	29,7
<b>Total</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>
$\Delta P$	-0,0107	-0,0294	-0,0247	-0,0188	-0,0117

## 5. Mudanças na desigualdade dentro das regiões do país

Nesta seção serão analisadas as mudanças no índice de Gini da distribuição do rendimento domiciliar *per capita*, de 1998 a 2004, em cinco regiões do Brasil: Nordeste, MG+ES+RJ, SP, Sul e Centro-Oeste. Excluímos o Norte porque até 2003 a PNAD não coletava dados nas áreas rurais de RO, AC, AM, RR, PA e AP. Para que as tabelas não ficassem demasiadamente extensas, optamos por considerar apenas os dados de 1998, 2002 e 2004, fazendo a decomposição das mudanças no valor do índice de Gini nos períodos 1998-2002, 1998-2004 e 2002-2004. As Tabelas 9, 11, 13, 15 e 17 mostram os valores da participação ( $\varphi_h$ ) de cada parcela no rendimento total e as respectivas razões de concentração, nas 5 regiões. As tabelas 10, 12, 14, 16 e 18 mostram, para cada região, os efeitos de cada parcela na variação do índice de Gini em cada um dos três períodos considerados.

A participação de API (aposentadorias e pensões “oficiais”) na renda total, em 2002 e 2004, supera 21% nas regiões Nordeste e MG+ES+RJ, fica abaixo de 16% em SP, não chega a 18% no Sul e fica abaixo de 12% no Centro-Oeste. Excetuando-se o caso de SP, as respectivas razões de concentração são substancialmente maiores do que os índices de Gini, mostrando que esse rendimento contribui para elevar a desigualdade da distribuição de renda dentro dessas regiões.

**Tabela 9 - Participação ( $\varphi_h$ ) de cada parcela no rendimento total e razões de concentração ( $C_h$ ) relativas ao índice de Gini, região Nordeste, em 1998, 2002 e 2004**

Parcela	Participação ( $\varphi_h$ )			Razão de concentração ( $C_h$ )		
	1998	2002	2004	1998	2002	2004
TTR	0,7612	0,7273	0,7138	0,6039	0,5923	0,5891
API	0,1918	0,2169	0,2175	0,6242	0,6268	0,6319
AP2	0,0117	0,0140	0,0143	0,6820	0,6643	0,6506
DOA	0,0130	0,0123	0,0108	0,3505	0,3521	0,4002
ALU	0,0163	0,0130	0,0102	0,8535	0,8594	0,8283
JUR	0,0060	0,0165	0,0334	0,5675	0,1270	0,0403
Total	1,0000	1,0000	1,0000	0,6093	0,5936	0,5813

**Tabela 10 - Efeito percentual de cada parcela do rendimento na mudança do índice de Gini ( $G$ ) da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no Nordeste, e o valor dessa mudança ( $\Delta G$ ) em vários períodos**

Parcela	1998-2002	1998-2004	2002-2004
TTR	54,7	39,4	19,2
AP1	-7,2	-8,6	-9,1
AP2	0,4	0,8	1,4
DOA	-1,2	-3,8	-7,1
ALU	4,7	6,5	8,8
JUR	48,6	65,7	86,9
<b>Total</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>
$\Delta G$	-0,0157	-0,0279	-0,0123

Em 2004 a participação de TTR (rendimento de todos os trabalhos) fica abaixo de 72% nas regiões Nordeste e MG+ES+RJ, é quase 80% em SP, quase 77% no Sul e supera 82% no Centro-Oeste.

**Tabela 11 - Participação ( $\varphi_h$ ) de cada parcela no rendimento total e razões de concentração ( $C_h$ ) relativas ao índice de Gini, Região Sudeste sem SP (MG+ES+RJ), em 1998, 2002 e 2004**

Parcela	Participação ( $\varphi_h$ )			Razão de concentração ( $C_h$ )		
	1998	2002	2004	1998	2002	2004
TTR	0,7569	0,7318	0,7174	0,5619	0,5418	0,5300
AP1	0,1898	0,2179	0,2264	0,6216	0,6190	0,6187
AP2	0,0169	0,0162	0,0166	0,6892	0,5631	0,5779
DOA	0,0065	0,0072	0,0089	0,5020	0,4416	0,5248
ALU	0,0205	0,0184	0,0174	0,7689	0,7806	0,7768
JUR	0,0093	0,0084	0,0133	0,7780	0,5610	0,2989
<b>Total</b>	<b>1,0000</b>	<b>1,0000</b>	<b>1,0000</b>	<b>0,5813</b>	<b>0,5628</b>	<b>0,5521</b>



**Tabela 12 – Efeito percentual de cada parcela do rendimento na mudança do índice de Gini ( $G$ ) da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* na Região MG+ES+RJ, e o valor dessa mudança ( $\Delta G$ ) em vários períodos**

Parcela	1998-2002	1998-2004	2002-2004
TTR	78,3	77,7	76,7
AP1	-4,5	-4,6	-4,1
AP2	11,5	6,4	-2,3
DOA	2,6	-0,2	-5,1
ALU	1,2	1,7	2,5
JUR	10,9	18,9	32,4
<b>Total</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>
$\Delta G$	-0,0185	-0,0292	-0,0107

Em 2004 a participação de JUR no Nordeste (3,34%) é nitidamente maior do que nas demais regiões, mostrando como essa região foi particularmente beneficiada pelos programas federais de transferência de renda. A razão de concentração de JUR cai drasticamente em todas as regiões. No Nordeste ela já era relativamente baixa (0,5675) em 1998, e se torna quase nula em 2004. Em SP, por outro lado, a razão de concentração de JUR permanece acima de 0,74 em 2002, caindo para menos de 0,40 em 2004.

**Tabela 13 – Participação ( $\varphi_h$ ) de cada parcela no rendimento total e razões de concentração ( $C_h$ ) relativas ao índice de Gini, no estado de São Paulo, em 1998, 2002 e 2004**

Parcela	Participação ( $\varphi_h$ )			Razão de concentração ( $C_h$ )		
	1998	2002	2004	1998	2002	2004
TTR	0,8133	0,8065	0,7952	0,5295	0,5467	0,5178
AP1	0,1284	0,1349	0,1594	0,5182	0,5236	0,5397
AP2	0,0117	0,0141	0,0137	0,5290	0,5331	0,4728
DOA	0,0051	0,0062	0,0048	0,4283	0,5310	0,4813
ALU	0,0316	0,0206	0,0182	0,7668	0,7525	0,7425
JUR	0,0099	0,0177	0,0086	0,7971	0,7471	0,3947
Total	1,0000	1,0000	1,0000	0,5377	0,5511	0,5236

**Tabela 14 – Efeito percentual de cada parcela do rendimento na mudança do índice de Gini ( $G$ ) da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no estado de São Paulo, e o valor dessa mudança ( $\Delta G$ ) em vários períodos**

Parcela	1998-2002	1998-2004	2002-2004
TTR	104,2	65,7	83,8
AP1	4,2	-21,6	-8,1
AP2	0,2	5,5	3,0
DOA	3,8	-2,0	0,8
ALU	-20,5	25,4	2,5
JUR	8,1	27,0	18,0
<b>Total</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>
$\Delta G$	0,0134	-0,0141	-0,0275

No Nordeste, no período 1998-2002, o efeito de TTR para a redução do índice de Gini (54,7%) ainda supera o efeito de JUR (48,6%), mas nos períodos 1998-2004 e 2002-2004 a maior parte da redução do índice de Gini está associada à parcela JUR. No período 2002-2004 quase 87% da redução do índice de Gini da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* nessa região se deve ao crescimento da participação de JUR no total e à redução da respectiva razão de concentração, o que certamente se deve ao crescimento dos programas de transferência de renda para famílias pobres.

**Tabela 15 – Participação ( $\varphi_h$ ) de cada parcela no rendimento total e razões de concentração ( $C_h$ ) relativas ao índice de Gini, Região Sul, em 1998, 2002 e 2004**

Parcela	Participação ( $\varphi_h$ )			Razão de concentração ( $C_h$ )		
	1998	2002	2004	1998	2002	2004
TTR	0,7989	0,7707	0,7692	0,5469	0,5152	0,5103
AP1	0,1533	0,1774	0,1722	0,5548	0,5544	0,5404
AP2	0,0096	0,0137	0,0151	0,5562	0,4835	0,5112
DOA	0,0061	0,0057	0,0059	0,5669	0,5048	0,5266
ALU	0,0220	0,0226	0,0215	0,7570	0,7789	0,7537
JUR	0,0100	0,0099	0,0161	0,7375	0,4352	0,4029
Total	1,0000	1,0000	1,0000	0,5549	0,5268	0,5190

**Tabela 16 – Efeito percentual de cada parcela do rendimento na mudança do índice de Gini ( $G$ ) da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* na região Sul, e o valor dessa mudança ( $\Delta G$ ) em vários períodos**

Parcela	1998-2002	1998-2004	2002-2004
TTR	87,8	79,6	48,6
AP1	-1,0	6,0	33,3
AP2	3,3	1,6	-4,7
DOA	1,3	0,7	-1,6
ALU	-2,2	0,5	10,7
JUR	10,7	11,6	13,7
<b>Total</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>
$\Delta G$	-0,0281	-0,0358	-0,0078

Na região MG+ES+RJ ocorre algo semelhante, mas com menor intensidade. O efeito de JUR, como percentagem de  $\Delta G$ , é 10,9% no período 1998-2002 e sobe para 32,4% no período 2002-2004. Mais de 3/4 das mudanças no índice de Gini estão associadas com TTR (rendimento de todos os trabalhos).

Na região Sul o efeito de JUR é bem mais reduzido, mas também cresce no período recente, passando de 10,7% no período 1998-2002 para 13,7% no período 2002-2004.

No Centro-Oeste obtivemos um efeito de JUR no período 1998-2002 (29,6%) maior do que no período 2002-2004 (25,6%). Cabe ressaltar que a variação do índice de Gini na região Centro-Oeste no período 1998-2002 foi muito pequena (menos de 1 ponto percentual) e que contribuições percentuais para um valor muito próximo de zero se tornam muito instáveis.

Verifica-se que a contribuição excepcionalmente alta de AP1 para a diminuição do índice de Gini no Centro-Oeste de 1998 a 2002 está associada às características especiais do DF, pois para o restante da região Centro-Oeste aquela contribuição é -2,1%, para  $\Delta G = -0,0082$  (com o índice de Gini diminuindo de 0,5661 em 1998 para 0,5579 em 2002). Cabe assinalar que a razão de concentração de AP1 é especialmente elevada no DF (0,6911 em 2002 e 0,7064 em 2004), contribuindo para a elevada desigualdade da distribuição da renda nesta UF, com índice de Gini igual a 0,6263 em 2002 e 0,6254 em 2004.

**Tabela 17 – Participação ( $\varphi_i$ ) de cada parcela no rendimento total e razões de concentração ( $C_i$ ) relativas ao índice de Gini, região Centro-Oeste, em 1998, 2002 e 2004**

Parcela	Participação ( $\varphi_i$ )			Razão de concentração ( $C_i$ )		
	1998	2002	2004	1998	2002	2004
TTR	0,8362	0,8299	0,8264	0,5871	0,5866	0,5680
API	0,1135	0,1198	0,1175	0,6572	0,6209	0,6210
AP2	0,0117	0,0131	0,0135	0,6136	0,5709	0,5082
DOA	0,0052	0,0066	0,0068	0,4717	0,4982	0,5082
ALU	0,0268	0,0221	0,0215	0,7454	0,7587	0,7259
JUR	0,0066	0,0085	0,0143	0,6831	0,4048	0,0658
Total	1,0000	1,0000	1,0000	0,5996	0,5922	0,5692

Ao analisar o caso de SP, é importante notar que no período 1998-2002 o índice de Gini *augmentou* (ao contrário do que aconteceu no Brasil como um todo e nas demais regiões analisadas). Assim, o efeito positivo (8,1%) de JUR nesse período significa que essa parcela contribuiu para aumentar a desigualdade. Embora a respectiva razão de concentração tenha sofrido ligeira queda no período, em 2002 ela permanecia substancialmente acima do índice de Gini, fazendo com que o aumento da participação de JUR no rendimento total (de 0,99% para 1,77%) contribuísse para o aumento da desigualdade. Já no período mais recente (2002-2004), JUR contribui para reduzir o índice de Gini em SP, graças à drástica redução na respectiva razão de concentração.

**Tabela 18 – Efeito percentual de cada parcela do rendimento na mudança do índice de Gini ( $G$ ) da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* na Região Centro-Oeste, e o valor dessa mudança ( $\Delta G$ ) em vários períodos**

Parcela	1998-2002	1998-2004	2002-2004
TTR	4,5	52,0	67,1
AP1	53,2	13,1	0,4
AP2	7,2	4,5	3,7
DOA	0,0	-0,2	-0,3
ALU	5,4	4,2	3,5
JUR	29,6	26,6	25,6
<b>Total</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>
$\Delta G$	-0,0074	-0,0304	-0,0230

## 6. Avaliando a importância das transferências de renda para a redução da pobreza

Nesta seção procura-se avaliar a importância das transferências de renda incluídas na parcela denominada JUR (juros, dividendos, Bolsa-Família etc.) para a redução das medidas de pobreza nos períodos 2003-2004 e 2002-2004. Para isso, colocamos os rendimentos de 2002, 2003 e 2004 em Reais de maio-junho de 2005, utilizando como deflator a média geométrica do INPC de dois meses consecutivos, como sugerem CORSEUIL E FOGUEL (2002). O mês de referência nas PNAD é setembro e, no caso dos assalariados, o rendimento correspondente é recebido no início de outubro, tornando apropriado deflacionar esse rendimento com base na média geométrica dos valores do INPC de setembro e outubro. Com todos os rendimentos em reais de maio-junho de 2005, consideram-se, alternativamente, duas linhas de pobreza: R\$ 150,00 ou R\$ 75,00 *per capita*. Note-se que esses valores correspondem, respectivamente, a 1/2 e 1/4 do salário mínimo vigente no país a partir de maio de 2005.

São analisadas três medidas de pobreza: a proporção de pessoas pobres ( $H$ ), o índice de pobreza de Sen e o índice de Foster, Greer e Thorbecke (FGT).

Vamos admitir que, para os domicílios pobres, a parcela JUR seja constituída apenas por rendimentos provenientes de Bolsa-Família e outros programas governamentais de auxílio. Dessa maneira, para simular o que teria ocorrido com as medidas de pobreza entre 2002 (ou 2003) e 2004 se não tivesse ocorrido o crescimento dos programas de transferência de renda, vamos reduzir o valor de JUR em 2004 de maneira que o total desse tipo de rendimento recebido pelos pobres seja igual ao do ano inicial da comparação. Essa redução no valor de JUR em 2004 é feita utilizando, para todos os domicílios, o mesmo fator de redução<sup>6</sup>. Note-se que a redução do valor de JUR para os não-pobres não afeta nenhuma das medidas de pobreza utilizadas. É claro que a maneira de simular a ausência de crescimento das transferências, com redução proporcional desse tipo de rendimento para todos os beneficiados em 2004, envolve certo grau de arbitrariedade.

Foram feitas quatro comparações, considerando dois períodos e duas linhas de pobreza. Nas tabelas 19 e 20, são apresentadas três linhas de resultados para cada uma das quatro comparações:

- a) as medidas de pobreza no ano inicial;
- b) os valores simulados para 2004, de maneira que o total de JUR recebido pelos pobres ficasse igual ao do ano inicial;
- c) as medidas de pobreza para os dados observados em 2004.

Vamos analisar a mudança na proporção de pobres ( $H$ ) entre 2003 e 2004 (Tabela 19), considerando uma linha de pobreza de R\$ 150,00. A variação observada é  $\Delta H = 0,3463 - 0,3747 = -0,0284$  e a variação devida ao crescimento das transferências é  $0,3463 - 0,3548 = -0,0085$ . Conclui-se que a porcentagem da redução da pobreza que pode ser atribuída ao crescimento das transferências é

$$\frac{-0,0085}{-0,0284} \cdot 100 = 30\%$$

Analogamente, verifica-se que 51% da redução do índice de pobreza de Sen e 62% da redução do índice FGT podem ser associados à expansão das transferências.

Ainda no período 2003-2004, mas adotando uma linha de pobreza de R\$ 75,00, verifica-se que 58% da redução de *H*, 75% da redução do índice de Sen e 86% da redução do índice FGT podem ser associados à expansão das transferências.

**Tabela 19 - Medidas de pobreza em 2003 e 2004 e valores simulados para 2004 mantendo o total de JUR recebido pelos pobres igual ao valor de 2003, Brasil**

Linha de pobreza	Ano	Natureza dos dados	Medida de pobreza			% de pobres com JUR <sup>(1)</sup>
			<i>H</i>	Sen	FGT	
R\$ 150,00	2003	Observados	0,3747	0,2261	0,1026	31,9
	2004	Simulados	0,3548	0,2141	0,0972	48,1
	2004	Observados	0,3463	0,2013	0,0882	46,8
R\$ 75,00	2003	Observados	0,1625	0,0935	0,0412	39,7
	2004	Simulados	0,1522	0,0894	0,0401	58,2
	2004	Observados	0,1382	0,0776	0,0335	54,0

(1) Percentagem de pessoas pobres que estão em domicílios nos quais o valor da JUR é positivo.

Na Tabela 20, verifica-se que todas as medidas de pobreza diminuem um pouco entre 2002 e 2004 (valores observados). Entretanto, na ausência de crescimento das transferências, os índices de Sen e de FGT teriam *crescido*, tanto para a linha de pobreza de R\$ 150,00 como para a linha de pobreza de R\$ 75,00. A proporção de pobres, que é insensível à intensidade da pobreza, teria diminuído se fosse adotada uma linha de pobreza de R\$ 150,00, mas também teria crescido se fosse adotada uma linha de pobreza de R\$ 75,00.

**Tabela 20 – Medidas de pobreza em 2002 e 2004 e valores simulados para 2004 mantendo o total de JUR recebido pelos pobres igual ao valor de 2002, Brasil**

Linha de pobreza	Ano	Natureza dos dados	Medida de pobreza			% de pobres com JUR <sup>(1)</sup>
			H	Sen	FGT	
R\$ 150,00	2002	Observados	0,3584	0,2136	0,0958	24,2
	2004	Simulados	0,3553	0,2152	0,0980	48,2
	2004	Observados	0,3463	0,2013	0,0882	46,8
R\$ 75,00	2002	Observados	0,1511	0,0850	0,0367	31,3
	2004	Simulados	0,1548	0,0916	0,0413	58,9
	2004	Observados	0,1382	0,0776	0,0334	54,0

(1) Percentagem de pessoas pobres que estão em domicílios nos quais o valor da JUR é positivo.

## 8. Conclusões

Em qualquer análise estatística baseada em dados das PNADs é necessário lembrar que se trata de informações fornecidas por pessoas dos domicílios da amostra, com todas as limitações desse tipo de dado, particularmente no caso dos rendimentos declarados. Para avaliar a importância dos programas de transferência de renda como o Bolsa-Família, foi usado o valor obtido por meio de uma pergunta sobre o valor do rendimento médio mensal na forma de juros, dividendos e outros rendimentos, incluindo aí os programas governamentais de transferência. Entretanto, tudo indica que, para os domicílios relativamente pobres, esse rendimento é constituído, essencialmente, por transferências desse tipo, como o Bolsa-Família.

Segue-se uma lista das principais conclusões deste artigo.

1) Entre 1997 e 2004 a renda média real *per capita* diminuiu 5,5%, mas a renda média dos grupos relativamente pobres aumentou. A renda média dos 40% mais pobres, por exemplo, cresce 11,4% no período.

2) O índice de Gini da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no Brasil diminuiu de 0,5984 em 1998 para 0,5687 em 2004, sendo que 28,0% dessa redução pode ser atribuída à parcela do rendimento total que inclui transferências do governo, como o Bolsa-Família (mas também



inclui juros e dividendos). A maior parte da redução do índice de Gini no período (65,5%) está associada ao rendimento de todos os trabalhos.

3) No período 2002-2004 a variação no índice de Gini é  $\Delta G = -0,0185$ , verificando-se que 69,0% dessa redução está associada ao rendimento de todos os trabalhos e 31,4% pode ser atribuída ao crescimento das rendas de transferências.

4) Os resultados são sensíveis à escolha da medida de desigualdade. Se for utilizado o índice de Mehran que, em comparação com o índice de Gini, é mais sensível a modificações na cauda esquerda da distribuição de renda, verifica-se que 39,2% da redução da desigualdade no período 2002-2004 pode ser atribuída a mudanças na variável que inclui o Bolsa-Família.

5) As aposentadorias e pensões pagas pelo governo federal ou por instituto de previdência constituem um “freio” para a redução da desigualdade, pois a respectiva razão de concentração permanece elevada e torna-se maior do que a medida geral de desigualdade a partir de 1999.

6) Os efeitos das transferências governamentais são mais importantes no Nordeste, onde a participação da variável que inclui esse tipo de rendimento na renda total declarada chega a 3,3% em 2004. Nessa região o efeito dessa variável na redução do índice de Gini chega a 65,7% no período 1998-2004 (quando  $\Delta G = -0,0279$ ) e alcança 86,9% no período 2002-2004 (quando  $\Delta G = -0,0123$ ).

7) As transferências foram fundamentais para reduzir a pobreza no período 2002-2004. Quando se considera uma linha de pobreza baixa (R\$ 75,00 *per capita*, em moeda de maio-junho de 2005) e uma medida de pobreza bastante sensível à intensidade da pobreza (insuficiência de renda), como o índice FGT, 86% da redução da pobreza no biênio estão associados à parcela do rendimento que inclui o Bolsa-Família. No período 2003-2004 ocorreu pequena redução da pobreza no país, verificando-se que haveria crescimento da pobreza se não houvesse ocorrido a expansão das transferências do governo.

## Notas

- <sup>1</sup> O deflator utilizado é a média geométrica do INPC em setembro e outubro, levando a multiplicar os rendimentos de 1997, 2001 e 2002 por 1,712152, 1,359182 e 1,236500, respectivamente.
- <sup>2</sup> Rendimento domiciliar dividido pelo número de pessoas do domicílio, excluindo pensionistas, empregados domésticos e parentes de empregado doméstico.
- <sup>3</sup> Cabe assinalar que anteriormente já havíamos constatado uma tendência de redução na desigualdade da distribuição do rendimento das pessoas economicamente ativas (ver HOFFMANN, 2002).
- <sup>4</sup> Nota-se que os resultados obtidos aqui são compatíveis com os obtidos por SOARES (2006). Cabe ressaltar que a decomposição da renda em parcelas é diferente e que até a definição do rendimento domiciliar *per capita* é um pouco distinta. Aqui foram desconsideradas as pessoas cuja condição no domicílio fosse de empregado doméstico ou parente de empregado doméstico, ao passo que SOARES formou domicílios separados com empregados domésticos e seus parentes. A avaliação da importância das transferências de renda para a redução recente da desigualdade da distribuição de renda no Brasil é compatível, também, com os resultados obtidos por BARROS, CARVALHO, FRANCO E MENDONÇA (2006), que utilizaram uma metodologia diferente.
- <sup>5</sup> Note-se que a contribuição de JUR, que aqui é avaliada em 31,4% da redução no índice de Gini no período 2002-2004, é substancialmente maior do que foi indicado na nota em *Econômica* v.7 n. 2.
- <sup>6</sup> Na comparação 2002-2004 com linha de pobreza  $z = R\$ 150$  os valores de JUR em 2004 foram multiplicados por 0,34761; no mesmo período, com  $z = R\$ 75$  o fator foi 0,30069. Para o período 2003-2004 o fator foi 0,39479 para  $z = R\$ 150$  e 0,38083 para  $z = R\$ 75$ .

## Income transfers and the reduction of inequality and poverty in Brazil and 5 regions, from 1997 to 2004

**Abstract** — First, using data from an annual national survey (PNAD), this paper shows that the changes in *per capita* household income in Brazil, from 1997 to 2004, were relatively far more favorable to the poor. Next, the paper presents the methodology of decomposition of the changes in the Gini, Mehran and Piesch indices, when the income is divided into components. This methodology is used to analyze the reduction of income inequality in Brazil and 5 regions of the country, between 1997 and 2004, evaluating the importance of the government's income transfers programs. The importance of these income transfers for the reduction of poverty between 2002 and 2004 is also evaluated. It is estimated that the government's income transfer programs account for 28% of the reduction

of income inequality in Brazil between 1998 and 2004. This percentage rises to almost 66% when only the Northeast region is considered. This percentage is higher in the 2002-2004 period: 31% for Brazil and 87% for the Northeast region.

**Key words** – Inequality. Income distribution. Gini index decomposition.

## Referências bibliográficas

BARROS, R.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. *Econômica*, revista da Pós-Graduação em Economia da UFF, v. 8, n1, p. 173-202, jun. 2006.

CORSEUIL, C.H.; FOGUEL, M.N. *Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE*. Rio de Janeiro: IPEA, jul. 2002. (Texto para Discussão, n. 897).

HOFFMANN, R. A distribuição da renda no Brasil no período 1992-2001. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 11, n. 2(19), p. 213-235, jul.-dez. 2002.

HOFFMANN, R. 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*, Rio de Janeiro, v. 24, n. 1, p. 149-171, maio 2004.

HOFFMANN, R. As transferências não são a causa principal da redução da desigualdade. *Econômica*, Rio de Janeiro, v. 7, n. 2, p. 335-341, dez. 2005.

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).

SON, H.H. A note on pro-poor growth. *Economic Letters*, v. 82, n.3, p. 307-314, Mar. 2004.

*Apresentado para publicação em maio de 2005.*

*Aprovado para publicação em junho de 2006.*