

# **PREVIDÊNCIA SOCIAL E DESIGUALDADE : A PARTICIPAÇÃO DAS APOSENTADORIAS E PENSÕES NA DISTRIBUIÇÃO DA RENDA NO BRASIL – 1981 A 2001**

Carlos Roberto Ferreira  
Universidade Estadual de Londrina

Solange de Cássia Inforzato de Souza  
Universidade Estadual de Londrina

## Resumo

Dentre os problemas da previdência social brasileira, observa-se que existem distorções nos critérios e requisitos do regime de repartição simples. Este estudo procurou avaliar a participação das aposentadorias e pensões para a desigualdade da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no Brasil, no período de 1981 a 2001, através da técnica de decomposição do índice de Gini. Concluiu-se que o rendimento das aposentadorias e pensões contribuem, significativamente, para aumentar a desigualdade da distribuição da renda no Brasil.

Palavras-chave: previdência social, aposentadorias e pensões, desigualdade.

## Abstract

Among the problems presented by Brazilian social security, it may be observed that there are distortions in the criteria and requisites of the simple partition system. The present study is an attempt to evaluate retirement and pension contributions to the inequality of the per capita domiciliary income distribution in Brazil, from 1981 to 2001, through the technique of decomposition of Gini's index. The conclusion drawn is that the retirement and pension income contributes, significantly, to the increase of inequality of the income distribution in Brazil.

Key words: social security, retirements and pensions, inequality.

## **PREVIDÊNCIA SOCIAL E DESIGUALDADE : a participação das aposentadorias e pensões na distribuição da renda no Brasil - 1981 a 2001**

Carlos Roberto Ferreira  
Universidade Estadual de Londrina

Solange de Cássia Inforzato de Souza  
Universidade Estadual de Londrina

### **1 – INTRODUÇÃO**

As transformações operadas no sistema capitalista desde os anos 30, resultante das políticas anticíclicas de orientação keynesiana, significaram a construção de uma esfera pública, de um padrão de financiamento público assentado no fundo público, que passa a ser premissa fundamental para a reprodução do capital e da força de trabalho. A presença do fundo público para a reprodução da força de trabalho significou despesas públicas em educação, seguro-desemprego, benefícios familiares, previdência social, e outros, ou seja, "salário indireto" que

transformou-se em liberação do salário direto ou da renda domiciliar disponível para alimentar o consumo de massa. O crescimento dos mercados, especialmente do de bens de consumo duráveis, teve, portanto, como uma de suas alavancas importantes, o comportamento (...) das despesas sociais públicas ou do salário indireto. (Oliveira, 1998, p.22)

O deslocamento da esfera privada para a esfera pública assume, na formulação teórica keynesiana a forma de “autonomização da demanda”, uma verdadeira revolução no Estado da posição de subalternidade fiscal para a de antecipador fiscal através da “demanda autônoma do Estado”, autorizando as políticas públicas sociais, políticas de demanda social.

O que houve foi uma conjugação do Estado keynesiano e do Estado do bem-estar, cuja manifestação se deu diferentemente entre diversos países. Importa salientar que o sistema de proteção constitui peça chave desse período do capitalismo, auxiliando a forma peculiar de gestão da força de trabalho, base para a acumulação fordista. No plano produtivo, nova organização do trabalho e nova concepção de trabalhador, investimentos públicos e subsídios ao capital, e no plano social e do trabalho, um conjunto de garantias sociais, especialmente pela regulamentação do trabalho e reconhecimento dos sindicatos como representantes legítimos da classe trabalhadora, uma incorporação crescente da PEA ao novo estatuto do trabalho.

Contudo, se anteriormente o movimento observado foi o de deslocamento da esfera privada para a pública, nas últimas três décadas do século XX e início do XXI, verifica-se o contrário, um red deslocamento da esfera pública para a privada, uma despublicização. Com isso, atacam-se os direitos sociais, o "salário social", e outras ações do Estado e dos gastos sociais. As bases sociais do Estado do bem-estar são questionadas, muito embora os gastos públicos continuem a crescer nos países desenvolvidos.<sup>1</sup>

No Brasil essa situação fica ainda mais grave, porque embora o país venha gastando muito na área social, a concentração de renda é bastante elevada. De acordo com o Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade, IETES (2002), cerca de 135 bilhões de reais por ano são gastos na área social. Porém, esses gastos são ineficazes, porque não têm reduzido a desigualdade da distribuição da renda e a pobreza. Esses gastos têm beneficiado sobretudo, os não-pobres. Um exemplo dessa situação, como aponta IETES

---

<sup>1</sup> Batista Junior(1997) examina as estatísticas publicadas pela OCDE e compara os indicadores do final dos anos 70 e início dos 80 com os da primeira metade dos anos 90. Sobre a evolução da relação gasto público/PIB, observa que nos EUA e no Japão, o gasto público passou de aproximadamente 31% do PIB entre 1978 e 1981, para 34% entre 1992/1995. Na Alemanha, de 47,8% para 49,2%. Nos países da OCDE, de 36,7% para 41%. É necessário enfatizar que a dívida pública bruta aumentou nos períodos comparados. Nos países da OCDE, de 40,9 para 68,3% como percentagem do PIB. No Brasil, a dívida pública líquida em 1995 era de 29,9% do PIB. Nos EUA, de 37,2 para 63,4%, no Japão de 48,6 para 71,5%, na Alemanha de 32,6 para 52,8%.

(2002) está nos benefícios médios de aposentadorias e pensões dos poderes legislativos e judiciário que são dezenas de vezes maiores que as do setor privado.

De acordo com IPEA (1996), o efeito distributivo dos gastos sociais é reduzido, sendo seu perfil desfavorável mesmo aos contingentes mais pobres da população. Estimativas do Banco Mundial, referentes a 1990 indicam que o valor *per capita* dos gastos sociais, sem incluir os benefícios pagos pela previdência, relativos aos 20% mais pobres da população, era 13% inferior à cifra correspondente aos 80% restantes da população. Esse diferencial aumenta quando se consideram os benefícios pagos pela previdência. O valor *per capita* dos gastos sociais referentes aos 20% mais pobres era 40% menor do que o valor relativo aos outros 80% da população. Esses dados mostram que, quando se consideram os benefícios pagos pela previdência, o perfil da distribuição é ainda mais desfavorável aos segmentos mais pobres.

Um dos problemas que atinge a Previdência Social e favorece na desigualdade da distribuição de aposentadorias e pensões são os critérios e requisitos do sistema previdenciário<sup>2</sup>. No Brasil, o período médio de contribuição e a idade média de concessão de aposentadorias está aquém da média mundial, ignorando conceitos e princípios do regime de repartição simples<sup>3</sup>, embora recentemente tem-se feito esforços para mudar essa situação.

De acordo com Stephanes (1999) em países onde os princípios básicos do sistema previdenciário são respeitados, o modelo de repartição simples funciona com as contribuições dos atuais trabalhadores, por um período de 35 a 40 anos, financiando as aposentadorias dos inativos, que, em média, recebem o benefício por 18 anos, enquanto as próximas gerações irão financiar os benefícios dos que estão contribuindo. De acordo com o mesmo autor, existem casos de empresas estatais brasileiras terem idade média de concessão de aposentadorias com 48 anos; isso numa classe de pessoas que têm uma expectativa de vida em torno de 80 anos, o que equivale dizer que embora tenham contribuído menos de 30 anos, em média, essas pessoas vão gozar uma aposentadoria durante 32 anos. Se levar em conta que esse benefício gera uma pensão por mais oito anos, a média final sobe para 40 anos.

Outra restrição ao modelo de repartição simples é a redistribuição invertida de renda. Os mais ricos têm o poder de influenciar decisões favoráveis às suas categorias, aposentando-se com menos idade, enquanto os trabalhadores com menos renda aposentam-se com mais idade. A base de cálculo do valor dos benefícios são as remunerações dos últimos anos de vida profissional. Nesse caso, os que ganham melhores salários são mais favorecidos porque, em regra, atingiram essa posição ao final de suas carreiras ou estão prestes a se aposentar, enquanto aqueles que ganham menos, e em geral realizam tarefas que empregam mais força física, e conseqüentemente, têm declínio de renda nos últimos anos de carreira.

A falta de equilíbrio entre os regimes previdenciários é apontado como uma das principais restrições estruturais, que afeta negativamente a previdência. De acordo com Médici (1998) em 1997, 17% dos beneficiários da previdência faziam parte do Regime dos Servidores Públicos e consumiram 53% dos gastos com aposentadorias e pensões, enquanto que os outros 83% eram provenientes do RGPS – Regime Geral de Previdência Social - e receberam 47% dos gastos com aposentadorias e pensões. Em 2001, de acordo com Lahóz (2003), o déficit da previdência chegou a 61,5 bilhões de reais, sendo que 48,6 bilhões ou aproximadamente 79% do déficit foram referentes a gastos com servidores públicos e 12,8 bilhões (21%) foram de gastos com o regime geral do INSS.

Esses números podem ser melhor entendidos, quando verifica-se os valores médios pagos de aposentadorias e pensões aos dois regimes previdenciários. No INSS, o valor médio do benefício rural é de um salário mínimo e o médio urbano de 2,1 salários mínimos por mês. Muitos dos benefícios dos

---

<sup>2</sup> Ver maiores detalhes em Stephanes (1999).

<sup>3</sup> Existem dois modelos de financiamento dos sistemas previdenciários: o modelo de repartição simples e o modelo de capitalização. No modelo de repartição simples, as contribuições dos atuais trabalhadores financiam as aposentadorias dos inativos, e as próximas gerações vão financiar os benefícios dos que estão contribuindo. No modelo de capitalização a cobertura dos benefícios é feita através de uma poupança formada por contribuições do trabalhador, ou seja, cada um é responsável por sua própria aposentadoria. Não existe o compromisso intergeracional neste modelo. No entanto, o conjunto de investimentos pode ser utilizado para incentivar a poupança nacional de longo prazo e promover o desenvolvimento econômico.

servidores do poder legislativo e do poder judiciário são baseados em condições que propiciam alcançar, por exemplo, o valor médio de 36,2 salários mínimos por mês. Ressalta-se, porém, que 80% dos servidores públicos brasileiros aposentam com rendimentos de até R\$ 1,2 mil (Stephanes, 1999).

Outro problema é o acúmulo de remunerações. É comum o servidor civil ou militar, aposentar-se no serviço público por tempo de serviço, ingressar-se no regime INSS e obter aposentadoria por idade. Se o servidor civil exercia atividade concomitante, coberta pelo mesmo regime, ou por outro, também pode receber outra aposentadoria, por tempo de serviço, ou por idade.

Tais problemas foram ganhando maior importância à medida que alguns fatores como: mudanças demográficas, composição do mercado de trabalho e a aprovação da Constituição de 1988 contribuíram para a dificuldade de sustentação do sistema de Previdência Social no Brasil.

Demograficamente, a população mundial e em especial, a brasileira, tem apresentado baixas taxas de fecundidade, aumento da longevidade e urbanização acelerada. Essa interação tem levado a um maior crescimento da população idosa em relação aos demais grupos. A pesquisa de Camarano (2002) mostra que a participação da população maior de 60 anos na população brasileira mais do que dobrou no último meio século, passando de 4% em 1940 para 8% em 1996. A autora estima que em 2001, a população brasileira com mais de 60 anos seria da ordem de 15 milhões de habitantes, e que, em 2020, aproximadamente 15% da população será composta por idosos.

Esse cenário é visto pelos estudiosos do assunto com preocupação, por demandar mudanças no perfil das políticas públicas, colocando novos desafios para o Estado, a sociedade e a família<sup>4</sup>. A transferência de recursos na sociedade é um deles. Por exemplo, as demandas de saúde, implicando em maior frequência de internações hospitalares, consultas ambulatoriais, remédio etc., aumento da demanda sobre o sistema previdenciário, através de aposentadorias e pensões, adicionando-se ainda que o envelhecimento requer também cuidados e atenção especial da família.

De acordo com Stephanes (1999), os impactos da dinâmica demográfica com respeito à Previdência Social refletem-se tanto nas despesas com benefícios quanto no lado das receitas. Para manter o equilíbrio no sistema de repartição simples, o elemento fundamental, considerando-se somente as variáveis demográficas, é a estrutura etária da população em cada momento, pois é ela que define a relação entre beneficiários e contribuintes.

As pirâmides populacionais brasileiras mostram significativas modificações na estrutura etária, com o progressivo incremento da população com mais de 60 anos. De acordo com as projeções de Cechim (2002), observa-se o estreitamento gradual da base da pirâmide demográfica e o alargamento do seu topo entre 1980 e 2001, refletindo os efeitos da queda da proporção da população jovem em relação ao total e o aumento gradativo da população com idade avançada.

A sustentabilidade da Previdência Social exige novas reformas que levem em conta essa tendência de vidas mais longas. Dessa forma, ajustes como o alongamento do período de trabalho e de contribuição são necessários, criando novos estímulos para que a aposentadoria ocorra em idades mais altas.

Com relação a composição do mercado formal, nos últimos anos o seu comportamento tem sido de queda. De acordo com Najberg & Ikeda (1999), observa-se uma tendência de redução da participação de salários no total de produção, especialmente no setor industrial, no qual tal participação é mais expressiva no mercado formal. O setor industrial tem perdido posição em favor do setor de comércio e de serviços, que emprega cada vez mais trabalhadores, mas com elevado grau de informalização. Além disso, constata-se uma tendência de remunerar o trabalhador formal com menor salário fixo e com participação nos lucros através de gratificação, bônus ou dividendos, sem que haja incidência de contribuição tanto do empregado quanto do empregador. Essas novas tendências contribuem bastante para diminuir a arrecadação da Previdência Social.

Segundo Stephanes (1999), a relação de contribuintes ativos por beneficiário na década de 1950 era de oito, enquanto para as décadas de 1970 e 1980 essa relação foi de 4,2 e 3,2 respectivamente. De acordo com dados de Ornélas (2002), essa mesma relação caiu de 2,4 em 1991 para 1,7 em 1997. Essa queda implicou em sucessivos aumentos das alíquotas de contribuição, redução no valor real dos benefícios e utilização de receita de impostos para cobrir o déficit da previdência. Na União Européia, de

---

<sup>4</sup> Para maiores detalhes, veja Pinheiro (2002), Camarano et al. (1999), Wajzman et al. (1999) e Barros et al. (1999)

acordo com Ornélas & Vieira (2002), existem em média quatro trabalhadores para cada aposentado, em 2040 serão apenas dois trabalhadores por aposentado e na Alemanha, por exemplo, esta relação estará próxima de um para um em 2040.

Ornélas & Vieira (2002) destacam que a base de contribuintes da previdência no Brasil esteve sempre abaixo do seu potencial. Em 1997, cerca de 62% da população ocupada não contribuía para o Regime Geral de Previdência Social (RGPS) e 56% dela não contribuía para nenhum tipo de previdência. O alto grau de emprego informal, as tecnologias poupadoras de mão-de-obra e a crescente taxa de evasão das contribuições sociais no mercado formal fazem reduzir sensivelmente as fontes de recursos dos benefícios. Esses dados mostram a importância do mercado informal no país e a necessidade de uma revisão na estrutura tributária e na legislação trabalhista, de maneira que aumentem os incentivos para a sua regularização.

Com relação a Constituição de 1988 teve um grande impacto no Regime Geral de Previdência Social e no Regime dos Servidores Públicos. No Regime Geral, aumentaram os gastos previdenciários sem contrapartida suficiente de receita. De acordo com a Constituição de 1988, nenhuma aposentadoria ou pensão poderá ser inferior a um salário mínimo. Além disso, tanto homens como mulheres poderão se aposentar proporcionalmente; aqueles aos 30 anos de serviço e estas aos 25 anos. Para os funcionários públicos, os reajustes das aposentadorias serão feitas na mesma época e com os mesmos índices obtidos pelos trabalhadores da ativa. Os trabalhadores rurais se aposentam aos 60 anos de idade e as trabalhadoras, aos 55 anos. O cálculo dos futuros benefícios será baseado nos últimos 36 salários de contribuição, corrigidos monetariamente.

Com a aprovação da Constituição de 1988 aumentou expressivamente a quantidade de benefícios e o seu valor médio, principalmente para os benefícios rurais, que passaram de meio para um salário mínimo. De acordo com Delgado & Cardoso (2002), a previdência rural pagou, em 1998, 6,91 milhões de aposentadorias, pensões, rendas mensais vitalícias e amparos previdenciários aos seus segurados. Conforme Brant (2001a), entre 1988 e 2000, o número de benefícios pagos pelo sistema aumentou 71,6%, passando de 11,6 milhões em 1988 para 19,9 milhões em 2000. O aumento da quantidade e do valor médio dos benefícios fez com que a despesa com benefícios pagos pela previdência mais do que duplicasse, passando de 2,6% do PIB em 1988 para 6,1% em 2000. De acordo com Stephanes (1999), se não houver nenhuma reforma, a projeção de evolução da despesa com benefícios, em percentual do PIB, será de aproximadamente 8% do PIB em 2014 e 10% do PIB em 2025.

As mudanças na Constituição de 1988 referentes à Previdência Social representaram grande conquista social. O problema fundamental das mudanças consistiu na concessão de benefícios sem a exigência de contribuição suficiente para cobrir os gastos. O resultado foi o crescimento das despesas e a elevação do déficit previdenciário.

Esse contexto provocou preocupações quanto à magnitude da contribuição das aposentadorias e pensões para a concentração de renda no Brasil. Este trabalho, portanto, tem como objetivo avaliar a participação das aposentadorias e pensões na desigualdade da distribuição do rendimento domiciliar per capita no Brasil, no período de 1981 a 2001. Para isto, informa-se, logo a seguir, a base de dados e a metodologia empregada para a sua mensuração. A terceira seção busca analisar os resultados da investigação, para, ao final, apresentar as conclusões.

## **2 – BASE DE DADOS**

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 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”.

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

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

<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.

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,

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

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 bissetor do primeiro quadrante. Se houver valores negativos de  $z_i$ , a curva pode ficar abaixo do eixo das abscissas.

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 abscissas. Cabe ressaltar que áreas delimitadas pela curva de concentração abaixo do eixo das abscissas 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:

$$\delta = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{n} \left[ \pi_1 + \sum_{i=2}^n \left( \sum_{j=1}^{i-1} \pi_j + \sum_{j=1}^i \pi_j \right) \right]$$

<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).

$$\delta = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \pi_i [1 + 2(n-i)] \quad (4)$$

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

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

em que  $\operatorname{cov}(a, b)$  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

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

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

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

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:

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

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

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

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  $x_k$ . Conseqüentemente, 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 AS MEDIDAS DE DESIGUALDADE DE RENDA E A DECOMPOSIÇÃO DO ÍNDICE DE GINI

#### 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%.

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

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

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

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 aluguéis 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.

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.

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 [ $\phi_k C(x_k y)$ ] e as suas respectivas percentagens (%)													
	Trabalho principal		Outros trabalhos		Aposent. e pensões		Aluguéis		Doações		Juros, etc		Total	
	$\phi_k C(x_k y)$	%	$\phi_k C(x_k y)$	%	$\phi_k C(x_k y)$	%	$\phi_k C(x_k y)$	%	$\phi_k C(x_k y)$	%	$\phi_k C(x_k y)$	%	$\phi_k C(x_k y)$	%
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
Média	0,468	78,1	0,025	4,2	0,075	12,6	0,017	2,9	0,002	0,4	0,012	2,0	0,598	100,0

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

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.

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.

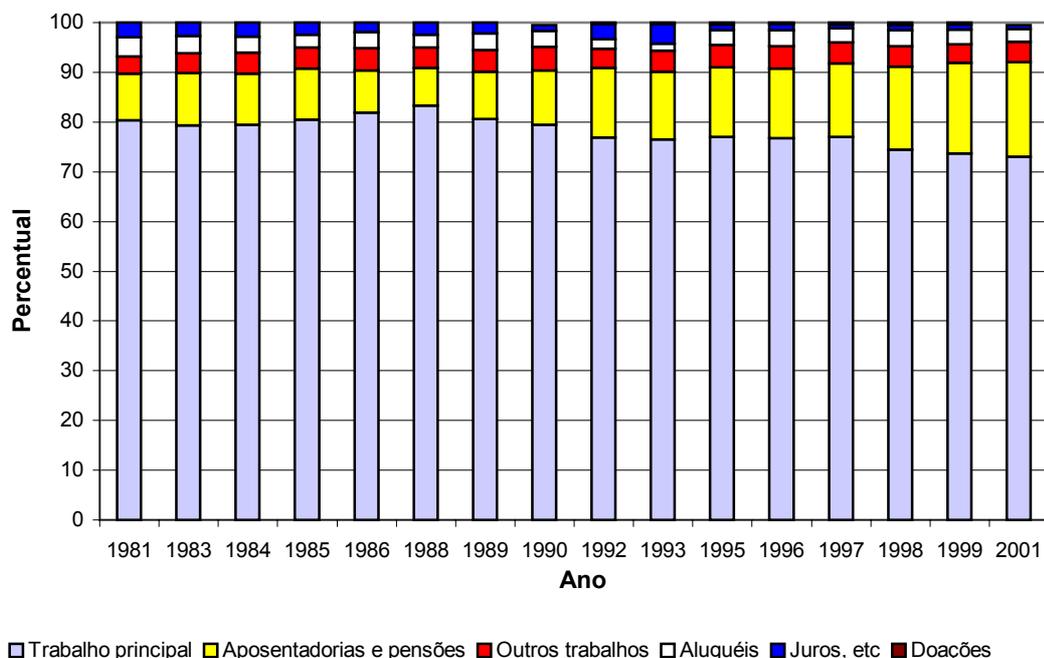


Figura 1 - Percentagens das parcelas do índice de Gini. Brasil, 1981 a 2001

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. Constata-se 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.

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

<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*.

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 conseqüência 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.

## 5 CONCLUSÃO

Os últimos trinta anos, o mundo têm sido marcado por grandes mudanças estruturais no plano econômico e político. O Estado protetor tem diminuído a sua participação nos salários indiretos dos trabalhadores, reduzindo seus direitos e garantias sociais. Esse comportamento deu-se graças aos sinais de esgotamento do sistema capitalista que reagiram, reestruturando a forma de produção e reconfigurando as funções do Estado, piorando os padrões de equidade social, especialmente na América Latina.

No Brasil, esse reflexo pode ser notado na previdência social. Desde os anos 80, do século passado, o sistema previdenciário tem apresentado sinais de desequilíbrio. Observa-se um declínio das

taxas de crescimento da economia brasileira aliada a fatores como a constituição de 1988, mudanças no mercado de trabalho, envelhecimento da população, fim das altas taxas inflacionárias, critérios e requisitos da previdência social, dificultando o bom andamento do sistema previdenciário. Além disso, a distribuição da renda das aposentadorias e pensões tem acompanhado a tendência da distribuição da renda no Brasil.

A decomposição do índice de Gini mostra que o rendimento de aposentadorias e pensões, do Regime dos Servidores Públicos e do INSS, 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 a aumentar a desigualdade da distribuição da renda no Brasil. A tentativa de reforma do sistema previdenciário realizada em 1998 mostrou-se incapaz de solucionar as suas distorções. 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.

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. É necessário que os especialistas em Previdência Social encontrem soluções e criem regras adequadas para resolver o quadro existente, repactuando direitos e obrigações.

## 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.

BARROS, R.P.; MENDONÇA, R.; SANTOS, D. Incidência e natureza da pobreza entre idosos no Brasil. In: CAMARANO, A.A. (Org.). **Muito além dos 60: os novos idosos brasileiros**. Rio de Janeiro: IPEA, 1999. cap.7, p.221-250.

BATISTA JR, P. N. (1997). Cortina da fumaça da globalização. **Economia aplicada**, Fipe/USP, São Paulo, v.1, n.2 abr/jun.

BRANT, R. Desenvolvimento social, previdência e pobreza no Brasil. **Conjuntura Social**, v.12, n.2, p.7-63, abr./jun. 2001a.

BRANT, R. Reforma da previdência em um ambiente democrático. **Conjuntura Social**, v.12, n.2, p.65-117, abr./jun. 2001b.

CAMARANO, A.A. **Envelhecimento da população brasileira: uma contribuição demográfica**. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. 26p. (Texto para Discussão, 858).

CAMARANO, A.A.; BELTRÃO, K.I.; PASCOM, A.R.P.; MEDEIROS, M.; GOLDANI, A.M. Como vive o idoso brasileiro? In: CAMARANO, A.A. (Org.) **Muito além dos 60: os novos idosos brasileiros**. Rio de Janeiro: IPEA, 1999. cap.2, p.19-71.

CECHIN, J. A previdência social reavaliada – II. **Conjuntura Social**, v.13, n.1, p.7-54, jan./mar. 2002.

DELGADO, G.C.; CARDOSO JUNIOR, J.C. O idoso e a previdência rural no Brasil: a experiência recente da universalização. In: CAMARANO, A.A. (Org) **Muito além dos 60: os novos idosos brasileiros**. Rio de Janeiro: IPEA, 1999. cap.11, p.319-343.

DELGADO, G.C.; CARDOSO JUNIOR, J.C. **Universalização de direitos sociais mínimos no Brasil: o caso da Previdência Rural nos anos 90**. <http://www.previdenciasocial.gov.br/docs/volume03.pdf> (19 maio 2002).

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.

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.

INSTITUTO DE ESTUDOS DO TRABALHO E SOCIEDADE. **Desenvolvimento com justiça social: esboço de uma agenda integrada para o Brasil**. <http://saturno.no.com.br/noticia/leitura/pdf> (28 abr. 2002).

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Relatório sobre o desenvolvimento Humano no Brasil**. Brasília: PNUD, 1996. 185p.

LAHÓZ, A. É para ontem: por que a reforma da previdência é a principal tarefa do governo Lula em 2003. **Revista Exame**, São Paulo, 15 jan. 2003. p.35-42.

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.

MEDICI, A.C. Previdência social. **Brasil em Números**, v.6, p.107-117, 1998.

NAJBERG, S.; IKEDA, M. Previdência no Brasil: desafios e limites. In: GIAMBIAGI, F.; MOREIRA, M.M.(Ed.). **A economia brasileira nos anos 90**. Rio de Janeiro: BNDES, 1999. cap.3, p. 261-290.

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.

OLIVEIRA, F. (1998). **Os direitos do antivalor: a economia política da hegemonia imperfeita**. Rio de Janeiro, Vozes. (Coleção zero à esquerda)

ORNÉLAS, W. **O novo modelo previdenciário brasileiro: uma fase de transição**. [http://www.previdenciasocial.gov.br/07\\_08.htm](http://www.previdenciasocial.gov.br/07_08.htm) (20 maio 2002).

ORNÉLAS, W.; VIEIRA, S.P. **Novo rumo para a previdência brasileira**. [http://www.previdenciasocial.gov.br/07\\_09.htm](http://www.previdenciasocial.gov.br/07_09.htm) (13 jun.2002).

PINHEIRO, V.C. **Aspectos sociais da previdência no Brasil: o desafio de aumentar a cobertura**. <http://www.previdenciasocial.gov.br/docs/volume03.pdf> (19 maio 2002).

POCHMANN, M. (1999). **O trabalho em fogo cruzado**. São Paulo, *Contexto*.

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.

WAJNMAN, S.; OLIVEIRA, A.M.H.C.P.; OLIVEIRA, E.L. A atividade econômica dos idosos no Brasil. In: CAMARANO, A.A. (Org.). **Muito além dos 60: os novos idosos brasileiros**. Rio de Janeiro: IPEA, 1999. cap.6, p.181-220.