

# **PARTICIPAÇÃO DAS APOSENTADORIAS E PENSÕES NA DESIGUALDADE DA DISTRIBUIÇÃO DA RENDA NO BRASIL NO PERÍODO DE 1981 A 2001**

Carlos Roberto Ferreira<sup>1</sup>

## **1 – INTRODUÇÃO**

As mudanças no mercado de trabalho, na estrutura demográfica, na Constituição aprovada em 1988 e distorções do sistema previdenciário, tornaram a previdência social brasileira economicamente insustentável.

Alguns desses fatores são dinâmicos e é necessário estar atento às projeções de renda e emprego por longos períodos, para que se possa identificar tendências e impactos financeiros que afetam as regras básicas do sistema previdenciário. Esses fatores estão colaborando para aumentar o déficit previdenciário, para diminuir o valor dos benefícios e aumentar impostos, além de criar privilégios para poucos beneficiários.

O Brasil gasta muito com a previdência<sup>2</sup>. A soma de gastos com aposentadorias dos servidores da união, estados e municípios e setor privado, de acordo com Gastos (2002) corresponde a 9% do Produto Interno Bruto (PIB), enquanto a média dos países ricos, representados pela Organização para a Cooperação do Desenvolvimento Econômico (OCDE), é de 7,4% do PIB.

Observa-se no Brasil que alguns dos princípios previdenciários<sup>3</sup> não estão sendo seguidos. Como os sistemas previdenciários são bastante sensíveis às decisões tomadas, elas afetam a atual e as próximas gerações.

Em diversos países, como Inglaterra, Estados Unidos, Itália, Chile, entre outros, procurou-se promover a adaptação aos novos cenários, em função da evolução de variáveis demográficas, de renda, de emprego ou de distorções do sistema previdenciário.

Distorções no valor de aposentadorias e pensões, privilegiando minorias que recebem a maior parte da renda dos benefícios, em detrimento de uma grande maioria, evidencia a existência de problemas no modelo de repartição simples, no qual, princípios previdenciários como solidariedade e redistribuição não estão sendo observados. Isso fica evidente pela falta de

---

<sup>1</sup> Professor do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Londrina.  
e-mail: robert@uel.br

<sup>2</sup> Ver trabalho de Amsberg et al. (2000), Ramos (2000), Barros & Foguel (2000) e Néri (2001).

<sup>3</sup> A equidade, universalidade, solidariedade e redistribuição compõem algumas das regras básicas do sistema previdenciário seguidas no mundo todo.

uniformidade de critérios e requisitos nos Regimes de Previdência<sup>4</sup> Social brasileira, criando-se regimes especiais, o que propicia a chamada redistribuição invertida de renda, de forma que os que ganham menos financiam os que aposentam mais cedo e que recebem mais.

Diante desse quadro, o objetivo central deste trabalho é avaliar a contribuição das aposentadorias e pensões para a desigualdade da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no Brasil, no período de 1981 a 2001.

## 2 – MATERIAL E MÉTODO

O presente estudo tem por base as informações coletadas nas Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNAD), no período de 1981 a 2001. A PNAD tem periodicidade anual desde 1971, sendo interrompida por ocasião dos Censos Demográficos (1970, 1980, 1991 e 2000). Trata-se de um levantamento anual realizado por meio de uma amostra dos domicílios que abrange todo o país, exceto a área rural dos estados da antiga região Norte (Acre, Amapá, Amazonas, Pará, Rondônia e Roraima). Para as pesquisas da década de 90, essa abrangência geográfica foi mantida, ou seja, a PNAD continuou a cobrir todo o país, com exceção da área rural dessas seis unidades da federação.

Por essa pesquisa são investigados, de forma permanente, os temas habitação, rendimento e trabalho, associados a aspectos demográficos e educacionais, bem como outros assuntos de caráter demográfico, social e econômico com periodicidade variável. É uma coleta oficial de dados, realizada sob a responsabilidade do Departamento de Emprego e Rendimento da Diretoria de Pesquisa da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE.

A partir de 1992, para captar determinados grupos de pessoas envolvidas em atividade econômica que, anteriormente, não eram incluídas na população ocupada, o conceito de trabalho tornou-se mais abrangente. O instrumento de coleta das informações da pesquisa foi estruturado de forma que possibilita, através da realocação das parcelas correspondentes à ampliação do conceito de trabalho, gerar resultados comparáveis com os obtidos nos levantamentos das PNADs anteriores a 1992.

A comparação dos resultados da PNAD a partir de 1992 com os das décadas anteriores deve levar em conta que a classificação das áreas urbanas e rurais é feita de acordo com a legislação vigente por ocasião dos censos demográficos. Dessa forma, manteve-se a delimitação das áreas urbanas e rurais no período intercensitário, mesmo que a legislação a tenha alterado. Para as pesquisas da PNAD de 1981 a 1990, utilizou-se a classificação vigente por ocasião do Censo

---

<sup>4</sup> O sistema brasileiro é composto de três conjuntos de regimes. No setor privado tem-se o Regime Geral de Previdência Social, administrado pelo Instituto Nacional do Seguro Social (INSS) e os Regimes Complementares. No setor público tem-se os Regimes dos Servidores Públicos (União, Estados, Municípios e poderes Executivo, Legislativo e Judiciário).

Demográfico de 1980; para as pesquisas da PNAD de 1992 a 1999, utilizou-se a classificação vigente por ocasião do Censo Demográfico de 1991 e para a pesquisa da PNAD de 2001, utilizou-se a classificação vigente por ocasião do Censo Demográfico de 2000. Por razões excepcionais, não foi realizada a pesquisa em 1994. Dessa forma, as estatísticas por situação urbana e rural não captam integralmente a sua evolução, sendo que as diferenças se intensificam à medida que os resultados obtidos se afastam do ano de realização do Censo Demográfico.

Ressalta-se também, que, para as PNADs de 1992 a 1996 foram utilizados os fatores de expansão corrigidos com base na contagem populacional e divulgados juntamente com os microdados da PNAD de 1997.

Neste estudo, não são consideradas as informações das PNADs referentes a 1982 e 1987. A decisão de exclusão referente a 1982 é decorrente da diferença de procedimento na coleta dos dados neste ano (em 12 semanas de referência), em cujo intervalo houve alteração do valor do salário mínimo, enquanto nos demais anos do período considerou-se uma semana de referência. Quanto a 1987, a razão de exclusão decorre de não ter sido possível ler corretamente o arquivo de dados disponíveis.

As informações utilizadas<sup>5</sup> referem-se a dados individuais das PNADs de 1981, 1983, 1984, 1985, 1986, 1988, 1989, 1990, 1992, 1993, 1995, 1996, 1997, 1998, 1999 e 2001, fornecidas pelo IBGE, através de CD-ROM anual.

O procedimento metodológico adotado pelo IBGE implica que cada pessoa da amostra representa um determinado número de pessoas da população. Os dados individuais são fornecidos com o peso ou fator de expansão de cada indivíduo. Isso permite que os cálculos sejam elaborados ponderando-se cada observação pelo respectivo peso. Todos os cálculos, neste trabalho, foram feitos considerando o peso ou fator de expansão de cada domicílio da amostra da PNAD, fornecido pelo IBGE.

Foram analisados apenas os domicílios particulares permanentes com declaração do rendimento domiciliar. Domicílios com rendimentos não declarados foram excluídos da análise.

As informações das PNADs são de boa qualidade, mas é preciso observar algumas características da natureza desses dados, as quais são restrições que precisam ser levadas em consideração na análise dos resultados, conforme alerta Hoffmann (1988 e 2002a).

De acordo com as notas metodológicas do IBGE (2001), “considerou-se como rendimento mensal domiciliar a soma dos rendimentos mensais dos moradores do domicílio, exclusive os das pessoas cuja condição no domicílio fosse pensionista, empregado doméstico ou parente do empregado doméstico”.

---

<sup>5</sup> Para maiores detalhes, ver Ferreira (2003).

Para se obter o rendimento domiciliar *per capita*, dividiu-se o rendimento mensal domiciliar pelo número de pessoas do domicílio, excluindo pensionistas, empregados domésticos e seus parentes.

## 2.1 Metodologia

Neste trabalho utilizou-se algumas medidas de desigualdades, como o índice de Gini ( $G$ ), e o índice  $T$  e  $L$  de Theil.<sup>6</sup> Neste trabalho utiliza-se também outras medidas de desigualdade<sup>7</sup>, tal como a porcentagem da renda em poder dos 50% mais pobres ( $50^+$ ), dos 10% mais ricos ( $10^+$ ), dos 5% mais ricos ( $5^+$ ), ou dos 1% mais ricos ( $1^+$ ). Esses índices são medidas associadas diretamente à posição de um único ponto da curva de Lorenz, ou seja, às separatrizes (decis e percentis) da distribuição do rendimento.

### 2.1.1 Decomposição do índice de Gini

Neste trabalho, utiliza-se a decomposição do Índice de Gini para analisar a contribuição das aposentadorias e pensões para a desigualdade da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no Brasil ao longo das décadas de 80 e 90. Essa decomposição da desigualdade considera os vários componentes que se somam para formar os rendimentos domiciliares<sup>8</sup>.

A metodologia de decomposição do coeficiente de Gini utilizada neste trabalho está baseada no artigo de Pyatt et al. (1980)<sup>9</sup>. O ponto inicial é assumir que há  $n$  pessoas e que  $z_i$  e  $t_i$  são duas variáveis quaisquer observadas nas pessoas com ( $i = 1, 2, \dots, n$ ). As pessoas terão uma posição de ordem de acordo com  $t_i$ : a posição da pessoa na colocação  $i$  será denominada  $r(t_i)$ , com a convenção de que  $r(t_i) = 1$  para a pessoa com o  $t_i$  menor e  $r(t_i) = n$  para a pessoa com o maior  $t_i$ . Se duas ou mais pessoas tiverem o mesmo valor para  $t_i$ , para cada uma delas será dada a média das posições que essas pessoas poderão ter se houver uma diferença infinitesimal entre elas. Dessa forma, a média de todas as posições  $r(t_i)$  é dada por:

$$\bar{r} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n r(t_i) = \frac{(n+1)}{2} \quad (1)$$

A média das posições é, portanto, independente do critério de “posicionamento”  $t_i$  que é dado.

Admite-se que o valor médio de  $z_i$  é positivo, isto é,

<sup>6</sup> Tais medidas de desigualdade podem ser encontradas detalhadamente em Hoffmann (1998).

<sup>7</sup> Ressalta-se que essas medidas não atendem ao princípio de Pigou-Dalton.

<sup>8</sup> Um exemplo numérico de decomposição pode ser encontrado em Ferreira (2003).

<sup>9</sup> Essa metodologia já foi utilizada por muitos autores, podendo-se citar Fei et al. (1978), Ercelawn (1984), Mariano & Lima (1998), Neder (2001), Hoffmann (2002a e 2002c).

$$\bar{z} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_i > 0 \quad (2)$$

Note-se que  $z_i$  não necessita ser positivo para todo  $i$ .

Dado  $\bar{z}$ , pode-se também definir:

$$\pi_i = \frac{z_i}{n\bar{z}} \quad (3)$$

para cada pessoa. De (2) e (3) tem-se que a soma dos  $n$  valores de  $\pi_i$  é igual a 1.

A curva de concentração de  $z_i$  em relação a  $t_i$  mostra como os valores acumulados dos  $\pi_i$  variam em função de  $\frac{r(t_i)}{n}$ , tendo-se previamente ordenado as pessoas conforme valores crescentes de  $r(t_i)$ . Note-se que a curva de concentração não precisa ser monotonicamente crescente. A curva pode ficar acima do bisetor do primeiro quadrante. Se houver valores negativos de  $z_i$ , a curva pode ficar abaixo do eixo das abcissas.

A razão de concentração de  $z$  em relação a  $t$ , indicada por  $C(z|t)$ , é definida como 1 menos duas vezes a área entre a curva de concentração e o eixo das abcissas. Cabe ressaltar que áreas delimitadas pela curva de concentração abaixo do eixo das abcissas são negativas.

Observa-se que a área abaixo da curva de concentração pode ser obtida através da soma das áreas de  $n$  trapézios verticais, cada um com altura de  $\left(\frac{1}{n}\right)$ , isto é, como:

$$\begin{aligned} \delta &= \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{n} \left[ \pi_1 + \sum_{i=2}^n \left( \sum_{j=1}^{i-1} \pi_j + \sum_{j=1}^i \pi_j \right) \right] \\ \delta &= \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \pi_i [1 + 2(n-i)] \end{aligned} \quad (4)$$

em que o subscrito  $i$  refere-se a posição de ordem da pessoa, ou seja,  $i = r(t_i)$ .

De (4) tem-se que a razão de concentração é:

$$C(z|t) = 1 - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \pi_i [1 + 2(n-i)] \quad (5)$$

Lembrando a expressão (1), após algumas transformações algébricas verifica-se que

$$C(z|t) = \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n \pi_i [r(t_i) - \bar{r}]$$

ou

$$C(z|t) = 2 \text{cov}[\pi(z), r(t)] \quad (6)$$

em que  $\text{cov}(a, b)$  é a covariância entre as variáveis  $a$  e  $b$ . Utilizando (3), segue-se que

$$C(z | t) = 2 \operatorname{cov} \left[ \left( \frac{z}{n\bar{z}} \right), r(t) \right]$$

ou

$$C(z | t) = \frac{2}{n\bar{z}} \operatorname{cov}[z, r(t)] \quad (7)$$

Se a variável  $z$  for não-negativa ( $z_i \geq 0$  para todo  $i$ ), verifica-se que a área abaixo da curva de concentração varia de  $(2n)^{-1}$  a  $1 - (2n)^{-1}$ , de maneira que

$$\frac{1}{n} - 1 \leq C(z | t) \leq 1 - \frac{1}{n} \quad .$$

No caso particular em que a própria variável  $z$  for utilizada para ordenar os valores, isto é, se  $t = z$ , a curva de concentração passa a ser a curva de Lorenz da distribuição de  $z$  e a razão de concentração é o respectivo índice de Gini.

Se  $y_i$  é a renda domiciliar *per capita* e as pessoas estiverem ordenadas conforme o valor dessa mesma variável, o índice de Gini da renda domiciliar *per capita* é

$$G(y) = C(y | y) = \frac{2}{n\bar{z}} \operatorname{cov}[y, r(y)] \quad (8)$$

Se  $x_{ik}$  é a contribuição da parcela  $k$  (por exemplo, a aposentadoria) para a renda domiciliar *per capita*  $y_i$ , então:

$$y_i = \sum_{k=1}^m x_{ik} \quad \text{para } i=1, \dots, n \quad (9)$$

em que a renda total é constituída por  $m$  parcelas ( $k = 1, \dots, m$ ). Segue-se que

$$\bar{y} = \sum_{k=1}^m \bar{x}_k \quad (10)$$

em que  $\bar{x}_k$  é a média de  $x_{ik}$  para as  $n$  pessoas.

Substituindo (9) em (8), tem-se:

$$G(y) = \frac{2}{n\bar{z}} \operatorname{cov} \left[ \sum_k x_{ik}, r(y) \right]$$

Lembrando (7), verifica-se que

$$G(y) = \sum_{k=1}^m \phi_k C(x_k | y) \quad (11)$$

em que:

$$\phi_k = \frac{\bar{x}_k}{\bar{y}} \quad (12)$$

Note-se que  $\phi_k$  é a participação da  $k$ -ésima parcela na renda total.

É interessante verificar como a razão de concentração de  $x_k$  em relação a  $y$  se relaciona com o índice de Gini de  $x_k$ , que é dado por

$$G(x_k) = \frac{2}{n\bar{x}_k} \text{cov}[x_k, r(x_k)] \quad . \quad (13)$$

Usando (7), tem-se:

$$\frac{C(x_k | y)}{G(x_k)} = \frac{\text{cov}[x_k, r(y)]}{\text{cov}[x_k, r(x_k)]} = R(y, x_k) \quad (14)$$

$R(y, x_k)$  é denominada razão de correlação de ordem, cabendo ressaltar que não é um coeficiente de correlação de ordem. A expressão (14) mostra que a razão será igual a um somente se:

$$r(y) = r(x_k) \quad (15)$$

ou seja, somente se as pessoas tiverem o mesmo ordenamento com respeito à parcela de renda  $k$  e com respeito à renda domiciliar *per capita*.

Para obter  $G(x_k)$ , as pessoas são ordenadas conforme valores crescentes de  $x_{ik}$ . Em geral, o ordenamento será diferente no cálculo de  $C(x_k | y)$  quando as pessoas são ordenadas pelo valor de  $y_i$ . É claro que o valor acumulado dos  $x_{ik}$  até uma posição  $h$  será mínimo quando a ordenação tiver sido feita conforme os próprios valores de  $x_{ik}$ . Em outras palavras, a curva de concentração de  $x_k$  em relação a  $y$  nunca poderá ficar abaixo da curva de Lorenz de  $x_k$ . Consequentemente, a razão de concentração de  $x_k$  em relação a  $y$  não pode exceder o índice de Gini de  $x_k$ , isto é,

$$\frac{C(x_k | y)}{G(x_k)} = R(y, x_k) = R_k \leq 1. \quad (16)$$

Esse resultado também poderia ser obtido considerando que

$$\text{cov}[z, r(z)] \geq \text{cov}[z, r(t)] \quad \text{para todo } t. \quad (17)$$

Hoffmann (2002a) observa que, na expressão (11), se todas as razões de concentração tivessem o mesmo valor, esse seria também o valor de  $G(y)$ . Dessa forma, ele considera que um componente  $x_{ik}$  contribui para aumentar a desigualdade quando  $C(x_k | y) > G(y)$ . Quando  $C(x_k | y) < G(y)$ , o componente  $x_{ik}$  já está contribuindo para reduzir a desigualdade em relação àquela situação hipotética de igualdade das razões de concentração.

### 3 – RESULTADOS

A seguir apresentam-se os resultados obtidos para as medidas de desigualdade de renda e a decomposição do índice de Gini para o Brasil, de 1981 a 2001.

#### 3.1 Desigualdade do rendimento domiciliar *per capita* no Brasil: 1981 a 2001

Os resultados apresentados refletem a situação do conjunto das pessoas que formam os domicílios brasileiros quanto ao aspecto da distribuição dos seus rendimentos.

Vale lembrar que, para se calcular o  $L$  de Theil é necessário excluir os domicílios com rendimento declarado igual a zero, porque esse índice tende a infinito quando a renda de um domicílio tende a zero. Dessa forma, apresenta-se na Tabela 1 uma coluna contendo a porcentagem de domicílios que foram desconsiderados para esse cálculo por terem rendimento igual a zero. Cabe ressaltar que todos os demais indicadores de desigualdade foram calculados incluindo os domicílios com rendimento igual a zero.

A Tabela 1 mostra a evolução da desigualdade do rendimento domiciliar *per capita* obtidos através do cálculo do índice de Gini,  $T$  de Theil e  $L$  de Theil. Observa-se que a desigualdade manteve-se elevada durante todo o período analisado. Nota-se o sistemático crescimento da desigualdade após o Plano Cruzado em 1986, o valor excepcionalmente baixo em 1992 e novamente um crescimento, mantendo-se relativamente estável no período 1993-1997. Ocorre uma pequena diminuição da desigualdade entre 1998 e 1999. Observa-se na Tabela 1 que, excetuando 1981, 1984, 1986 e 1992, as medidas de desigualdade em 1999 são menores do que em qualquer outro ano do período analisado. Em 2001, observa-se que a desigualdade voltou a ter um pequeno crescimento.



Tabela 1. Distribuição do rendimento domiciliar *per capita*, no Brasil, de 1981 a 2001: Índice de Gini (*G*), *T* de Theil (*T*), *L* de Theil (*L*), percentual de domicílios com rendimento igual a zero, *percentagem* da renda correspondente aos 50% mais pobres (50-) e aos 10% mais ricos (10+)

Anos	G <sup>(1)</sup>	T <sup>(1)</sup>	L <sup>(2)</sup>	% rendimento igual a zero	50- <sup>(1)</sup>	10+ <sup>(1)</sup>
1981	0,582	0,675	0,625	0,65	13,2	46,2
1983	0,594	0,712	0,644	0,93	12,6	47,1
1984	0,587	0,695	0,630	0,47	13,7	47,0
1985	0,595	0,718	0,659	0,41	12,6	47,5
1986	0,586	0,713	0,635	0,36	13,1	46,8
1988	0,616	0,785	0,722	0,49	11,6	49,6
1989	0,634	0,880	0,774	0,49	10,7	51,2
1990	0,612	0,766	0,711	0,82	11,5	48,6
1992	0,580	0,689	0,634	1,19	13,2	45,6
1993	0,602	0,765	0,685	1,01	12,4	48,4
1995	0,599	0,727	0,665	1,26	12,4	47,7
1996	0,600	0,726	0,670	1,67	12,2	47,3
1997	0,600	0,731	0,673	1,38	12,2	47,5
1998	0,598	0,728	0,662	1,31	12,4	47,6
1999	0,592	0,706	0,645	1,25	12,8	47,1
2001	0,594	0,720	0,650	1,56	12,7	47,2

Fonte: IBGE-PNADs de 1981 a 2001

<sup>(1)</sup> Calculado considerando todos os domicílios com declaração de rendimento.

<sup>(2)</sup> Considerando apenas domicílios com rendimento positivo.

As pessoas que se encontram entre os 10% mais ricos se apropriam de aproximadamente 48% do total da renda, enquanto os 50% mais pobres detêm cerca de 12% da renda, conforme pode-se ver na Tabela 1. A razão entre a renda total dos 10% mais ricos e a renda total dos 50% mais pobres em 2001 foi de 3,7, ou seja, as pessoas que compõem os 10% mais ricos detêm uma renda 3,7 vezes maior do que toda a renda dos 50% mais pobres.

Esta estabilidade da desigualdade tem atravessado os mais variados ciclos institucionais, políticos e econômicos da história recente do país. Observa-se que os 50% mais pobres perceberam entre 10,7% e 13,2% da renda, enquanto os 10% mais ricos perceberam entre 45,6% e 53% da renda total.

No período analisado, as pessoas que se encontram entre os 5% mais ricos se apropriam de aproximadamente 34,5% do total da renda e os 1% mais ricos ficam com 14,2% do total. Em 2001, a razão entre a renda total dos 5% mais ricos e a renda total dos 50% mais pobres foi de 2,7 e entre a renda total dos 1% mais ricos e a renda total dos 40% mais pobres foi de 1,7.

Verifica-se que o percentual de renda recebido pelos mais pobres nos últimos sete anos é praticamente o mesmo, e que o percentual recebido pelos mais ricos também apresentou

comportamento semelhante. Observa-se que, em matéria de distribuição de renda, o país apresenta uma indesejável estabilidade.

### 3.2 Decomposição do índice de Gini

Com a utilização da metodologia de decomposição do índice de Gini conforme parcelas do rendimento domiciliar *per capita*, pode-se observar a participação de cada componente na formação do Gini global, para cada ano analisado. Especial atenção é dada ao rendimento das aposentadorias e pensões, objeto de estudo neste trabalho.

A Tabela 2 mostra a decomposição do valor médio (VM) e a participação percentual  $[(\%) \phi_k]$  dos componentes do rendimento domiciliar *per capita*.

Observa-se que os rendimentos do trabalho principal contribuem com a maior parcela no total dos rendimentos, embora tenha diminuído sua participação a partir de 1989. Em 1981, o rendimento do trabalho principal correspondia a 82,7% do rendimento domiciliar total. Em 1990, a participação dessa parcela na renda total passa a ser 81,7%, chegando, em 2001, a uma participação de 74,7% no rendimento domiciliar total. No período analisado, em média, a sua participação no total foi de 79,9%.

As aposentadorias e pensões contribuem com a segunda maior parcela no total dos rendimentos. Esse componente, ao longo do período analisado, aumentou a sua participação no valor do rendimento domiciliar *per capita*, principalmente a partir de 1989. Observa-se pela Tabela 2 que, entre os anos de 1981 a 1990, as aposentadorias e pensões contribuíram com aproximadamente 9,7% do total de rendimentos, enquanto nos anos de 1992 a 2001 a sua participação aumentou para 15,5%.

Em 1981, o rendimento de aposentadorias e pensões correspondia a 9,5% do rendimento domiciliar total. Em 1992, a participação dessa parcela na renda total passa a ser de 14,2%. Em 2001, a sua participação na renda total chegou a 18,6%. A partir de 1992, observa-se que o crescimento da participação do valor das aposentadorias e pensões no rendimento domiciliar *per capita* tem sido cada vez mais acentuado, revelando a sua crescente importância para a renda domiciliar.

O componente juros, dividendos etc., no período de 1981 a 1993, participou com aproximadamente 2,4% do valor do rendimento domiciliar *per capita*. A partir de 1995, a sua participação caiu para menos de 1%. Acredita-se que tal comportamento deve-se ao fim da correção monetária, com a implantação do Plano Real em 1994.

Os demais componentes do rendimento domiciliar *per capita* participaram no total dos rendimentos, em média, com 3,2% para rendimento de outros trabalhos; 2,1% para rendimento

de alugueis e 0,6% para rendimento de doações. Vale lembrar que os dados, para o componente do rendimento domiciliar *per capita* “doações”, estão disponíveis a partir da PNAD de 1992.

Tabela 2. Decomposição do valor médio (VM), em Reais<sup>1</sup> de setembro de 2001, e a participação percentual  $[(\%)\phi_k]$  dos componentes do rendimento domiciliar *per capita*. Brasil, de 1981 a 2001

ANO	Valor médio e sua participação percentual													
	Trabalho principal		Outros trabalhos		Aposent. e pensões		Aluguéis		Doações		Juros,etc		Total	
	VM	$(\%)\phi_k$	VM	$(\%)\phi_k$	VM	$(\%)\phi_k$	VM	$(\%)\phi_k$	VM	$(\%)\phi_k$	VM	$(\%)\phi_k$	VM	$(\%)\phi_k$
1981	170,67	82,7	5,41	2,6	19,69	9,5	5,95	2,9	-	-	4,66	2,3	206,38	100,0
1983	149,12	81,5	5,88	3,2	18,78	10,3	4,68	2,6	-	-	4,53	2,4	182,99	100,0
1984	148,61	81,5	5,77	3,2	18,74	10,3	4,18	2,3	-	-	5,05	2,7	182,35	100,0
1985	179,88	82,2	6,91	3,2	22,23	10,2	4,06	1,8	-	-	5,63	2,6	218,70	100,0
1986	256,52	83,7	10,08	3,3	26,99	8,8	6,85	2,2	-	-	6,03	2,0	306,47	100,0
1988	191,02	84,3	7,23	3,2	18,39	8,1	4,58	2,0	-	-	5,42	2,4	226,64	100,0
1989	233,25	82,4	9,88	3,5	27,70	9,8	6,82	2,3	-	-	5,58	2,0	283,23	100,0
1990	190,58	81,7	8,44	3,6	24,94	10,7	5,53	2,4	-	-	3,76	1,6	233,25	100,0
1992	167,47	79,0	6,18	2,9	29,94	14,2	2,83	1,3	0,86	0,4	4,66	2,2	211,94	100,0
1993	180,03	78,3	7,59	3,3	32,46	14,1	2,62	1,1	1,02	0,4	6,34	2,8	230,05	100,0
1995	238,03	78,5	10,68	3,5	43,18	14,2	6,83	2,3	1,75	0,6	2,67	0,9	303,12	100,0
1996	240,15	78,3	10,54	3,4	44,61	14,5	7,26	2,4	1,56	0,5	2,73	0,9	306,84	100,0
1997	239,33	78,2	9,97	3,3	46,67	15,2	6,60	2,2	1,75	0,6	1,87	0,5	306,19	100,0
1998	235,45	76,2	9,83	3,2	51,67	16,7	7,42	2,4	2,13	0,7	2,68	0,8	309,19	100,0
1999	192,44	75,5	7,58	3,0	45,43	17,8	5,55	2,2	1,78	0,7	2,10	0,8	254,91	100,0
2001	222,31	74,7	9,57	3,2	55,18	18,6	5,74	1,9	2,00	0,7	2,72	0,9	297,52	100,0
<b>Média</b>	<b>202,18</b>	<b>79,9</b>	<b>8,22</b>	<b>3,2</b>	<b>32,29</b>	<b>12,7</b>	<b>5,47</b>	<b>2,1</b>	<b>1,60</b>	<b>0,6</b>	<b>4,15</b>	<b>1,7</b>	<b>253,74</b>	<b>100,0</b>

Fonte: IBGE-dados individuais das PNADs de 1981 a 2001

<sup>1</sup>Utilizando como deflator o INPC-IBGE.

A Tabela 3 mostra a razão de concentração dos componentes do rendimento domiciliar *per capita*,  $C(x_k | y)$ , denotado na tabela como C. Sabe-se que um componente da renda contribui para aumentar a desigualdade quando a razão de concentração for maior que o índice de Gini. Os componentes do rendimento “outros trabalhos” e “aluguéis e juros” (com exceção

dos anos de 1985 e 1986) tiveram razão de concentração maior do que o índice de Gini global, e contribuíram para aumentar a desigualdade medida pelo índice de Gini. Os componentes “trabalho principal” e “doações” tiveram razão de concentração menor do que o índice de Gini global, ou seja, em todo o período analisado, esses dois componentes contribuíram para reduzir a desigualdade medida pelo índice de Gini.

Tabela 3 . Razão de Concentração (C) na decomposição do índice de Gini do rendimento domiciliar *per capita*. Brasil, de 1981 a 2001

Componente do rendimento	Razão de concentração (C)															
	1981	1983	1984	1985	1986	1988	1989	1990	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2001
TP <sup>1</sup>	0,566	0,577	0,572	0,582	0,574	0,608	0,620	0,595	0,565	0,589	0,587	0,588	0,591	0,585	0,579	0,581
OT <sup>2</sup>	0,768	0,759	0,797	0,804	0,808	0,787	0,808	0,796	0,758	0,765	0,766	0,784	0,767	0,748	0,745	0,785
AP <sup>3</sup>	0,569	0,609	0,588	0,597	0,564	0,573	0,615	0,632	0,576	0,579	0,586	0,580	0,585	0,599	0,603	0,603
A <sup>4</sup>	0,778	0,797	0,812	0,812	0,833	0,801	0,882	0,820	0,802	0,784	0,813	0,802	0,796	0,803	0,803	0,797
D <sup>5</sup>	-	-	-	-	-	-	-	-	0,368	0,423	0,399	0,436	0,380	0,413	0,354	0,395
J <sup>6</sup>	0,757	0,639	0,592	0,593	0,571	0,643	0,673	0,629	0,839	0,858	0,789	0,815	0,769	0,764	0,695	0,539
Gini total	0,582	0,594	0,587	0,595	0,586	0,616	0,634	0,612	0,580	0,602	0,599	0,600	0,600	0,598	0,592	0,594

Fonte: IBGE-dados individuais das PNADs de 1981 a 2001

<sup>1</sup> Trabalho Principal <sup>2</sup> Outros trabalhos <sup>3</sup> Aposentadorias e pensões <sup>4</sup> Aluguéis <sup>5</sup> Doações <sup>6</sup> Juros, etc

Para aposentadorias e pensões, a razão de concentração cresceu na primeira metade dos anos 80, recuou em 1986, voltando a crescer a partir de 1988. Nos anos 90, a razão de concentração cresceu entre 1992 e 1995, recuando um pouco em 1996 e voltando a crescer, acentuadamente, no final dos anos 90.

As aposentadorias e pensões apresentaram razão de concentração menor que o índice de Gini global em 9 dos 16 anos analisados. Para os anos de 1983, 1984, 1985, 1990, 1998, 1999 e 2001, a razão de concentração foi maior que o índice de Gini. Observa-se que, no final da década de 1990 e início do Século XXI, as aposentadorias e pensões deram uma contribuição maior para a desigualdade da distribuição do rendimento domiciliar *per capita*.

Observa-se que, em todo o período analisado, a razão de concentração para aposentadorias e pensões não apresentou recuos significativos. Pelo contrário, a tendência foi de crescimento. A razão de concentração para todos os componentes do rendimento domiciliar *per*

*capita* foi positiva, mostrando que o valor de todos esses componentes tende a crescer com o rendimento domiciliar *per capita*.

Note-se que a razão de concentração de aposentadorias e pensões, ao longo do período analisado, é superior ou está ligeiramente abaixo da razão de concentração do rendimento do trabalho principal. O período de 1998 a 2001 apresenta razão de concentração de aposentadorias e pensões superior ao índice de Gini e, nos últimos dois anos, substancialmente maior do que a razão de concentração do rendimento de trabalho principal.

A Tabela 4 mostra a participação de cada componente para a formação do índice de Gini e a sua participação, em termos percentuais, para a formação do índice de Gini global.

Observa-se que o rendimento do trabalho principal é, em todo o período, o componente com a maior participação na formação do índice de Gini do rendimento domiciliar *per capita*, seguido pelo rendimento de aposentadorias e pensões, conforme pode-se verificar na Figura 1.

Ao longo do período analisado, verifica-se que os rendimentos do trabalho principal, em média, representam 79,9% do rendimento total (Tabela 2) e originam a maior parcela do índice de Gini, participando com 78,1% (Tabela 4).

Entre os demais componentes do rendimento, as aposentadorias e pensões vêm a seguir, representando, em média, 12,7% do rendimento total, originando a segunda maior parcela do índice de Gini, com 12,6%. Em 1981, a contribuição dessa parcela para o índice de Gini foi de 9,3%. Essa participação foi razoavelmente estável no período de 1981 a 1985, diminuiu de 1986 a 1988 e voltou a crescer a partir de 1989, quando contribuiu com 9,5%. Em 1992, a contribuição dessa parcela para o índice de Gini total passa a ser de 14%, acentuando esse crescimento na segunda metade dos anos 90, principalmente nos anos de 1998 e 1999. A sua participação, cresce ainda mais em 2001, quando atinge 18,8% do índice de Gini, sendo esse o maior percentual de todo o período de 1981 a 2001.

Entre 1992 e 2001, a parcela do índice de Gini do rendimento domiciliar *per capita* referente ao rendimento do trabalho principal, diminui 0,012, ao mesmo tempo que a parcela referente ao rendimento de aposentadorias e pensões aumenta 0,031.

Portanto, as aposentadorias e pensões contribuem significativamente na formação do índice de Gini em todo o período analisado, com clara tendência de crescimento na década de 90.

O índice de Gini total manteve-se alto durante todo o período analisado, comprovando que o rendimento domiciliar *per capita* é mal distribuído. O maior valor desse índice foi em 1989, atingindo 0,634. Nos anos seguintes, o seu valor diminuiu, contrastando com o aumento da participação das aposentadorias e pensões na formação desse índice.

Tabela 4 . Parcelas do índice de Gini [ $\phi_k C(x_k|y)$ ] e o respectivo percentual, na formação do índice de Gini Global dos componentes do rendimento domiciliar *per capita*. Brasil, 1981 a 2001

ANO	Parcelas do índice de Gini [ $\phi_h C(x_k y)$ ] e as suas respectivas percentagens (%)													
	Trabalho principal		Outros trabalhos		Aposent. e pensões		Aluguéis		Doações		Juros, etc		Total	
	$\phi_h C(x_k y)$	%	$\phi_h C(x_k y)$	%	$\phi_h C(x_k y)$	%	$\phi_h C(x_k y)$	%	$\phi_h C(x_k y)$	%	$\phi_h C(x_k y)$	%	$\phi_h C(x_k y)$	%
1981	0,468	80,4	0,020	3,5	0,054	9,3	0,023	3,9	-	-	0,017	2,9	0,582	100,0
1983	0,471	79,3	0,024	4,1	0,063	10,5	0,020	3,4	-	-	0,016	2,7	0,594	100,0
1984	0,467	79,4	0,025	4,3	0,060	10,3	0,019	3,2	-	-	0,016	2,8	0,587	100,0
1985	0,479	80,5	0,025	4,2	0,061	10,3	0,015	2,5	-	-	0,015	2,5	0,595	100,0
1986	0,480	81,9	0,026	4,5	0,050	8,5	0,019	3,2	-	-	0,011	1,9	0,586	100,0
1988	0,512	83,3	0,025	4,1	0,047	7,6	0,016	2,6	-	-	0,015	2,4	0,616	100,0
1989	0,511	80,6	0,028	4,4	0,060	9,5	0,021	3,3	-	-	0,014	2,2	0,634	100,0
1990	0,486	79,4	0,029	4,7	0,068	11,0	0,019	3,2	-	-	0,010	1,2	0,612	100,0
1992	0,446	76,9	0,022	3,8	0,081	14,0	0,011	1,9	0,002	0,3	0,018	3,1	0,580	100,0
1993	0,461	76,5	0,025	4,2	0,082	13,6	0,009	1,5	0,002	0,3	0,023	3,9	0,602	100,0
1995	0,461	77,0	0,027	4,5	0,084	14,0	0,018	3,0	0,002	0,4	0,007	1,1	0,599	100,0
1996	0,461	76,8	0,027	4,5	0,084	14,0	0,019	3,2	0,002	0,3	0,007	1,2	0,600	100,0
1997	0,462	77,0	0,025	4,2	0,089	14,8	0,017	2,8	0,002	0,4	0,005	0,8	0,600	100,0
1998	0,446	74,5	0,024	4,0	0,100	16,7	0,019	3,2	0,003	0,5	0,006	1,1	0,598	100,0
1999	0,437	73,7	0,022	3,7	0,107	18,2	0,018	3,0	0,002	0,4	0,006	1,0	0,592	100,0
2001	0,434	73,0	0,025	4,3	0,112	18,8	0,015	2,6	0,003	0,4	0,005	0,8	0,594	100,0
<b>Média</b>	<b>0,468</b>	<b>78,1</b>	<b>0,025</b>	<b>4,2</b>	<b>0,075</b>	<b>12,6</b>	<b>0,017</b>	<b>2,9</b>	<b>0,002</b>	<b>0,4</b>	<b>0,012</b>	<b>2,0</b>	<b>0,598</b>	<b>100,0</b>

Fonte: IBGE-dados individuais das PNADs de 1981 a 2001.

Para que se possa explicar a crescente contribuição das aposentadorias e pensões na desigualdade da distribuição do rendimento domiciliar *per capita*, a comparação com a parcela do rendimento de todos os trabalhos é bastante apropriada. A Tabela 5 mostra a evolução da desigualdade da distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas (PEA) com algum rendimento e da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* para o Brasil de 1981 a 2001.

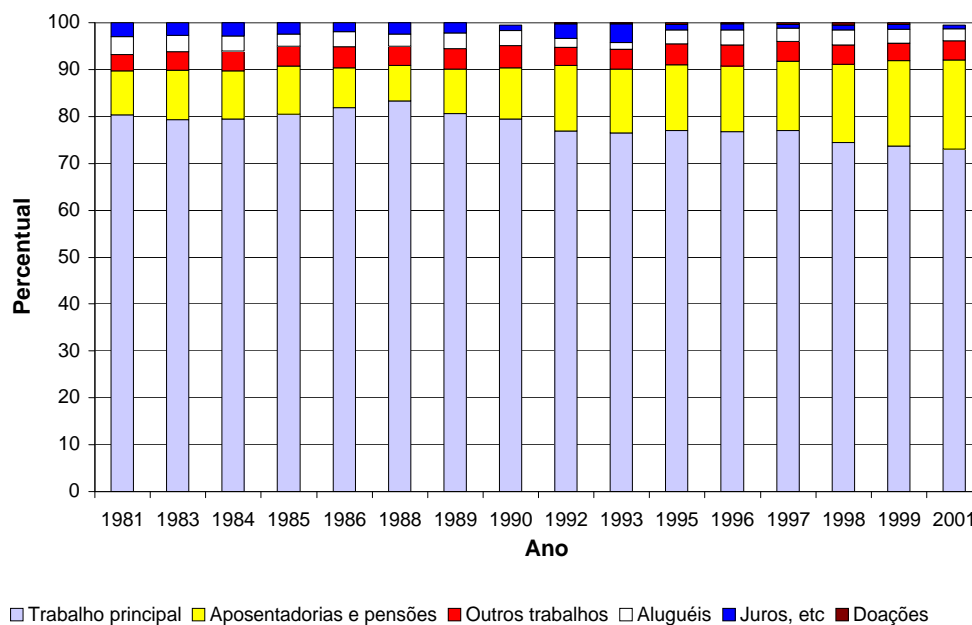


Figura 1 - Percentagens das parcelas do índice de Gini. Brasil, 1981 a 2001

A evolução da desigualdade da distribuição da renda entre pessoas economicamente ativas, medida através do índice de Gini, mostra valores relativamente baixos em 1981 e 1992, um grande crescimento em 1988 e 1989, um valor elevado em 1993, redução em 1995 e 1996, estabilidade entre 1996 e 1997, voltando a decrescer em 1998 e 1999.

Observa-se que, entre 1993 e 2001, o índice de Gini apresentou tendência de redução da desigualdade entre pessoas economicamente ativas com rendimento. Nesse período, o índice de Gini da PEA para o Brasil diminuiu 0,033. De acordo com Hoffmann (2002a), quando são consideradas todas as pessoas economicamente ativas com declaração de rendimento de todas as fontes, a redução da desigualdade é menor, mas não é desprezível.

A Tabela 5 mostra a evolução da medida de desigualdade da distribuição do rendimento domiciliar *per capita*<sup>10</sup>. Nesse período, o índice de Gini do rendimento domiciliar *per capita* para o Brasil diminuiu 0,008. Constatase que houve diminuição da desigualdade, mas essa diminuição é bem menos intensa do que no caso da distribuição do rendimento das pessoas economicamente ativas com rendimento, principalmente a partir de 1995.

<sup>10</sup> A distribuição do rendimento das pessoas economicamente ativas é apropriada para analisar as mudanças mais diretamente associadas ao mercado de trabalho. Para analisar as diferenças de nível de renda, é mais apropriado considerar a classificação das pessoas de acordo com o rendimento domiciliar *per capita*.

Essa diferença de comportamento das duas distribuições pode ser explicado através da participação dos rendimentos de todos os trabalhos e da participação dos rendimentos das aposentadorias e pensões. A tabela 4 mostra que a participação dos rendimentos de todos os trabalhos, em 1993, foi de 0,486 e, em 2001, de 0,459, revelando que a participação desse componente diminuiu 0,027. Já a participação dos rendimentos das aposentadorias e pensões em 1993 foi de 0,082 e, em 2001, de 0,112, crescendo 0,030. O efeito compensatório nessas duas parcelas explica a relativa estabilidade do índice de Gini para o período.

Tabela 5. Índice de Gini para a distribuição do rendimento das pessoas economicamente ativas ( $G_{PEA}$ ) e para a distribuição do rendimento domiciliar *per capita* ( $G_{RDPC}$ ). Brasil, de 1981 a 2001

ANO	$G_{PEA}^{(1)}$	$G_{RDPC}$
1981	0,572	0,582
1983	0,591	0,594
1984	0,586	0,587
1985	0,599	0,595
1986	0,589	0,586
1988	0,617	0,616
1989	0,636	0,634
1990	0,607	0,612
1992	0,574	0,580
1993	0,604	0,602
1995	0,589	0,599
1996	0,585	0,600
1997	0,585	0,600
1998	0,581	0,598
1999	0,572	0,592
2001	0,571	0,594

Fonte:  $G_{PEA}$  – Hoffmann (2002b)

$G_{RDPC}$  – IBGE-PNADs de 1981 a 2001

<sup>(1)</sup>Estimativas obtidas a partir de tabela de distribuição de frequência em 8 estratos.

A tendência de diminuição da participação dos rendimentos de todos os trabalhos no rendimento total é consequência da redução da participação dos salários no total da produção brasileira. Além disso, o mercado de trabalho formal tem constantemente apresentado quedas. Essas tendências contribuem bastante para diminuir a arrecadação da Previdência Social, conforme afirma Stephanes (1999).

O aumento da participação de renda das aposentadorias e pensões no rendimento total está associado ao crescente envelhecimento da população. Essa tendência é de crescimento,



porque a população brasileira tem apresentado baixas taxas de fecundidade, aumento de longevidade e urbanização acelerada, levando a um maior crescimento da população idosa em relação aos demais grupos etários.

A combinação de mudanças na composição do mercado de trabalho, crescente informalização, flexibilização das relações trabalhistas, crescimento da população idosa, somados aos problemas existentes nos critérios e requisitos do sistema previdenciário, torna inviável o sistema vigente, devido ao constante crescimento do déficit previdenciário.

#### **4 CONCLUSÃO**

Os problemas da Previdência Social no Brasil são de longa data e, no decorrer dos anos, não houve a preocupação em solucioná-los, postergando ao máximo os ajustes necessários.

Alguns fatores como a Constituição de 1988, mudanças no mercado de trabalho, envelhecimento da população, fim das altas taxas inflacionárias, critérios e requisitos dos regimes de Previdência Social, têm contribuído negativamente para o bom andamento do sistema previdenciário.

As alterações recentes na demografia brasileira são importantes e influenciam diretamente o sistema previdenciário. Observa-se que atualmente há um constante decréscimo na taxa de natalidade e aumento da expectativa média de vida. A consequência disso é o envelhecimento da população. O rápido crescimento do número de idosos na população e o aumento dos inativos em relação à população economicamente ativa têm sido um crescente problema enfrentado pelo modelo de repartição simples, à medida que diminui a base de contribuintes.

Ao longo dos últimos anos, o percentual de trabalhadores com carteira assinada tem diminuído. Por exemplo, em 1999, cerca de 55% dos trabalhadores brasileiros não contribuíram para a Previdência Social. Esses dados são reflexo do crescimento do mercado informal no país, atribuído à tecnologia, à reestruturação empresarial, à queda na contratação formal e ao aumento das cooperativas de trabalho. Dessa forma, existe a necessidade de revisão na estrutura tributária e na legislação trabalhista, de modo a aumentar os incentivos à regularização do mercado informal. A base de contribuintes da previdência no Brasil está muito aquém do potencial produtivo do país. A consequência da queda da base de contribuição é a diminuição da relação contribuinte/beneficiário. Esse decréscimo na relação, no modelo de repartição simples, leva a aumento das alíquotas de contribuição ou à redução no valor real dos benefícios.

O estabelecimento de novas regras previdenciárias, na Constituição de 1988 contribuiu para que o sistema previdenciário brasileiro se tornasse cada vez mais deficitário e insustentável.

A ampliação dos benefícios para os trabalhadores rurais, sem as fontes de financiamento adequadas ou contrapartida suficiente de receita, é um exemplo. Já a instituição do Regime Jurídico Único, incluindo, subitamente, milhares de empregados da União, estados e municípios, que contribuía para o regime geral e que se aposentariam pelas regras do INSS, e passaram a se aposentar por conta do setor público, tornou-se um dos principais problemas dentro do sistema previdenciário, comprometendo inclusive a estabilidade fiscal do país. Embora essa questão não possa ser analisada pormenorizadamente com os dados da PNAD, sabe-se que o Regime dos Servidores Públicos encontra-se com diversas distorções, levando o sistema previdenciário a apresentar crescentes déficits e a contribuir para aumentar a desigualdade da distribuição da renda no Brasil.

No caso da distribuição da renda, através dos dados das PNADs de 1981 a 2001, conclui-se que o rendimento das aposentadorias e pensões tende a reproduzir a distribuição da renda no Brasil.

A decomposição do índice de Gini mostra que o rendimento de aposentadorias e pensões participou com a segunda maior parcela desse índice em todo o período analisado. Destaca-se que houve um nítido aumento dessa participação na década de 90.

A razão de concentração das aposentadorias e pensões, particularmente a partir de 1998, é maior do que o índice de Gini e superior à razão de concentração do rendimento do trabalho principal. Esses resultados mostram que os rendimentos de aposentadorias e pensões, administradas pelo governo federal, estão contribuindo para aumentar a desigualdade da distribuição da renda no Brasil, mostrando mais uma vez a necessidade de reforma do sistema previdenciário. É importante notar que um componente dos rendimentos que está diretamente sujeito a normas e leis, como as aposentadorias e pensões, esteja contribuindo para aumentar a desigualdade da distribuição de renda.

Os valores do índice de Gini da população economicamente ativa e do rendimento domiciliar *per capita* mostram a elevada desigualdade da distribuição da renda no Brasil. Observa-se que entre 1993 e 2001 houve uma redução da desigualdade da distribuição do rendimento das pessoas economicamente ativas. A redução da desigualdade no período torna-se quase desprezível quando é analisada a distribuição do rendimento domiciliar *per capita*. Esse fenômeno pode ser explicado, basicamente, pela crescente participação de aposentadorias e pensões na determinação da desigualdade.

Assim, evidencia-se a existência de problemas no sistema previdenciário do Brasil quanto à concentração do rendimento de aposentadorias e pensões. Exemplos de benefícios concedidos, como as aposentadorias por tempo de serviço, sem limitação de idade, ou altos

valores de aposentadorias e pensões que são pagos a uma minoria, sem que tenham contribuído com um valor adequado para isso, certamente contribuem para aumentar a desigualdade. As regras em vigor têm permitido que alguns segmentos da sociedade sejam privilegiados em detrimento de uma grande maioria. Observa-se que está havendo uma redistribuição invertida de renda, em que os que ganham menos financiam as aposentadorias dos que recebem os maiores valores. Todas essas evidências nos levam a crer que o sistema de seguridade social oficial necessita de ajustes e reformas urgentes.

Apesar da Reforma Constitucional n.º 20, o que se observou foram ajustes no Regime Geral de Previdência Social administrada pelo INSS, que atingem a grande maioria da população, enquanto a concessão de benefícios para o regime dos funcionários públicos permaneceu sem grandes modificações. A Emenda Constitucional teve como preocupação maior diminuir o déficit previdenciário. A distribuição dos benefícios de aposentadorias e pensões não foi modificada, e a tendência é a Previdência Social continuar a reproduzir a distribuição de renda vigente no país, concentrando a maior parte do valor dos benefícios nos segmentos mais ricos da sociedade.

É preciso buscar o aperfeiçoamento de critérios e requisitos dos regimes de previdência, adotando conceitos e fundamentos da doutrina do sistema de Previdência Social, com o objetivo de diminuir as diferenças no valor dos benefícios dos trabalhadores.

Apesar de a Previdência Social exercer papel fundamental na diminuição da pobreza no Brasil é saudável que as políticas públicas com caráter redistributivo sejam orientadas, principalmente, para os mais pobres, com o objetivo de diminuir a desigualdade na distribuição da renda.

Medidas de curto prazo, como a cobrança de contribuição previdenciária proporcional aos valores das aposentadorias e pensões, restabelecendo o princípio da equidade contributiva é imperativo. Dessa forma, o sistema sempre estaria em equilíbrio e garantiria justiça, porque cada um retiraria proporcionalmente ao que depositou.

No médio e longo prazo, o sistema previdenciário oficial deverá ser reestruturado, corrigindo as distorções existentes nos seus Regimes Previdenciários. Sabe-se que a origem da maior parte do déficit da previdência é proveniente do Regime dos Servidores Públicos, que recebem aposentadorias maiores do que o Regime Geral de Previdência Social. Não haveria problema se os aposentados do Regime dos Servidores públicos tivessem contribuído com valor suficiente para tanto. Porém, com o aumento crescente do déficit previdenciário, as aposentadorias desse regime deixam de ser uma questão de foro individual e passam a ser uma questão de toda a sociedade. É a sociedade que deverá responder se quer continuar a dirigir

recursos para manter privilégios ou se faz uma reforma na previdência, visando diminuir tais distorções, redirecionando os gastos para os menos favorecidos.

Deve-se ter em vista, também, a arrecadação previdenciária do mercado de trabalho informal, cada vez mais presente no país. É necessário criar a possibilidade de contribuições menores, mesmo que isso resulte em benefício menor, mas seria, de todo modo, melhor do que manter um contingente enorme de trabalhadores à margem do sistema.

É necessário que os especialistas em Previdência Social encontrem soluções e criem regras adequadas para resolver o quadro existente, repactuando direitos e obrigações. Também é preciso que o Congresso Nacional, responsável pela criação e aprovação de leis, aprove medidas corretas, aperfeiçoando a legislação e as políticas previdenciárias, embora isso seja dificultado pelas pressões de segmentos da sociedade que buscam manter privilégios. Sabe-se que esse é um tema politicamente delicado e que os prejuízos políticos-eleitorais aparecem de imediato, enquanto que os benefícios da reforma do sistema ocorrerão gradualmente ao longo do tempo. Mesmo assim, quando se verifica que não haverá possibilidades de sustentar o atual modelo previdenciário, tais desgastes são necessários, para que não se cometa uma enorme irresponsabilidade para com os idosos deste país.

O ponto positivo que se tem observado com relação à Previdência Social é a intensa discussão e debate do sistema, procurando mostrar a toda população os seus problemas, tornando-a transparente, de modo a suscitar debates, pesquisas e manifestações que visem efetivamente acabar com as distorções existentes criando condições para diminuir o déficit previdenciário. Espera-se que a Previdência Social seja mais um instrumento que contribua para diminuir a desigualdade da distribuição da renda no Brasil.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AMSBERG, J.V.; LANJOUW, P.; NEAD, K. A focalização do gasto social sobre a pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. cap.24, p.685-718.

BARROS, R.P.; FOGUEL, M. N. Focalização dos gastos públicos sociais e erradicação da pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. cap.25, p.719-739.

- ERCELAWN, A. Income inequality in rural Pakistan: a study of sample villages. **Pakistan Journal of Applied Economics**, n.3, p.1-28, 1984.
- FEI, J.C.; RANIS, G.; KUO, S.W.Y. Growth and the family distribution of income by factor components. **The Quarterly Journal of Economics**, v.92, p.17-53, Feb. 1978.
- FERREIRA, C. R. Participação das aposentadorias e pensões na desigualdade da distribuição da renda no Brasil no período de 1981 a 2001. Piracicaba, 2003. 136p.Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo. /No prelo/
- GASTOS de rico para uma previdência pobre.  
<http://www6.via-rs.com.Br/esteditora/correio/4779/right.htm> (02 jun. 2002).
- HOFFMANN, R. A subdeclaração dos rendimentos. **São Paulo em Perspectiva**, v.2, n.1, p.50-54, jan./mar. 1988.
- HOFFMANN, R. **Distribuição de renda:** medidas de desigualdade e pobreza. São Paulo: EDUSP, 1998. 275p.
- HOFFMANN, R. **Desigualdade no Brasil:** a contribuição das aposentadorias.  
[www.eco.unicamp.br/projetos/rurbano.html](http://www.eco.unicamp.br/projetos/rurbano.html). (17 out. 2002a)
- HOFFMANN, R. **Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1979-99.**  
[www.eco.unicamp.br/projetos/rurbano.html](http://www.eco.unicamp.br/projetos/rurbano.html). (17 out. 2002b).
- HOFFMANN, R. Posse da terra, renda e condições de vida na agricultura brasileira (compact disc). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 40., Passo Fundo, 2002. **Anais**. Brasília: SOBER, 2002c.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios** (compact disc). Rio de Janeiro, 1981, 1983-86, 1988-89, 1990, 1992-93, 1995-99 e 2001.

MARIANO, J.L.; LIMA, R.C. A desigualdade da renda rural no Nordeste: análise da desagregação do coeficiente de Gini e da sensibilidade do índice de bem-estar de Sen. **Análise Econômica**, v.16, n.29, p.103-118, mar. 1998.

NEDER, H.D. Os efeitos das atividades não-agrícolas na distribuição de renda no meio rural (compact disc). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 39., Recife, 2001. **Anais**. Brasília: SOBER, 2001.

NERI, M. Recursos existem, falta qualidade. **Conjuntura Econômica**, v.55, n.11, p.78-79, nov. 2001.

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.

RAMOS, C.A. **Impacto distributivo do gasto público: uma análise a partir da PCV/1998**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. 21p. (Texto para Discussão, 732).

STEPHANES, R. **Reforma da previdência sem segredos**. 2.ed. Rio de Janeiro: Record, 1999. 244p.