

# Polarização da distribuição de renda no Brasil

Rodolfo Hoffmann\*

**Resumo:** Considerando tanto a distribuição do rendimento do trabalho por pessoa ocupada como a distribuição do rendimento domiciliar per capita no Brasil, de 1987 a 2005, mostra-se que há uma tendência de redução da bipolarização. Verifica-se que a medida de polarização de Esteban e Ray (1994) calculada para os mesmos dados, usando grande número de estratos, capta, essencialmente, a formação de picos na distribuição, associados à tendência de as pessoas declararem valores redondos para seu rendimento e ao fato de o salário mínimo ser ou não um número redondo, em dezenas ou centenas de unidades monetárias.

**Palavras-chave:** polarização, distribuição de renda, desigualdade.

**JEL:** D31, D39, D63.

## 1. Introdução

Figueirêdo et al. (2007) afirmam, com base nas PNADs de 1987 a 2003, que ocorreu substancial aumento da polarização na distribuição da renda no Brasil, associando esse resultado com o “fenômeno de desaparecimento da classe média” (p. 8). Verifica-se que a “polarização” captada pelos autores é, essencialmente, um problema estatístico associado à tendência de as pessoas declararem o valor do rendimento em números redondos, combinado com o fato de o salário mínimo ser um valor mais ou menos redondo. Verifica-se, também, que medidas de bipolarização mostram tendência de diminuir no período, havendo forte correlação entre essas medidas e o índice de Gini.

---

\* Professor do Instituto de Economia da Unicamp, com apoio do CNPq. Esse artigo foi submetido para publicação na Revista Brasileira de Economia em julho de 2007 e em março de 2008 o autor foi informado de um parecer desfavorável, indicando que o trabalho deveria ser “extremamente resumido” e re-submetido. Em seguida foi submetido para publicação em *Econômica*. O autor agradece as sugestões de dois pareceristas desta revista.

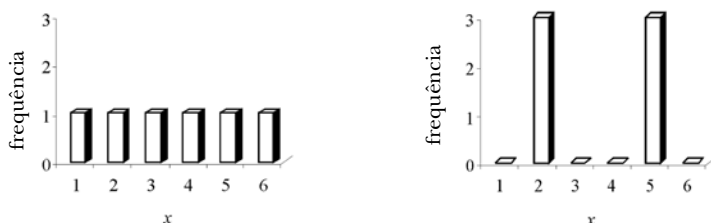
Professor da Universidade Estadual de Campinas; Cidade Universitária Zeferino Vaz - Instituto de Economia, Barão Geraldo, 13083-857 - Campinas, SP - Brasil - Caixa-Postal: 6135; rhoffman@esalq.usp.br.

## 2. Medidas de polarização

Wolfson (1994) mostra que a “polarização” (entendida como contraste entre relativamente ricos e relativamente pobres) pode variar em sentido contrário à desigualdade.

A Figura 1 mostra uma versão “caricatural” da ilustração usada por Wolfson. Temos uma população de 6 pessoas, cujas rendas são  $x_1=1$ ,  $x_2=2$ ,  $x_3=3$ ,  $x_4=4$ ,  $x_5=5$  e  $x_6=6$ . A média e a mediana da distribuição são iguais a 3,5. São feitas duas transferências progressivas de renda: uma transferência de \$1 da 3ª para a 1ª pessoa e uma transferência de \$1 da 6ª para a 4ª pessoa. Então as novas rendas são  $x_1=x_2=x_3=2$  e  $x_4=x_5=x_6=5$ . Como foram feitas apenas transferências progressivas, de acordo com o princípio de Pigou-Dalton, a desigualdade da distribuição final é menor do que a desigualdade da distribuição inicial. Ao mesmo tempo, já não há mais pessoas com rendas próximas da média ou da mediana, indicando que aumentou a polarização da distribuição.

**Figura 1. Distribuição da renda entre 6 pessoas;**  
(a) inicial e (b) após as duas transferências.



Considerando um ponto de determinada curva de Lorenz, denomina-se discrepância ( $D$ ) a diferença entre as ordenadas da linha de perfeita igualdade e da curva de Lorenz. Alternativamente, podemos definir a discrepância ( $D$ ) como a diferença entre os valores da abscissa e da ordenada da curva de Lorenz. Vamos indicar por  $D_{50}$  a discrepância no ponto de abscissa 0,5, ou seja, na mediana da distribuição. Sabe-se que a discrepância máxima ( $D_M$ ) é aquela correspondente à média da distribuição, onde a tangente à curva de Lorenz é paralela à linha de perfeita igualdade.

Sendo  $G$  o índice de Gini,  $\mu$  a renda média e  $m$  a renda mediana, a medida de polarização de Wolfson é

$$P_w = 2(2D_{50} - G) \frac{\mu}{m} \quad (1)$$

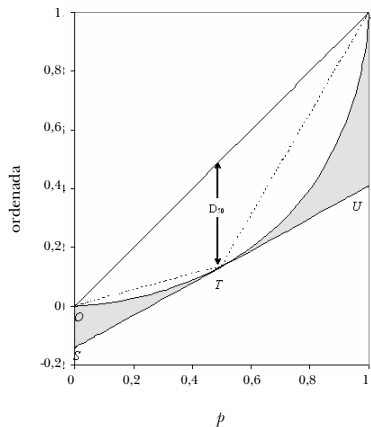
Como mostra Wolfson (1994), essa medida de polarização está associada com a área compreendida entre a curva de Lorenz e a tangente a essa curva no ponto correspondente à mediana.

Na Figura 2, a área delimitada pela curva de Lorenz e pela linha de perfeita igualdade (OA) é igual à metade do índice de Gini, isto é,  $G/2$ . A área do trapézio OSUA é igual a  $D_{50}$  pois a altura desse trapézio é igual a 1 e  $D_{50}$  é a média aritmética das suas bases (UA e SO). Segue-se que a área compreendida entre a curva de Lorenz e a tangente SU, isto é, a área sombreada na Figura 2, é igual a

$$D_{50} - \frac{G}{2}$$

Note-se que o índice de polarização de Wolfson é igual a essa área multiplicada por  $4\mu/m$ .

**Figura 2.** A curva de Lorenz e a área  $D_{50} - G/2$ .



Em geral, há apenas um outro ponto em que o dobro da discrepância é igual à área de um trapézio delimitado de maneira semelhante: o ponto correspondente à média, no qual a discrepância ( $D_M$ ) atinge seu valor máximo. Nesse caso, trata-se de um paralelogramo com área  $D_M$ . Analogamente a (1), temos a medida de polarização

$$P_M = 2(2D_M - G) \quad (2)$$

A medida de polarização de Wolfson corresponde à divisão da população em 2 estratos delimitados pela renda mediana. A medida (2) corresponde à divisão em 2 estratos com base na média.

Pode-se verificar que para o exemplo ilustrado na figura 1 o índice de Gini diminui de 0,2778 na situação inicial para 0,2143 após as transferências progressivas. A média e a mediana são iguais a 3,5 e não são afetadas pelas duas transferências progressivas. Os valores de  $D_{50}$  e  $D_M$  são iguais a  $3/14 = 0,2143$  e, nesse caso, também não são afetados pelas duas transferências progressivas. A medida de polarização de Wolfson aumenta de 0,3016 para 0,4286, permanecendo idêntica à medida definida pela expressão (2).

Estabelecida uma divisão da população em 2 estratos, pode-se verificar que a discrepância ( $D$ ) no ponto da curva de Lorenz que delimita os 2 estratos é sempre igual ao índice de Gini ( $G_2$ ) da desigualdade entre os 2 estratos:

$$G_2 = D \quad (3)$$

A desigualdade dentro dos dois estratos corresponde a  $G - G_2$ . Uma maneira de medir a bipolarização é contrastar a desigualdade entre estratos com a desigualdade dentro dos estratos, isto é, calcular

$$G_2 - (G - G_2) = 2G_2 - G \quad (4)$$

Lembrando (3), a medida de bipolarização fica  $2D - G$ .

Quando houver dois estratos com o mesmo número de pessoas, tendo todos renda nula no primeiro estrato e todos renda  $2\mu$  no segundo

estrato, temos  $D = G = 0,5$  e  $2D - G = 0,5$ . Para que a medida de bipolarização seja igual a 1 nessa situação especial,<sup>1</sup> a medida passa a ser

$$2(2D - G),$$

que é a medida (2) quando os 2 estratos são delimitados pela renda média.

Esteban e Ray (1994), independentemente de Wolfson, discutem o conceito de polarização em grupos, considerando o grau de identidade entre membros de um mesmo grupo e o grau de alienação em relação a outros grupos, e deduzem uma expressão geral para medidas de polarização. Essa medida é rediscutida em Duclos, Esteban e Ray (2004) e em Esteban, Gradín e Ray (2007).

Consideremos que a população foi dividida em  $n$  estratos de renda e sejam  $\pi_i$  e  $\mu_i$  a proporção da população e a renda média do  $i$ -ésimo estrato (com as rendas normalizadas de maneira que a média geral seja igual a 1). A medida de polarização de Esteban e Ray é

$$P_{ER} = \sum_i \sum_j \pi_i^{1+\alpha} \pi_j |\mu_i - \mu_j| \quad (5)$$

sendo  $\alpha$  um parâmetro de sensibilidade à polarização. Note-se que para  $\alpha=0$ ,  $0,5P_{ER}$  é igual ao índice de Gini da desigualdade entre os  $n$  estratos. Ao ilustrar a aplicação da fórmula, Esteban, Gradín, e Ray (2007) usam  $\alpha=1$ ,  $\alpha=1,3$  e  $\alpha=1,6$ . Nesse trabalho os autores propõem uma extensão da medida de polarização:

$$P_n = P_{ER} - \beta(G - G_n), \quad (6)$$

onde  $G$  é o índice de Gini global e  $G_n$  é o índice de Gini da desigualdade entre os  $n$  estratos. Note-se que o último termo em (6) representa uma “correção” do valor de  $P_{ER}$ , considerando a desigualdade dentro dos  $n$  estratos. O parâmetro  $\beta$  permite variar a intensidade dessa correção.

Para o caso de apenas 2 estratos ( $n = 2$ ) delimitados pela renda média, com  $\alpha = \beta = 1$ , verifica-se que

$P_n = 2G_2 - G = 2D_M - G$ , (7) que é metade do valor ( $P_M$ ) dado por (2).

Esteban, Gradin e Ray (2007) mostram, ainda, que no caso de apenas 2 estratos delimitados pela mediana, com  $\alpha = \beta = 1$ , obtém-se

$$P_n = 2D_{50} - G = \frac{m}{2\mu} P_w \quad (8)$$

Fica claro, então, que enquanto a medida de Wolfson se refere à bipolarização, a medida de Esteban e Ray se refere a um conceito bem mais amplo de polarização. Essa generalidade pode ser perigosa, e Esteban, Gradín e Ray assinalam que a medida de polarização para grupos discretos “should be used only after the population has been regrouped in a way that captures the group identification structure of society” (p. 4).

### 3. Polarização da distribuição do rendimento de todos os trabalhos

Vamos considerar, inicialmente, a distribuição do rendimento de todos os trabalhos por pessoa ocupada, excluindo os sem declaração de rendimento e os que declararam rendimento nulo. Para manter a mesma abrangência geográfica ao longo do tempo, em 2004 e 2005 excluimos a área rural da antiga região Norte.

Todos os rendimentos foram colocados em reais de abril de 2007, com base no INPC. Como o mês de referência das PNADs utilizadas é sempre setembro, admitindo que na maior parte dos casos esse rendimento seja recebido no início de outubro, utilizou-se um deflator centralizado em 1º de outubro, calculando a média geométrica dos valores do INPC em setembro e outubro. Na passagem do Cruzeiro Real para o Real considerou-se uma variação adicional de 22,25%, como propõem Corseuil e Foguel (2002).

O uso de valores reais não afeta os valores do índice de Gini ou dos índices de bipolarização  $P_w$  e  $P_M$ , mas afeta marginalmente os índices de Esteban e Ray ( $P_{ER}$ ) calculados. Vamos apresentar, aqui, apenas o índice

obtido com  $\alpha=1$  e dividindo a população em estratos cuja amplitude, no logaritmo do rendimento, é geralmente igual a 0,05. Sendo  $z$  o logaritmo neperiano do valor real do rendimento mensal de todos os trabalhos, o primeiro estrato inclui todas as pessoas com  $z < 0,05$ , o segundo estrato inclui pessoas com  $0,05 \leq z < 0,10$ , e assim por diante.<sup>2</sup> Sendo  $\pi_i$  a frequência relativa em cada estrato (levando em consideração o fator de expansão ou peso associado a cada pessoa da amostra, fornecido pelo IBGE) e  $\mu_i$  o respectivo rendimento médio relativo, a medida de polarização de Esteban e Ray é calculada com a expressão a seguir, que pode ser deduzida a partir de (5):

$$P_{ER} = \sum_{i=1}^n \pi_i^{1+\alpha} \left[ \sum_{j=1}^n \pi_j \mu_j + 2 \left( \mu_i \sum_{j=1}^i \pi_j - \sum_{j=1}^i \pi_j \mu_j \right) - \mu_i \sum_{j=1}^n \pi_j \right] \quad (9)$$

Como

$$\sum_{j=1}^n \pi_j = 1 \text{ e } \sum_{j=1}^n \pi_j \mu_j = 1,$$

a expressão fica

$$P_{ER} = \sum_{i=1}^n \pi_i^{1+\alpha} \left[ 1 + 2 \left( \mu_i \sum_{j=1}^i \pi_j - \sum_{j=1}^i \pi_j \mu_j \right) - \mu_i \right] \quad (10)$$

A Tabela 1 mostra os principais resultados obtidos a partir dos microdados da PNAD, de 1987 a 2005: duas medidas de tendência central da distribuição (média e mediana), o índice de Gini, a medida de bipolarização de Wolfson, a medida baseada na discrepância máxima [ $P_M = 2(2D_M - G)$ ] e a medida de Esteban e Ray com  $\alpha=1$  e considerando grande número de pequenos estratos (com amplitude 0,05 no logaritmo do rendimento real).

**Tabela 1. Média, mediana, índice de Gini e medidas de polarização da distribuição do rendimento de todos os trabalhos por pessoa ocupada com rendimento positivo, no Brasil, de 1987 a 2005.**

Ano	Rendimento <sup>(1)</sup>		Índice de Gini	Medidas de polarização			% com rdmtto = SM <sup>(5)</sup>
	Médio	Mediano		$P_W$ <sup>(2)</sup>	$P_M$ <sup>(3)</sup>	$10 P_{ER}$ <sup>(4)</sup>	
1987	965,8	477,6	0,589	0,616	0,584	0,1026	4,2
1988	864,8	410,5	0,615	0,619	0,626	0,0983	3,4
1989	998,6	418,0	0,629	0,704	0,653	0,1227	9,1
1990	900,8	415,8	0,602	0,677	0,604	0,1104	5,0
1992	764,6	403,9	0,571	0,563	0,557	0,1144	6,4
1993	800,2	390,6	0,600	0,586	0,596	0,1220	8,8
1995	971,3	446,9	0,585	0,644	0,588	0,1612	11,8
1996	1004,8	497,0	0,580	0,596	0,579	0,1206	8,2
1997	993,3	495,4	0,580	0,592	0,576	0,1322	10,0
1998	985,9	517,6	0,575	0,550	0,572	0,1180	8,6
1999	912,4	486,3	0,567	0,540	0,560	0,1187	6,7
2001	900,8	453,7	0,566	0,548	0,558	0,1277	8,8
2002	876,1	467,8	0,563	0,515	0,561	0,1498	12,2
2003	815,5	447,5	0,554	0,492	0,547	0,1354	10,6
2004	815,6	445,1	0,547	0,489	0,536	0,1308	10,0
2005	851,2	476,0	0,544	0,466	0,529	0,1643	14,2

Fonte: resultados obtidos utilizando os microdados da PNAD (IBGE).

(1) Em reais de abril de 2007.

(2) Medida de bipolarização de Wolfson.

(3) Medida de bipolarização baseada na discrepância máxima:  $2(2D_M - G)$

(4) Medida de polarização de Esteban e Ray com  $\alpha=1$ .

(5) Porcentagem das pessoas ocupadas cujo rendimento declarado, em moeda corrente, é igual ao salário mínimo.

Em geral os valores do índice de Gini na Tabela 1 são muito semelhantes aos apresentados na tabela 9 de Figueirêdo et al. (2007), com exceção do valor para 1999, que está obviamente errado. Excluindo 1999, a correlação entre as duas séries é igual a 0,989.

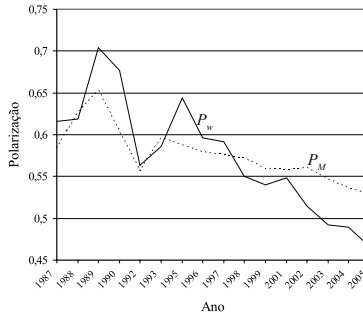
Embora a maneira de calcular o índice de Esteban e Ray ( $P_{ER}$ ) neste artigo tenha sido distinta da utilizada por Figueirêdo et al. (2007), os dois estão captando o mesmo fenômeno. Basta dizer que a correlação entre as duas séries (os 12 valores para Brasil na tabela 10 de Figueirêdo et al. e os índices  $P_{ER}$  correspondentes na penúltima coluna da tabela 1 deste trabalho) é igual a 0,977.

Mas, o comportamento do índice  $P_{ER}$  é totalmente distinto do comportamento dos dois índices de bipolarização. O índice  $P_{ER}$  mostra tendência crescente: sua correlação com o tempo (anos) é 0,684 (com probabilidade caudal bilateral igual a 0,0035). Por outro lado, os índices  $P_W$



e  $P_M$  mostram tendência decrescente, verificando-se que suas correlações com o tempo são iguais a  $-0,861$  e  $-0,823$ , respectivamente (com probabilidade caudal bilateral inferior a  $0,0001$ ). A Figura 3 permite visualizar o comportamento das duas medidas de bipolarização de 1987 a 2005.

**Figura 3. Evolução de duas medidas de bipolarização da distribuição do rendimento de todos os trabalhos por pessoa ocupada. Brasil, 1987 a 2005.**



A Tabela 1 mostra que no período pós Plano Real, tanto o índice de Gini como as medidas  $P_w$  e  $P_M$  têm diminuído quase sistematicamente. Esses índices não dão suporte à idéia de que ocorre um esvaziamento da classe média. Nos últimos 6 ou 7 anos a criação e expansão de programas como o bolsa-família contribuiu para reduzir a freqüência na cauda inferior da distribuição de renda, diminuindo o contraste entre os muito pobres e os relativamente ricos. Fica claro que há, no período analisado, uma tendência de redução da bipolarização, mas a determinação das causas do fenômeno extrapola os objetivos deste artigo.

Mas qual é, então, a interpretação do crescimento do índice  $P_{ER}$  (e do índice de polarização calculado por Figueirêdo et al.)?

Quando as pessoas respondem a um questionário, como na PNAD ou no Censo, há uma tendência de arredondar valores. Isso acontece ao declarar o rendimento e até mesmo ao declarar a idade. Ao analisar a PNAD de 1995, Hoffmann (1998, p. 201) assinala as anomalias estatísticas associadas com a tendência de “arredondar” os rendimentos declarados e o fato de o salário mínimo ser exatamente R\$ 100. A influência do salário mínimo e da preferência por números redondos na distribuição do rendimento declarado é analisada por Soares (2004).

Vamos examinar mais pormenorizadamente a distribuição do rendimento de todos os trabalhos de acordo com a PNAD de 2005. A Tabela 2 mostra a freqüência de rendas arredondadas, já considerando o fator de expansão da amostra.

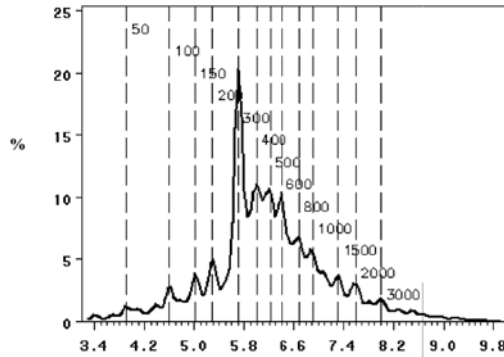
**Tabela 2. Freqüência de valores redondos nos valores declarados do rendimento do trabalho na PNAD de 2005.**

Rendimento (R\$)	Freqüência (pessoas)	%
50	673.966	0,90
100	1.604.544	2,14
150	1.762.193	2,35
200	2.700.149	3,60
250	995.923	1,33
300	10.691.678	14,25
350	1.743.544	2,32
400	3.980.354	5,30
500	3.634.859	4,84
600	4.298.426	5,73
800	2.429.616	3,24
1000	2.370.036	3,16
1500	1.630.328	2,17
2000	1.418.901	1,89
3000	815.105	1,09
Outros valores	34.288.401	45,69
Total	75.038.023	100,00

É extraordinário que com apenas 15 números distintos já tenhamos mais de 50% dos valores declarados. Como nesse ano o salário mínimo corrente é um número inteiro de centenas (R\$ 300), nada menos de 14,25% dos rendimentos declarados são iguais ao salário mínimo.

A Figura 4 mostra a estimativa da função de densidade do logaritmo do rendimento do trabalho por pessoa ocupada em 2005, usando uma janela bastante estreita.<sup>3</sup> São visíveis os picos associados aos números redondos, com destaque para o valor do salário mínimo.

**Figura 4. Estimativa da função de densidade dos rendimentos do trabalho por pessoa ocupada. Brasil, 2005.**



Na última coluna da tabela 1 é apresentada a porcentagem de pessoas ocupadas cujo rendimento declarado é igual ao salário mínimo corrente em cada ano. Quando o valor do salário mínimo incluía centavos, considerou-se o intervalo fechado delimitado pelos inteiros mais próximos. Note-se que essa porcentagem é mais elevada nos anos em que o salário mínimo é particularmente “redondo” (R\$ 100 em 1995, R\$ 200 em 2002 e R\$ 300 em 2005) e que, nos mesmos anos, é relativamente elevado o índice de polarização de Esteban e Ray ( $P_{ER}$ ). A correlação entre as duas últimas colunas da tabela 1 atinge 0,950 (com probabilidade caudal bilateral inferior a 0,0001). Pode-se concluir que o índice  $P_{ER}$  capta a “polarização” em picos de maior frequência de valores declarados, associados à tendência de declarar números redondos combinada com a natureza (mais ou menos arredondada) do valor numérico do salário mínimo.

Cabe ressaltar, ainda, que a tendência de declarar rendimentos arredondados tinha mais dificuldade de se manifestar antes do plano real, com unidade monetária de baixo valor real e instável. Basta lembrar que em setembro de 1992 o salário mínimo era Cr\$ 522.186,94 e em setembro de 1990 era Cr\$ 6.056,31.

Antes de encerrar essa seção, retomemos a análise dos índices de bipolarização ( $P_W$  e  $P_M$ ). De 1993 para 1995 ocorre crescimento de  $P_W$  e redução do índice de Gini, mas de maneira geral as variações em  $P_W$

têm o mesmo sentido que as variações no índice de Gini. A correlação entre essas duas variáveis, no período analisado, é 0,916. A correlação entre  $P_M$  e o índice de Gini é extraordinariamente elevada (0,988), sendo substancialmente maior do que a correlação entre as duas medidas de bipolarização (0,904). Aparentemente, a medida  $P_M$  no Brasil, no período 1987-2005, não capta nada essencialmente diferente da variação na desigualdade.

Uma medida de polarização baseada na expressão (4) só pode mostrar comportamento diferente da desigualdade se a evolução do índice de Gini entre grupos for distinta da evolução do índice de Gini global. Acontece que, para os dados analisados, é muito elevada a correlação entre  $G$  e a discrepância, que mede a desigualdade entre os dois grupos. A correlação entre  $G$  e  $D_{50}$  é igual a 0,986 e a correlação entre  $G$  e  $D_M$  é igual a 0,998.

#### 4. Polarização da distribuição do rendimento domiciliar *per capita*

Nesta seção vamos analisar a evolução das medidas de polarização no Brasil, de 1987 a 2005, considerando a distribuição do rendimento domiciliar per capita.

Não foram excluídas as pessoas cujo rendimento domiciliar é igual a zero. Essas pessoas foram incluídas no primeiro estrato criado para o cálculo de  $P_{ER}$ . Sendo  $z$  o logaritmo neperiano do valor real do rendimento domiciliar per capita (para rendimentos positivos), o primeiro estrato inclui as pessoas com rendimento nulo e as pessoas com  $z < 0,05$ , o segundo estrato inclui as pessoas com  $0,05 \leq z < 0,10$ , e assim por diante.<sup>4</sup>

Os resultados obtidos estão na tabela 3. Observa-se, novamente, que as medidas de bipolarização ( $P_W$  e  $P_M$ ) tendem a diminuir. As correlações de  $P_W$  e  $P_M$  com o tempo (anos) são iguais a  $-0,793$  (com probabilidade caudal igual a 0,0003) e  $-0,730$  (com probabilidade caudal igual a 0,0013). O comportamento de  $P_{ER}$  é totalmente distinto, com correlação positiva com o tempo: 0,812.

**Tabela 3. Média, mediana, índice de Gini e medidas de polarização da distribuição do rendimento domiciliar *per capita*, no Brasil, de 1987 a 2005.**

Ano	Rendimento <sup>(1)</sup>		Índice de Gini	Medidas de polarização		
	Médio	Mediano		$P_W$ <sup>(2)</sup>	$P_M$ <sup>(3)</sup>	$100 P_{ER}$ <sup>(4)</sup>
1987	425,7	210,4	0,599	0,629	0,588	0,588
1988	374,0	173,8	0,616	0,657	0,619	0,584
1989	446,6	198,6	0,634	0,684	0,647	0,582
1990	405,1	192,7	0,612	0,661	0,612	0,592
1992	350,6	187,5	0,580	0,581	0,553	0,599
1993	369,0	182,3	0,602	0,604	0,590	0,604
1995	457,4	223,4	0,599	0,624	0,591	0,643
1996	465,3	228,6	0,600	0,636	0,591	0,611
1997	464,6	228,6	0,600	0,632	0,590	0,624
1998	469,6	235,7	0,598	0,609	0,589	0,604
1999	443,0	226,3	0,592	0,596	0,582	0,614
2001	450,2	226,9	0,594	0,604	0,579	0,620
2002	450,8	231,3	0,587	0,589	0,573	0,652
2003	424,6	223,8	0,581	0,578	0,562	0,628
2004	438,9	237,4	0,569	0,557	0,545	0,619
2005	466,0	253,8	0,566	0,547	0,539	0,657

Fonte: resultados obtidos utilizando os microdados da PNAD (IBGE).

(1) Em reais de abril de 2007.

(2) Medida de bipolarização do Wolfson.

(3) Medida de bipolarização baseada na discrepância máxima:  $2(2DM - G)$ .

(4) Medida de polarização de Esteban e Ray com  $\alpha = 1$ .

Cabe assinalar que Castro e Scorzafave (2005), utilizando os dados sobre rendimento domiciliar per capita das PNAD de 1981 e 2003, calcularam a medida  $P_n$  [ver expressão (6)] para  $\beta = 1$  e três valores de  $\alpha$  (1, 1,3 e 1,6). Além do valor per capita, o artigo considera duas alternativas de cálculo de um rendimento por adulto-equivalente. Utilizando o rendimento domiciliar per capita, para os três valores de  $\alpha$  foi observada redução da medida de bipolarização entre 1981 e 2003.<sup>5</sup>

Da mesma maneira que na tabela 1, constata-se, com os dados da tabela 3, que a correlação das duas medidas de bipolarização com o índice de Gini (0,966 para  $P_W$  e 0,995 para  $P_M$ ) é maior do que a correlação entre elas (0,963). Para esses dados, a medida  $P_M$  aparentemente não capta nada essencialmente distinto das variações na desigualdade.

## 5. Conclusão

Usualmente, o conceito de polarização da distribuição de renda envolve o contraste entre ricos e pobres. Trata-se, portanto, da bipolarização

zação, que varia inversamente com a importância da “classe média”. Esse conceito pode ser medido por meio do índice de Wolfson (1994 e 1997) ( $P_w$ ) (que divide a distribuição em duas partes com base na mediana) ou com base em índice semelhante baseado na discrepância máxima da curva de Lorenz [ $P_M = 2(2D_M - G)$ ].

Os resultados mostram que no período 1987-2005 há uma tendência de redução da bipolarização no Brasil (medida por  $P_w$  ou  $P_M$ ), tanto na distribuição do rendimento do trabalho por pessoa ocupada como na distribuição do rendimento domiciliar per capita.

A medida de polarização proposta por Esteban e Ray (1994) é muito mais geral e pode captar características dos dados que não têm significado sócio-econômico. Em trabalho mais recente, Esteban, Gradín e Ray (2007) assinalam a importância de que seja feita previamente a divisão da população em grupos apropriados aos objetivos da análise.

Para a distribuição do rendimento do trabalho por pessoa ocupada no Brasil, uma medida de polarização de Esteban e Ray calculada com grande número de pequenos estratos [equivalente à medida calculada por Figueirêdo et al. (2007)] capta, essencialmente, a formação de “picos” na distribuição, decorrentes da tendência de as pessoas arredondarem o valor do rendimento declarado, combinado com o fato de o valor do salário mínimo corrente na ocasião do levantamento de dados ser ou não um número inteiro de dezenas ou centenas de unidades monetárias.

## Notas

- <sup>1</sup> Wolfson (1994 e 1997) argumenta que a multiplicação por 2 se destina a obter um índice que, na ausência de rendas negativas, varia no intervalo de 0 a 1. Isso não é verdade. A medida (1) cresce indefinidamente quando a mediana tende a zero. Para uma população hipotética com rendas 1, 1, 1, 1 e 36 obtemos  $m = 1$ ;  $\mu = 8$ ;  $G = 0,7$ ;  $D_{50} = 0,525$ ;  $D_M = 0,7$ ;  $P_w = 5,6$  e  $P_M = 1,4$ .
- <sup>2</sup> Na PNAD de 2005, por exemplo, esse procedimento gerou 177 estratos com frequência positiva.
- <sup>3</sup> Para construir o gráfico, foram eliminados os rendimentos inferiores a R\$ 30 e superiores a R\$ 16.000, evitando uma extensão demasiada da escala no eixo das abscissas. Foi usada a função kernel gaussiana, com coeficiente  $c = 1,5$  (bandwidth igual a 0,0621), por meio do SAS.

- <sup>4</sup> Na PNAD de 2005, por exemplo, esse procedimento gerou 192 estratos com frequência positiva.
- <sup>5</sup> Depois que este artigo já havia sido elaborado, foi publicado artigo de Scorzafave e Castro (2007) mostrando a redução da polarização na distribuição da renda domiciliar per capita no Brasil entre 1981 e 2003, considerando a divisão da população em 2 ou 3 grupos, e concluindo que “o tão comentado fenômeno de desaparecimento da classe média não vem ocorrendo no Brasil”. Cabe ressaltar que, no exemplo numérico artificial ilustrado no Gráfico 1 de Scorzafave e Castro (2007, p. 285), ocorre redução da polarização (e não aumento, como se afirma no texto).

## Polarization of the income distribution in Brazil

**Abstract:** Considering the distribution of earnings as well as the distribution of per capita household income in Brazil, from 1987 to 2005, this paper shows that there is a trend to reduce bipolarization. It is also shown that the polarization index proposed by Esteban and Ray (1994), computed for the same data, using a large number of small strata, measures, essentially, the formation of spikes in the distribution, which are associated to the tendency of the respondents to round the value of the reported income as well as to the current value of the minimum wage being a rounded value in hundreds or tens of the monetary unit.

**Key words:** polarization, income distribution, inequality.

## Referências bibliográficas

CASTRO, S. A. C. e SCORZAFAVE, L. G. Ricos? Pobres? Uma análise da polarização da renda para o caso brasileiro. ANPEC, *XXXIII Encontro Nacional de Economia*, 2005.

CORSEUIL, C. H. e FOGUEL, M. N. Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE. IPEA, *Texto para Discussão nº 897*, 2002.

DUCLOS, J.; ESTEBAN, J. e RAY, D. Polarization: concepts, measurement, estimation. *Econometrica* 72 (6): 1737-1772, 2004.

ESTEBAN, J. e RAY, D. On the measurement of polarization. *Econometrica* 62 (4): 819-851, 1994.

ESTEBAN, J.; GRADÍN, C. e RAY, D. An extension of a measure of polarization, with an application to the income distribution of five OECD countries. *J. Econ. Inequal.* 5: 1-29, 2007.

FIGUEIRÊDO, E. A.; SILVA NETTO JR., J. L. e PORTO JR., S. Distribuição, mobilidade e polarização de renda no Brasil: 1987 a 2003. *Revista Brasileira de Economia* 61 (1): 7-32, 2007.

HOFFMANN, R. Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1979/97 e a influência da inflação e do salário mínimo. *Economia e Sociedade* (11): 199-221, 1998.

SCORZAFAVE, L. G. e CASTRO, S. A. C. Ricos? Pobres? Uma análise da polarização da renda para o Brasil – 1981-2003. *Pesquisa e Planejamento Econômico* 37(2):283-297, 2007.

SOARES, S. S. D. O impacto distributivo do salário mínimo: a distribuição individual dos rendimentos do trabalho. *Economia Aplicada* 8 (1): 47-76, 2004.

WOLFSON, M. C. When inequalities diverge. *American Economic Review* 84 (2): 353-358, 1994.

WOLFSON, M. C. Divergent inequalities: theory and empirical results. *Review of Income and Wealth* 43 (4): 401-421, 1997.

## APÊNDICE: Resultados para 2006 e 2007

A primeira versão deste artigo foi elaborada em maio e junho de 2007, quando a última PNAD disponível era a de 2005. Com a divulgação dos dados das PNADs de 2006 e 2007, podem ser calculados, para esses dois anos, os indicadores cujos valores para o período 1987-2005 foram apresentados nas tabelas 1 e 3. Os resultados estão nas tabelas A1 e A2, lembrando que, para manter a comparabilidade com a série de anos anteriores, foram excluídos os dados da área rural da antiga região Norte.



**Tabela A1. Média, mediana, índice de Gini e medidas de polarização da distribuição do rendimento de todos os trabalhos por pessoa ocupada com rendimento positivo, no Brasil, em 2006 e 2007.**

Ano	Rendimento <sup>(1)</sup>		Índice de Gini	Medidas de polarização			% com rdnto = SM <sup>(5)</sup>
	Médio	Mediano		$P_W$ <sup>(2)</sup>	$P_M$ <sup>(3)</sup>	$10 P_{ER}$ <sup>(4)</sup>	
2006	913,6	514,5	0,541	0,457	0,530	0,1509	13,0
2007	942,2	520,1	0,528	0,466	0,513	0,1398	10,7

Fonte: resultados obtidos utilizando os microdados da PNAD (IBGE).

(1) Em reais de abril de 2007.

(2) Medida de bipolarização de Wolfson.

(3) Medida de bipolarização baseada na discrepância máxima:  $2(2DM - G)$

(4) Medida de polarização de Esteban e Ray com  $\alpha = 1$ .

(5) Porcentagem das pessoas ocupadas cujo rendimento declarado, em moeda corrente, é igual ao salário mínimo.

**Tabela A2. Média, mediana, índice de Gini e medidas de polarização da distribuição do rendimento domiciliar *per capita*, no Brasil, em 2006 e 2007.**

Ano	Rendimento <sup>(1)</sup>		Índice de Gini	Medidas de polarização		
	Médio	Mediano		$P_W$ <sup>(2)</sup>	$P_M$ <sup>(3)</sup>	$100 P_{ER}$ <sup>(4)</sup>
2006	509,7	283,0	0,559	0,531	0,531	0,626
2007	523,1	298,7	0,552	0,522	0,515	0,632

Fonte: resultados obtidos utilizando os microdados da PNAD (IBGE).

Nota: Ver chamadas (1) a (4) da tabela anterior.

Verifica-se, na tabela A1, que entre 2006 e 2007 ocorre um pequeno aumento da medida de polarização de Wolfson, que não chega a descaracterizar o fato de que desde 1995 se observa uma tendência de queda das medidas de bipolarização da distribuição do rendimento de todos os trabalhos por pessoa ocupada.

As tabelas 3 e A2 mostram que, no caso da distribuição do rendimento domiciliar *per capita*, as medidas de bipolarização ( $P_W$  e  $P_M$ ) estão diminuindo monotonicamente desde 2001, acompanhando a queda do índice de Gini.

O valor corrente do salário mínimo em setembro de 2006 e em setembro de 2007 é R\$ 350 e R\$ 380, respectivamente, valores menos arredondados do que em setembro de 2005, quando foi R\$ 300. Isso está associado com a redução da porcentagem de rendimentos de todos os trabalhos iguais a um salário mínimo e à redução da medida  $P_{ER}$  da distribuição do rendimento de todos os trabalhos por pessoa ocupada entre 2005 e 2007, como se pode verificar nas tabelas 1 e A1.

Em resumo, as duas novas observações das séries de indicadores analisados não exigem a reformulação de nenhuma das conclusões obtidas anteriormente e, pelo contrário, reforçam essas conclusões.

*Recebido para publicação em abril de 2008*  
*Aprovado para publicação em junho de 2008*