

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1270

DESIGUALDADE E BEM-ESTAR NO BRASIL NA DÉCADA DA ESTABILIDADE

**Sergei Suarez Dillon Soares
Rafael Guerreiro Osorio**

Brasília, abril de 2007

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1270

DESIGUALDADE E BEM-ESTAR NO BRASIL NA DÉCADA DA ESTABILIDADE*

Sergei Suarez Dillon Soares**
Rafael Guerreiro Osorio***

Brasília, abril de 2007

* Agradecemos a Nanak Kakwani, do Centro Internacional da Pobreza, e Ricardo Paes de Barros pela inspiração de escrever este texto.

Toda a programação usada neste texto, incluindo as sintaxes de leitura dos dados a partir dos CDs de microdados fornecidos pelo IBGE, além das sintaxes de análise, está disponível e pode ser fornecido por e-mail. Encaminhar pedidos a sergei.soares@ipea.gov.br.

** Técnico de Planejamento e Pesquisa do Ipea.

*** Técnico do Centro Internacional da Pobreza/Pnud.

Governo Federal

Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão

Ministro – Paulo Bernardo Silva

Secretário-Executivo – João Bernardo de Azevedo Bringel



Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Luiz Henrique Proença Soares

Diretor de Cooperação e Desenvolvimento

Renato Lóes Moreira (substituto)

Diretora de Estudos Sociais

Anna Maria T. Medeiros Peliano

Diretora de Administração e Finanças

Cinara Maria Fonseca de Lima

Diretor de Estudos Setoriais

João Alberto De Negri

Diretor de Estudos Regionais e Urbanos

José Aroudo Mota (substituto)

Diretor de Estudos Macroeconômicos

Paulo Mansur Levy

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-Chefe de Comunicação

Murilo Lôbo

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

ISSN 1415-4765

JEL I 30

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou o do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

A produção editorial desta publicação contou com o apoio financeiro do Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID), via Programa Rede de Pesquisa e Desenvolvimento de Políticas Públicas – Rede-Ipea, o qual é operacionalizado pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (Pnud), por meio do Projeto BRA/04/052.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 DADOS	8
3 ÍNDICES DE PREÇOS ESPECÍFICOS	9
4 COMO ANALISAR BEM-ESTAR E DESIGUALDADE	13
5 RESULTADOS	19
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	27
REFERÊNCIAS	29

SINOPSE

O objetivo deste texto é analisar a evolução da desigualdade e bem-estar material de bens e serviços mercantis no Brasil no período de 1995 a 2005. Além da estabilidade monetária, este período é marcado por mudanças drásticas nos preços relativos, fazendo que a renda deflacionada por um índice homogêneo não seja um bom indicador de bem-estar.

Neste texto, construímos índices de inflação para cada centésimo da distribuição de renda. Para tanto, usamos a POF de 2003 para estabelecer o gasto, por centésimo, em cada um de nove categorias de consumo, e o Sistema Nacional de Preços ao Consumidor para calcular a inflação de cada categoria. Com isso, construímos média das inflações de cada categoria ponderada pelos pesos calculados a partir da POF.

Aplicando estes deflatores por centésimo da distribuição de renda à própria distribuição de renda calculada a partir das Pnads de 1995 a 2005, calculamos o poder de compra de cada centésimo. Com esta nova distribuição de renda, calculamos a renda média e o coeficiente de Gini, verificamos a existência de relações de dominância estocástica de primeira e segunda ordem e a existência de dominância de Lorenz, e finalmente calculamos o bem-estar usando funções de bem-estar de Atkinson com parâmetro de aversão à desigualdade variando de 0,1 até 0,9.

Os resultados são os seguintes: *i*) a inflação no período 1995-2005 foi pró-pobre até o centésimo 93 e do centésimo 93 em diante foi pró-renda alta; *ii*) em consequência, o coeficiente de Gini caiu 0,61 a mais que quando se faz a deflação usando o IPCA; *iii*) surpreendentemente, a renda média deflacionada por centésimo, difere significativamente da renda média deflacionada pelo IPCA geral; e *iv*) quando usamos deflatores por centésimo, a renda média cai ao invés de aumentar no período 1995-2005.

ABSTRACT

Our objective in this text is to analyze the evolution of welfare and inequality in the distribution of mercantile goods and services in Brazil from 1995 to 2005. This period was characterized by monetary stability but also by large changes in relative prices, which means that a homogeneous inflation index will not yield good welfare indicators.

In this text, we build centile-specific inflation indices. To do this, we use the 2003 POF expenditure survey to estimate expenditure shares for each centile of the income distribution and the national consumer price system (SNPC) to calculate inflation for each of the goods that comprise each of these shares. We then calculate, for each centile, an average inflation index weighing the inflations for each expenditure category by the expenditure shares.

We then apply these centile-specific inflation indices to each centile of the nominal income distributions from 1995 to 2005 calculated using the Pnad household surveys and with this new income distribution, we calculate purchasing power for each centile. With this new income distribution, we calculate average incomes and Gini coefficients for the distribution as a whole, we verify stochastic dominance relationships as well as Lorenz dominance, and finally, calculate Atkinson social welfare functions for inequality aversion parameters varying from 0.1 to 0.9.

Our results are as follows: *i*) inflation during the 1995-2005 period was pro-poor up to centile 93 and from centile 93 onwards it was pro-rich, *ii*) as a consequence, the Gini coefficient fell 0.61 Gini points more than what is observed using a general price index, *iii*) surprisingly, average incomes deflated using centile-specific deflators differs significantly from average incomes deflated using the general IPCA price index, and *iv*) when centile-specific deflators are used, average income falls instead of raising slightly during the 1995-2005 period.

1 INTRODUÇÃO

Após trinta anos de indexação o Brasil inaugurou, em julho de 1994, uma era de estabilidade monetária na qual não havia mais, para a maior parte da economia, correção automática de preços pela inflação passada.

Passada a euforia de 1995 – o ano do frango, do iogurte e da dentadura – os dez anos subseqüentes ao Plano Real trouxeram algumas mudanças significativas, embora nem todas positivas, para a vida dos brasileiros. Três delas nos interessam particularmente. A primeira foi a queda da renda média verificada pelas pesquisas domiciliares de 1998 em diante, só revertida em 2005. A segunda, a mudança mais notável e celebrada do período, foi a queda da desigualdade. Esta foi tímida a partir de 1996, e mais acentuada a partir de 2001, levando a distribuição de renda brasileira ao nível de desigualdade mais baixo em várias décadas. Esta queda de 3,2 pontos de Gini encontra-se documentada em Soares (2006), Barros *et al.* (2007), Soares *et al.* (2006), Neri (2006), Hoffmann (2006), Ferreira *et al.* (2006) e Ipea (2006), entre outros. Todos mostram queda inequívoca na desigualdade de renda que, tendo a renda média permanecido mais ou menos a mesma de 1989 a 2005, levou a aumento claro no bem-estar da população brasileira. No entanto, estes estudos todos se servem do IPCA médio para deflacionar a distribuição de renda.

Embora seja prática comum, a deflação homogênea pode ser problemática se a renda é empregada como indicador de bem-estar, uma vez que não leva em conta as variações nos preços relativos, uma das características marcantes do período. Em contexto de inflação global baixa e alta desigualdade, mudanças nos preços relativos podem afetar diferencialmente o bem-estar dos grupos domésticos mais pobres, dos mais abastados, ou mesmo daqueles que se situam em zonas não extremas da distribuição da renda. Evidências de outros países, Coréia do Sul e Tailândia, publicadas em Son e Kakwani (2006a), revelam que as variações nos preços afetaram mais os pobres que os demais. Para o Brasil, Son e Kakwani (2006b) analisaram o período a que nos propomos a estudar e registraram o contrário, ou seja, que os preços relativos foram “pró-pobre”, isto é, afetaram mais os não-pobres.

O objetivo deste texto é introduzir o impacto das mudanças nos preços relativos em uma análise de bem-estar da população brasileira no período de 1995 a 2005, e comparar os resultados (e as conclusões que podem ser tiradas a partir deles) com aqueles a que chegaríamos desconsiderando tais mudanças, assumindo que a inflação afeta todos os grupos domésticos da mesma maneira.

Para realizar tal tarefa, construímos índices de preços específicos para cada centésimo da distribuição da renda domiciliar *per capita* com base em índice de preços geral, uma estratégia metodológica diversa da adotada por Son e Kakwani (2006b). Uma das caracterizações da evolução do bem-estar, da renda média e da desigualdade é realizada, de forma tradicional, com a correção das rendas por deflatores homogêneos; e outra é realizada considerando os preços relativos mediante a correção da renda centésimo a centésimo com deflatores específicos. Analisamos as duas caracterizações rigorosamente com os mesmos critérios e depois comparamos as conclusões a que nos levam para constatar as diferenças introduzidas pela consideração dos preços que, adiantamos, são significativas e, às vezes, surpreendentes.

Contando com esta breve introdução, este texto divide-se em seis seções discursivas. Na segunda seção, discorremos sobre os dados empregados e suas fontes, sobre como foram construídas as variáveis empregadas na análise, a renda domiciliar *per capita* e os gastos categorizados dos grupos domésticos por centésimos da distribuição da renda, bem como sobre os índices de preços gerais. Na terceira seção, apresentamos, detalhadamente, a metodologia de construção dos índices de preços específicos por centésimos, a partir dos gastos e dos índices gerais.

As ferramentas a serem utilizadas para analisar a evolução do bem-estar no Brasil são discutidas na quarta seção. O esquema analítico é clássico, além das medidas agregadas, médias e coeficientes de Gini, procuramos por dominância de primeira e de segunda ordem, por dominância de Lorenz, e calculamos funções de bem-estar social para vários graus de aversão à desigualdade.

Finalmente, a análise da evolução do bem-estar no Brasil de 1995 a 2005 é desenvolvida na quinta seção. Os resultados são apresentados lado a lado – com e sem a consideração de preços relativos – e comparados. Finalmente, na sexta seção retomamos as principais descobertas e apontamos os efeitos dos preços sobre o bem-estar dos brasileiros na década da estabilidade.

2 DADOS

Neste trabalho usamos dados primários de duas pesquisas domiciliares e índices de preços, todos produzidos e disseminados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE): *i*) microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad); *ii*) microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF); e *iii*) Índice Nacional de Índices de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do Sistema Nacional de Preços ao Consumidor (SNIPC). Mais detalhes sobre cada uma dessas fontes podem ser encontrados na página do IBGE. Por isso, e dada a popularidade dessas fontes, pouparemos o leitor de descrições exaustivas, limitando-nos a descrever o uso que delas fizemos.

Das rodadas da Pnad de 1995 a 2005 obtivemos a distribuição de renda domiciliar *per capita*, a qual empregamos como indicador de bem-estar. Usamos como unidade de medida o grupo doméstico, que constitui um grupo de pessoas morando no mesmo domicílio, salvo as exceções descritas a seguir. A renda de cada grupo doméstico foi calculada como a soma de todas as rendas individuais de seus integrantes cuja relação com a pessoa de referência não fosse a de pensionista, nem a de empregado doméstico, e tampouco a de parente de empregado doméstico. Pessoas classificadas nessas três categorias de relação com a pessoa de referência foram retiradas da amostra. Também foram integralmente retirados da amostra os grupos domésticos com renda indefinível (a renda é indefinível nas situações em que ao menos um dos membros tem uma renda de montante ignorado). Após esses cortes, que resultaram na perda de cerca de 2% das pessoas amostradas em cada rodada da Pnad, o tamanho dos grupos domésticos das pessoas remanescentes na amostra foi calculado e dividido pela renda do grupo doméstico, sendo o quociente a renda domiciliar *per capita*. As pessoas foram ordenadas das de menor renda domiciliar *per capita* para as de maior, e divididas em cem grupos de tamanho o menos desigual possível, levando-se em consideração os fatores de expansão da amostra de pessoas fornecidos pelo IBGE. Finalmente, para cada centésimo assim definido com base na

amostra expandida foram calculados: *i)* a soma das rendas domiciliares *per capita*; e *ii)* o tamanho de sua população. Toda a análise de bem-estar se baseia nessas estatísticas.

Da POF 2002-3, obtivemos a composição proporcional dos gastos dos grupos domésticos segundo as nove categorias que perfazem o primeiro nível de desagregação do IPCA, por centésimos da distribuição da renda domiciliar *per capita*. A distribuição foi criada, na POF, com a mesma metodologia empregada para a Pnad. Os gastos registrados pelos grupos domésticos, coletivos e individuais, de cada centésimo, foram somados – empregando-se os fatores de expansão – e decompostos nas nove grandes categorias de itens contabilizados pelos índices de preços: *i)* alimentos e bebidas; *ii)* artigos de residência; *iii)* despesas pessoais; *iv)* comunicação; *v)* educação; *vi)* leitura e papelaria; *vii)* habitação; *viii)* saúde e cuidados pessoais; e *ix)* transportes e vestuário. O cálculo dos índices de preços específicos que empregamos na análise de bem-estar se baseia nos pesos proporcionais das nove categorias na composição do gasto total de cada centésimo.

Do SNIPC, obtivemos o IPCA geral e desagregado segundo as nove grandes categorias de itens relacionadas no parágrafo anterior. O IPCA pondera os preços dos itens escolhidos de consumo, buscando, com isso, representar as cestas das famílias com renda de um a quarenta salários mínimos. É computado a partir de levantamentos de preços realizados quatro vezes por mês nas regiões metropolitanas de Belém, de Fortaleza, de Recife, de Salvador, de Belo Horizonte, do Rio de Janeiro, de São Paulo, de Curitiba, de Porto Alegre e de Brasília, bem como do município de Goiânia. O fato de tais levantamentos não abrangerem as áreas urbanas não-metropolitanas, e tampouco a área rural, é uma limitação das informações sobre preços, à qual não demos tratamento algum. O IPCA é a base do cálculo dos índices de preços específicos e é também empregado na análise de bem-estar.

Há algumas limitações na abordagem acima que devem ser ressaltadas. Uma é o conceito de renda total da Pnad ser diferente do empregado na POF. A renda da POF inclui a imputação do valor equivalente ao aluguel que seria pago pelo grupo doméstico se não tivesse casa própria ou cedida, e a da Pnad não. Outra limitação é que o IPCA é calculado usando pesos obtidos a partir da POF 1995-6, mas os IPCAs específicos foram computados com base na POF 2002-3.

3 ÍNDICES DE PREÇOS ESPECÍFICOS

Análises de bem-estar social se baseiam na dispersão e no nível do indicador que representa o bem-estar das pessoas. Quando o indicador é a renda, faz-se necessário corrigir os valores nominais, o que é feito pela aplicação de deflatores construídos a partir de índices de preços, como o IPCA. Fazemos isso quase automaticamente, considerando que os deflatores únicos nos ajudarão a descrever adequadamente a evolução do bem-estar dos indivíduos, freqüentemente nos esquecendo de que, ao fazê-lo, assumimos que a inflação afeta a todos igualmente. Uma pressuposição altamente questionável, decerto, e, portanto, o objetivo do presente trabalho é justamente averiguar em que medida conclusões oriundas de análises típicas de bem-estar podem ser afetadas por tal proceder.

Tome-se o exemplo do período em estudo. De 1995 a 2005 houve movimentos bruscos na taxa de câmbio real, o que resultou em taxas de inflação diferentes para *tradables* e *non-tradables*. Também ocorreram mudanças importantes no marco

regulatório econômico, as quais levaram a taxas de inflação muito diferentes, por exemplo, para preços livres e administrados. Segundo o IPCA, de 1995 a setembro de 2005, os preços de comunicações aumentaram 770%, contra aumento de apenas 53%, no mesmo período, para artigos de vestuário e de 77% para alimentos. Levando-se em consideração que, relativamente aos mais abastados, grupos domésticos mais pobres consomem mais alimentos e vestuário, e menos serviços de comunicações, não é difícil perceber por que o uso de um índice médio para deflacionar toda a distribuição de renda não pintará retrato fiel à evolução do bem-estar dos grupos domésticos situados nos extremos.

Para contemplar esse problema, decidimos criar índices de preços específicos para cada centésimo da distribuição da renda domiciliar *per capita* e empregá-los no cálculo de deflatores para ajustar as rendas que servem de base à análise de bem-estar. Para calcular esses índices, partimos do IPCA subdividido nos nove grupos de preços – listados na seção anterior – que perfazem o primeiro nível de desagregação do referido índice. Muito embora pudéssemos empregar níveis mais detalhados, disponibilizados pelo SNIPC, optamos por trabalhar com o primeiro nível de desagregação por duas razões de ordem estritamente operacional.

A primeira delas é o fato de grande parte deste trabalho ter sido realizada antes de o IBGE divulgar as novas estruturas de ponderação do IPCA com base na POF 2002-3, quando então os arquivos de “tradução” não estavam disponíveis, e, portanto, as categorias de gastos da POF tiveram de ser classificadas nas nove categorias de preço sem tais arquivos. Nessa situação, o uso de um nível mais detalhado de desagregação exigiria a conferência item por item de determinado intervalo de códigos para ter-se certeza de que não há itens mal classificados. Um exemplo prosaico: a “manteiga de porco” (banha) deve ser classificada no grupo alimentos, dentro do subgrupo óleos e gorduras. Todavia, seu código na POF 2002-3 é 6508, que está dentro do intervalo de leite e derivados, o que torna elevada a probabilidade de classificação errônea do item. Usando apenas nove categorias, contornamos o problema de ter de lidar com esse tipo de exceção.

A segunda razão é que quanto maior fosse o número de categorias de gastos a serem recortados na POF, maior seria também o ruído amostral na definição da proporção de cada categoria para o gasto total do centésimo. Com nove categorias, o ruído já era de tal intensidade que demandou tratamento especial (descrito adiante). Com mais categorias, talvez a análise que ora apresentamos se tornasse inviável.

O primeiro passo para o cálculo dos índices de preços específicos foi a obtenção do IPCA geral e desagregado em nove categorias k de bens para setembro e agosto de cada ano do período 1995-2005, cada uma contribuindo com peso p_k específico para o geral. Obviamente:

$$IPCA = \sum_{k=1}^9 p_k IPCA_k, \quad \text{sendo} \quad 1 = \sum_{k=1}^9 p_k.$$

Aplicamos, então, a correção sugerida por Courseil e Foguel (2002) para centrar os índices de forma congruente ao período de referência para a captação das rendas na Pnad. Tal correção consiste em tirar a média geométrica de dois meses, o de referência e o anterior, no caso, setembro e agosto, e empregá-la no lugar do índice original. Todos os IPCAs obtidos foram corrigidos por esse método para o início de

setembro, o que gerou, para cada ano, um conjunto de dez IPCAs médios – o geral e os nove desagregados. É esse o conjunto de IPCAs que empregamos a partir desse ponto. Depois usamos os gastos dos grupos domésticos em cada centésimo desagregados nas nove categorias, fornecidos pela POF, para calcular os novos pesos específicos. Esses pesos foram aplicados aos k IPCA desagregados, gerando um índice I de preço para cada centésimo c :

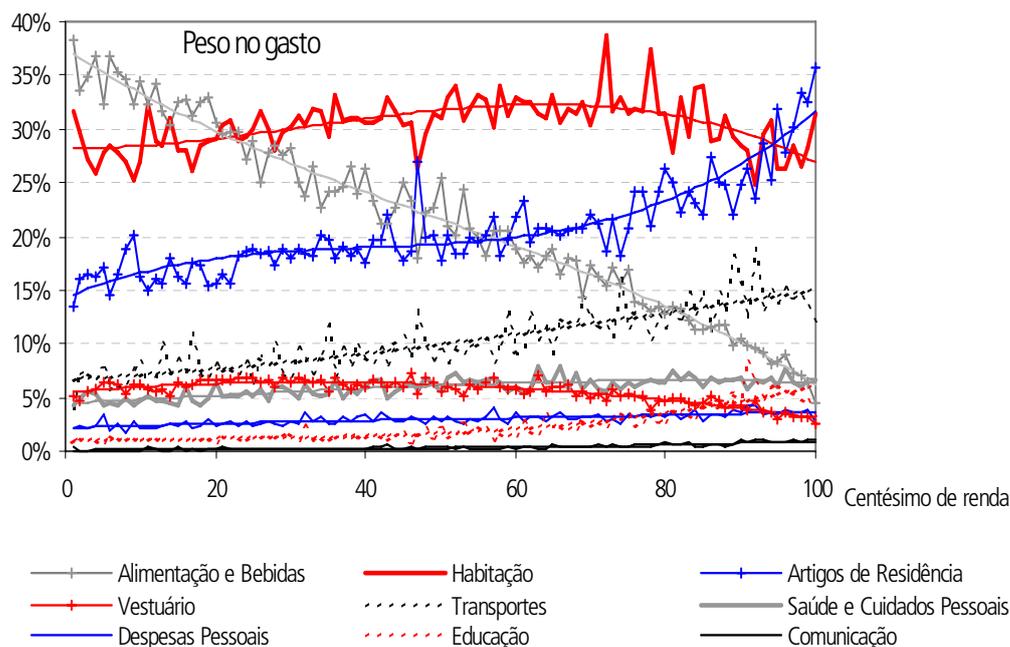
$$I_c = \sum_{k=1}^9 p_{c_k} \left(IPCA_k^{set} \cdot IPCA_k^{ago} \right)^{\frac{1}{2}}.$$

Tentamos, inicialmente, aplicar às distribuições de renda oriundas das rodadas da Pnad de 1995 a 2005 deflatores construídos diretamente a partir dos índices de preços específicos por centésimo anteriormente descritos. Havia, porém, muito ruído amostral nas estimativas da POF, o que terminava por produzir trocas de posição entre centésimos e inviabilizava a análise. Isso nos obrigou a escolher um procedimento de suavização dos pesos, cujo resultado respeitasse dois critérios: *i*) o índice de preços deve variar, suavemente, de um centésimo para o próximo, de modo que não haja inversão de posições; e *ii*) o valor predito para os pesos deve ser bem próximo do valor observado.

A melhor opção entre as experimentadas foi o ajuste de um polinômio de terceira ordem. Para garantir que a soma dos pesos fosse um, escolhemos usar a categoria *habitação* como resíduo. Assim, o fizemos por tratar-se essa da única categoria de gasto mais ou menos constante ao longo da distribuição de renda: todos os centésimos empenham em torno de 30% de seus gastos com habitação. Finalmente, os índices de preços específicos foram recalculados com base nos pesos suavizados. O gráfico 1 compara os pesos das categorias de gastos por centésimos antes e depois da suavização.

GRÁFICO 1

Pesos proporcionais de cada grupo de despesas no gasto domiciliar total por centésimos da distribuição da renda domiciliar *per capita* – Brasil, 2002-3



Portanto, considerando-se todas as alterações, os índices de preços específicos de cada centésimo foram calculados pela seguinte fórmula:

$$I_c = \sum_{k=1}^9 \hat{p}_{c_k} \left(IPCA_k^{set} \cdot IPCA_k^{ago} \right)^{\frac{1}{2}},$$

em que:

$$\hat{p}_{c_k} = \beta_k c^3 + \beta_k c^2 + \beta_k c + \alpha_k.$$

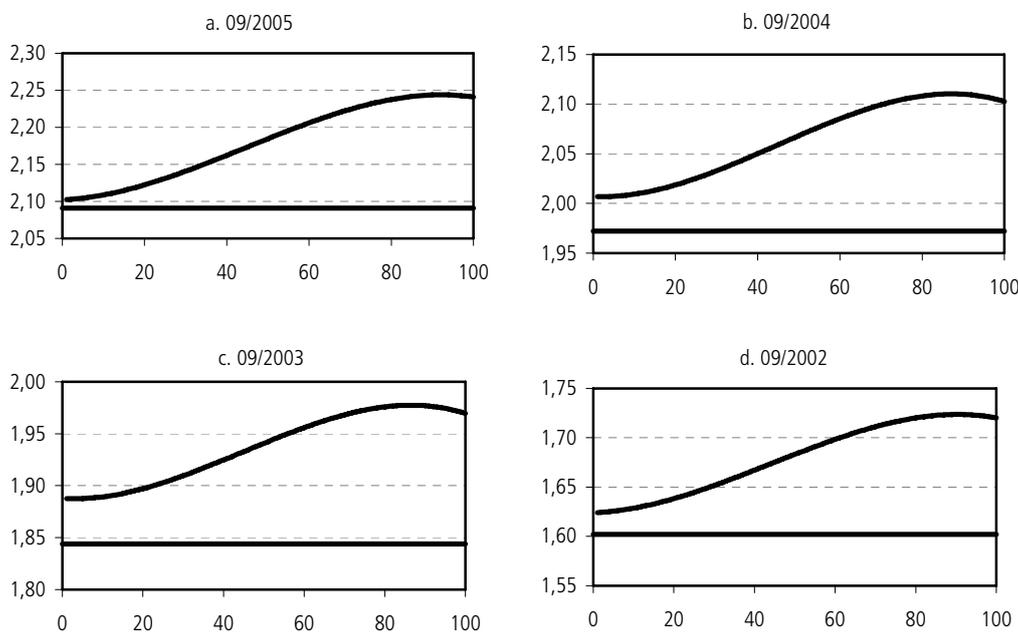
Os pesos foram estimados para todas as categorias de gastos, exceto para o grupo habitação, o qual serve de resíduo para garantir que os pesos estimados somem um:

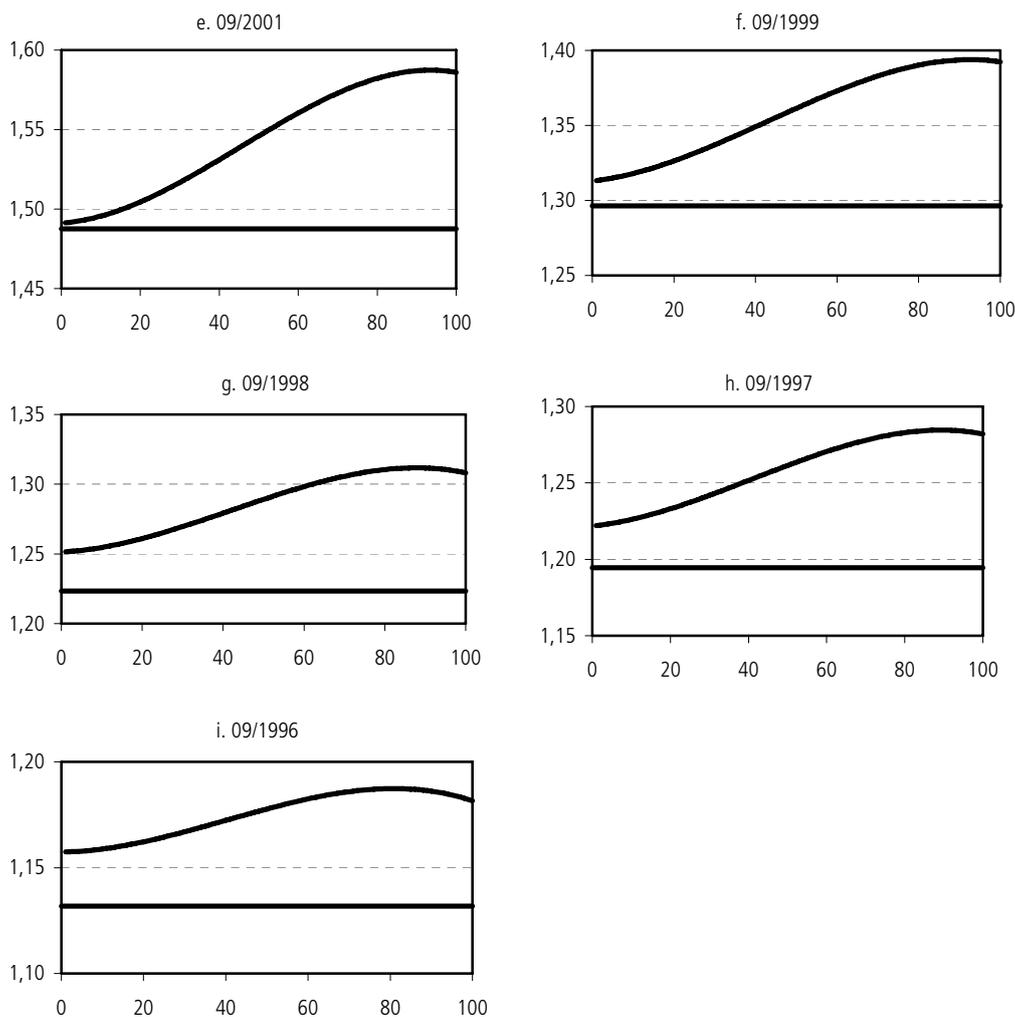
$$\hat{p}_{c_{hab}} = 1 - \sum_{k=1}^8 \hat{p}_{c_k}.$$

Por último, apresentamos os índices específicos por centésimos obtidos segundo esse método, bem como o valor do IPCA geral (corrigido), para cada setembro de todo o período sob análise, menos 1995, definido como ano base no gráfico 2. Nos subgráficos, a curva representa os índices específicos e a linha, o IPCA geral, com seus valores representados no eixo vertical e, os centésimos, no horizontal. Nota-se que a inflação foi, ao longo do período, “pró-pobre”, visto ter sido mais severa para os grupos domésticos mais ricos.

GRÁFICO 2

Índices de preços específicos por centésimos e IPCA geral corrigido. Base setembro de 1995 (=1) – Brasil, 1996-2005





Fontes: IBGE, POF 2002-3; SNIPC.

4 COMO ANALISAR BEM-ESTAR E DESIGUALDADE

Passemos à análise da evolução do bem-estar da população brasileira mediante a comparação de duas formas distintas de se corrigir os valores da renda domiciliar *per capita*: por deflatores gerais e pelos deflatores específicos descritos na seção precedente. Antes, porém, ressaltamos que usamos uma definição restrita, segundo a qual bem-estar é apenas aquilo que advém do usufruto de bens e de serviços mercantis obtidos no mercado privado. Nosso indicador de bem-estar é a renda domiciliar *per capita*. Ignoramos toda a provisão de bens públicos ou de bens privados por parte do Estado. Não ignoramos, no entanto, a dimensão distributiva do bem-estar, haja vista ser essa uma das razões de ser deste texto. Em outras palavras: bem-estar não se confunde, na análise a ser apresentada, com renda média.

Começaremos verificando a existência de relações de dominância de primeira e de segunda ordem, e de Lorenz, entre as distribuições dos distintos anos, e se essas relações são influenciadas caso as rendas sejam ajustadas pelos deflatores específicos. Depois, compararemos o resultado da estimação de uma função de bem-estar a partir das distribuições dos anos. Finalmente, compararemos os índices de Gini, e as médias, obtidos sem e com a aplicação de deflatores específicos. Antes, porém, convém rever

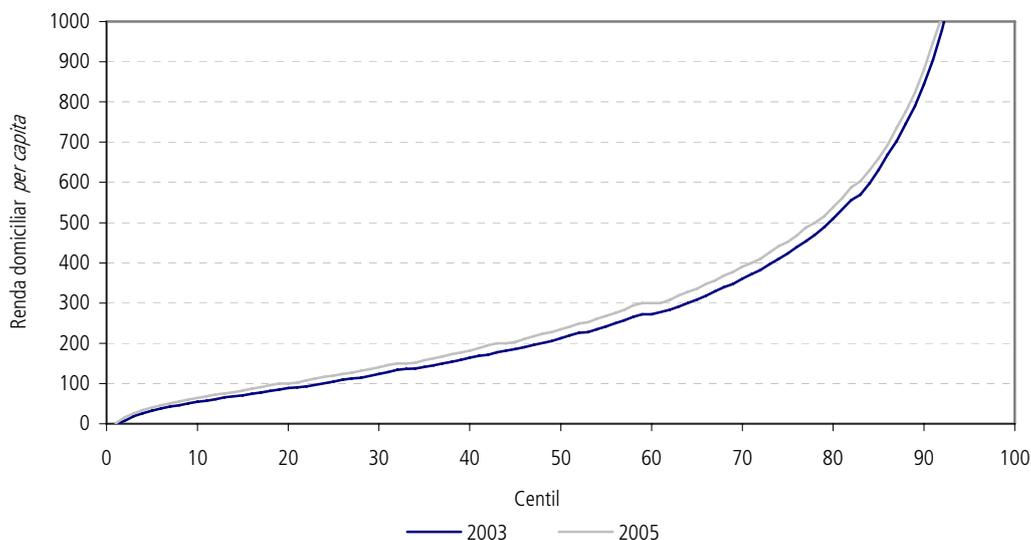
conceitos de dominância e da função de bem-estar social. Não entraremos em detalhes, pois há extensa produção bibliográfica sobre mensuração e análise de bem-estar, à qual se pode recorrer, incluídas aí boas páginas na internet. Em português, o mais completo livro sobre o assunto é o de Hoffmann (1998); em língua inglesa, recomendamos como referência o livro de Cowell (1995).

4.1 DOMINÂNCIA DE PRIMEIRA ORDEM

A análise de relações de dominância visa a verificar se determinada distribuição representa um nível inequivocamente maior/menor de bem-estar do que outra(s). A primeira relação a ser verificada é a de dominância de primeira ordem, a qual ocorre quando a renda da unidade na *i*-ésima posição é, em uma distribuição, superior à renda da unidade na mesma posição em outra distribuição, qualquer que seja essa posição. Quando ocorre dominância de primeira ordem, todos têm mais renda em uma distribuição que em outra, e todos, salvo troca de posições, estão em situação melhor. Nesse caso, diz-se que a distribuição de renda mais elevada domina a de renda mais baixa. Isso tem consequência direta e extremamente relevante: se uma distribuição domina a outra em primeira ordem, qualquer função de bem-estar a colocará em patamar superior ao da dominada.

GRÁFICO 3

Dominância de primeira ordem de 2005 sobre 2003: curvas quantílicas da distribuição da renda domiciliar *per capita* – Brasil, 2003 e 2005



Fontes: IBGE, Pnad 2003, 2005; SNIPC.

Apenas para ilustrar a dominância de primeira ordem elaboramos o gráfico 3, no qual são exibidas as médias de cada centésimo das distribuições das rendas domiciliares *per capita* do Brasil, de 2003 e de 2005, valores de 2003 ajustados para 2005 pelo IPCA geral. Nesse caso, é possível visualizar, nitidamente, a dominância de primeira ordem, pois a média de todos os centésimos é, em 2005, superior à de 2003. Portanto, salvo troca de posições, todos estão, em 2005, em posição melhor que em 2003, e qualquer função de bem-estar classificará a situação da sociedade brasileira, em 2005, como superior à de 2003, em termos de bem-estar indicado pela renda domiciliar *per capita* ajustada pelo IPCA.

A vantagem óbvia da dominância de primeira ordem é sua constatação permitir hierarquização inequívoca de duas ou mais distribuições em termos do nível de bem-estar. Não é necessário estimar uma função de bem-estar, nem escolher parâmetros cujo significado nem sempre é claro, tampouco pressupor formas funcionais. Muitas vezes, basta olhar o gráfico. Mas nem sempre a dominância de primeira ordem pode ser constatada pela comparação de curvas quantílicas, pois os valores podem ser muito próximos. Assim, tal dominância pode ser mais bem constatada pela inspeção das curvas resultantes da diferença de curvas quantílicas, o que faremos adiante.

4.2 DOMINÂNCIA DE SEGUNDA ORDEM

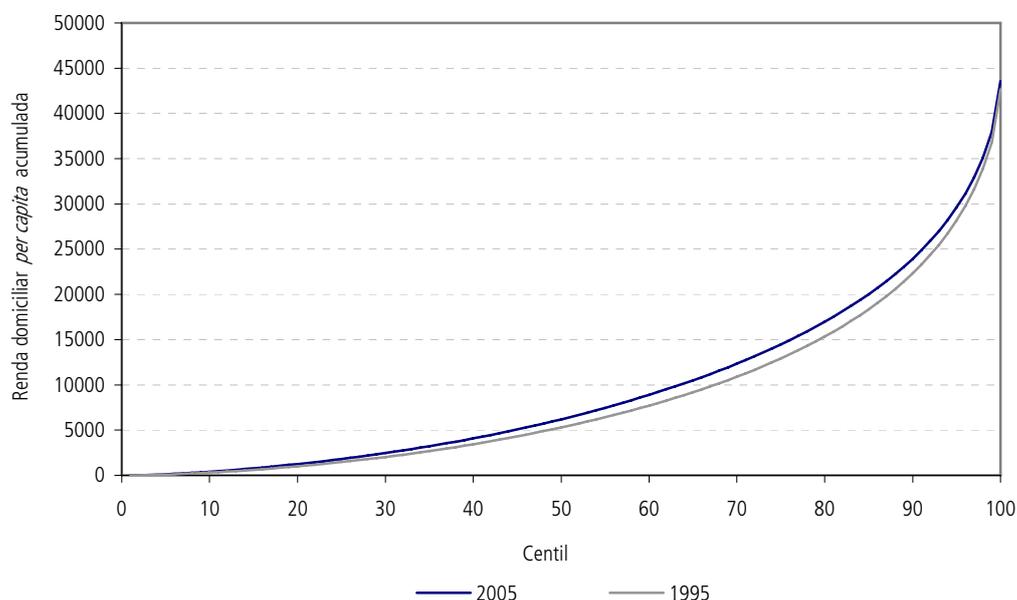
A dominância de primeira ordem está ligada a uma elevação global do bem-estar de todas as pessoas. Poderá ocorrer em um contexto de aumento da desigualdade, em que cresce a renda de todos, mas mais a dos mais abastados. Entretanto, há uma segunda relação de dominância. Para uma função de bem-estar social que aumente com transferência de renda de um indivíduo abastado para um outro de renda menor, ou seja, que valorize quedas na desigualdade, é possível hierarquizar, inequivocamente, duas distribuições pela constatação da dominância de segunda ordem. Diz-se que uma distribuição domina outra em segunda ordem quando a renda total *acumulada* até um ponto qualquer dessa distribuição é maior do que na outra.

Em uma alegoria, o princípio – muito razoável, a nosso ver – subjacente à dominância de segunda ordem é o de que um real vale mais nas mãos de alguém com renda menor que nas mãos de alguém com renda maior. Note-se que não se especula quão mais vale esse real, apenas se assume que vale mais – não é uma pressuposição forte, e sim fraca. Equivale a supor que há aumento de bem-estar transferindo-se um real de um rico para um pobre. E, como na dominância de primeira ordem, não há grandes complexidades envolvidas nesse tipo de análise. Essas características fazem da dominância de segunda ordem o teste de bem-estar de nossa predileção entre os disponíveis.

O gráfico 4 foi elaborado para ilustrar a dominância de segunda ordem e exibe a renda total acumulada até cada centésimo da distribuição das rendas domiciliares *per capita*, do Brasil, de 1995 e 2005, valores ajustados para 2005 pelo IPCA geral. Por esse critério, concluímos que a distribuição de 2005 domina a de 1995. O exemplo é interessante não só por permitir a visualização no Gráfico, como também por ser um caso em que há dominância de segunda ordem, mas não de primeira. Assim, relativamente a 1995, uma função de bem-estar que valorize as transferências dos mais ricos para os mais pobres elegeria 2005 como um ano de nível mais elevado de bem-estar. A exemplo da constatação da dominância de primeira ordem, a constatação da dominância de segunda ordem é mais bem averiguada pela inspeção das curvas de diferença das distribuições cumulativas da renda; estratégia que adotaremos na apresentação dos resultados.

GRÁFICO 4

Dominância de segunda ordem de 2005 sobre 1995: curvas quantílicas da distribuição cumulativa da renda domiciliar *per capita* – Brasil, 1995 e 2005



Fontes: IBGE, Pnad 1995, 2005; SNIPC.

4.3 DOMINÂNCIA DE LORENZ

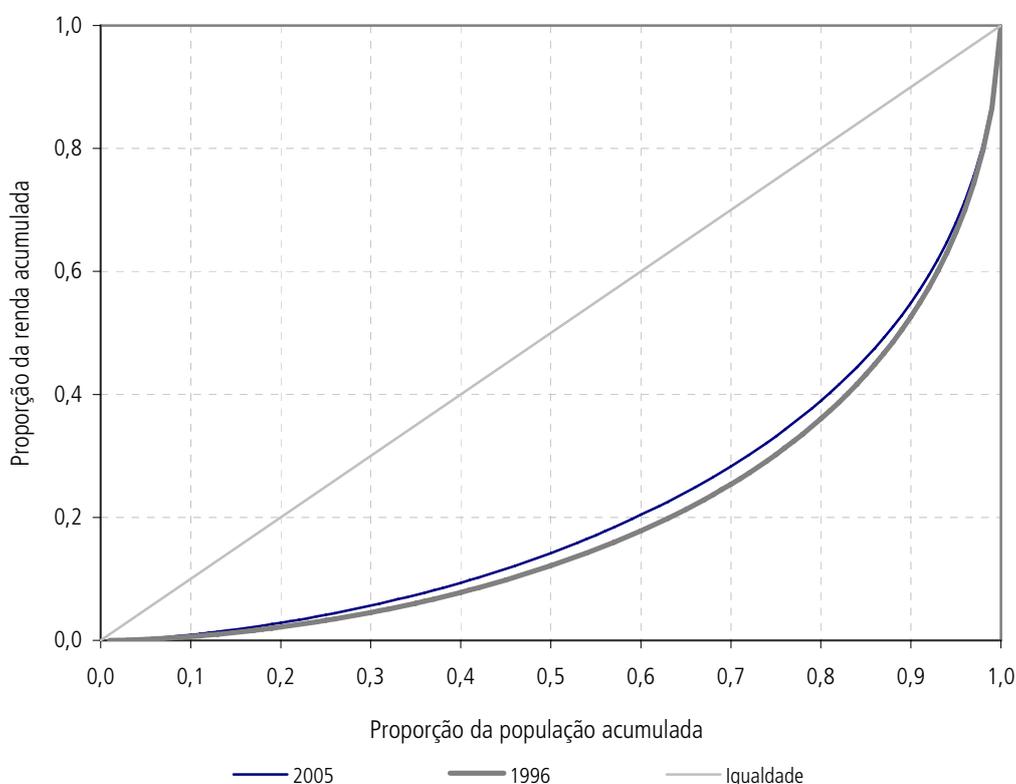
Intimamente ligada à relação de dominância de segunda ordem, também a relação de dominância de Lorenz é freqüentemente procurada em análises de bem-estar social. Se uma distribuição exerce dominância de Lorenz sobre outra, não se pode dizer que a dominante represente situação de maior bem-estar, mas se pode dizer que, certamente, qualquer medida de desigualdade que siga a regra de Pigou-Dalton classificará a distribuição dominante como menos desigual que a dominada. Ou seja, enquanto a dominância de primeira ordem é determinada pelo nível ao longo das distribuições, a de segunda ordem o é pelo nível e pela desigualdade da distribuição, e ambas permitem afirmações sobre a hierarquia entre distribuições em termos de bem-estar; ao passo que a dominância de Lorenz considera apenas a desigualdade, e, por conseguinte, permite afirmações sobre a hierarquia entre distribuições em termos de desigualdade, mas não de bem-estar.

Não surpreendentemente a dominância de Lorenz é verificada pela comparação entre as curvas de Lorenz que caracterizam duas distribuições. Em termos matemáticos, se $f(x)$ é a parcela acumulada da população cuja renda é inferior ou igual a x e $\Phi(x)$, a parcela da renda total detida por essas mesmas pessoas, a curva de Lorenz é a linha que conecta os pontos definidos pelas duas grandezas, ou seja, $L = (f(x), \Phi(x))$. A curva de Lorenz começa no ponto $(0,0)$, antes de se começar a contar a parcela acumulada da população e da renda, e termina em $(1,1)$, ponto que representa a contagem de toda a população e de toda a renda. A reta com inclinação de 45° que conecta esses dois pontos representa a situação hipotética de Igualdade Perfeita, na qual todos os membros da sociedade teriam a mesma renda.

Para ilustrar a dominância de Lorenz, elaboramos o gráfico 5 a seguir, que mostra as curvas de Lorenz tanto para o ano menos desigual como para o mais desigual do período sob escrutínio: 2005 e 1996, respectivamente. Nesse caso, é possível perceber claramente a curva de Lorenz de 2005 “por dentro” da de 1996, o que indica a dominância de Lorenz de 2005 sobre 1996. A consequência dessa constatação é podermos dizer, sem sombra de dúvida, e sem necessidade de cálculo, que qualquer medida de desigualdade que respeite a regra de Pigou-Dalton¹ apontará 1996 como o ano mais desigual. Como no caso das dominâncias de primeira e de segunda ordem, quando os valores das distribuições estão mais próximos, é mais difícil constatar a dominância pela simples inspeção visual, por isso é mais profícuo comparar diferenças entre curvas; estratégia que adotaremos adiante, na análise de bem-estar.

GRÁFICO 5

Dominância de Lorenz de 2005 sobre 1996: curvas de Lorenz da distribuição da renda domiciliar *per capita* – Brasil, 1996 e 2005



Fontes: IBGE, Pnad 1996, 2005; SNIPC.

Ainda sobre a dominância de Lorenz, justificamos a presença desse instrumento na análise de bem-estar pelas seguintes razões. A primeira é a de os autores considerarem, conforme declaramos, que a boa análise de bem-estar deve levar em consideração a desigualdade, mesmo se constatada a dominância de primeira ordem. A segunda é que – embora a verificação da dominância de Lorenz não seja afetada pela aplicação de deflatores gerais às distribuições, pois, sob a hipótese de inflação homogênea, a desigualdade não se altera após o ajuste das

1. Uma medida de desigualdade obedece a regra de Pigou-Dalton se seu valor se reduz quando há transferência de renda de um indivíduo com maior renda para outro de menor renda, sem haver inversão da posição relativa dos dois.

rendas – a aplicação de deflatores específicos altera a forma da distribuição, e, por conseguinte, o nível de desigualdade. Logo, interessa-nos verificar como e em que medida se dá essa alteração.

4.4 A FUNÇÃO DE BEM-ESTAR SOCIAL DE ATKINSON

Quando a análise de bem-estar não constata dominância de primeira ou de segunda ordem, não é possível estabelecer qual das distribuições comparadas representa um nível mais elevado de bem-estar. Se não há dominância entre duas distribuições, pode haver funções de bem-estar que considerem uma delas como a de maior bem-estar, e outras que a reputeem como de menor. A hierarquia das distribuições em termos de bem-estar na ausência de dominância de primeira e de segunda ordem depende do quanto somos avessos à desigualdade. Se, por um lado, não temos grande aversão à desigualdade, consideramos que um real a mais na mão de uma pessoa pobre vale *quase tanto* quanto um real na mão de uma pessoa rica. Por outro lado, se temos ojeriza à desigualdade, consideramos que o mesmo real na mão de um pobre vale *bem mais* que na mão de um rico.

Mas é possível quantificar esse *quase tanto* e esse *bem mais*? A resposta é sim. Basta seguirmos a abordagem clássica de Atkinson. Atkinson demonstrou que todas as funções de bem-estar social que satisfazem a certas condições, as quais implicam princípios filosóficos e morais de justiça distributiva, podem ser expressas por uma família de funções indexadas por um único número chamado de parâmetro de aversão à desigualdade:

$$U = \left[\sum_i x_i^{1-\varepsilon} \right]^{1/(1-\varepsilon)}, \quad \text{se } \varepsilon < 1, \quad \text{e} \quad U = \sum_i \ln(x_i), \quad \text{se } \varepsilon = 1,$$

em que i indexa os indivíduos, ε representa o parâmetro de aversão à desigualdade e x_i o indicador de bem-estar (no nosso caso, a renda domiciliar *per capita*).

Se não somos avessos à desigualdade, definimos o parâmetro ε igual a zero, expressando nosso juízo de valor de que um real a mais aumenta o bem-estar social na mesma proporção, independentemente de quem o recebe, bem como nossa percepção de que estamos em uma sociedade na qual renda média e bem-estar são sinônimos. Não há preocupação alguma com a desigualdade. Por outro lado, se somos avessos à desigualdade podemos escolher o quanto ao definirmos $0 < \varepsilon < 1$ de forma a expressar nosso juízo de que, entre duas situações com igual nível de renda, classificamos como de maior bem-estar a situação menos desigual, e, assim, revelamos nossa percepção de que a desigualdade deve ser levada em consideração na mensuração do bem-estar, por ser preferível viver numa sociedade igualitária.

Se formos muito avessos à desigualdade, podemos definir o parâmetro de aversão igual a um. Com esse valor, a função de bem-estar social apresenta propriedade interessante: um aumento proporcional na renda de qualquer indivíduo na sociedade proporciona o mesmo aumento de bem-estar. Em outras palavras, se há um aumento de mil reais na renda de um milionário *strictu sensu*, o impacto positivo sobre o bem-estar é o mesmo proporcionado por um aumento de um real na renda de um indivíduo cuja renda anterior era de mil reais. Uma alegoria do que ocorre com a função de bem-estar com o parâmetro de aversão unitário: imagine que Robin Hood surrupiou mil reais do milionário e colocou as mil moedas em sua bolsa. Como a

bolsa estava furada, até chegar aos pobres ele perdeu R\$ 998,00 no caminho, e, assim, só conseguiu entregar um real para duas pessoas cuja renda prévia era de mil reais. Como a perda do milionário foi de 1%, e o ganho individual dos dois beneficiados foi também de 1%, a sociedade em questão experimentou aumento líquido de bem-estar. Um parâmetro unitário de aversão à desigualdade pode, então, ser considerado elevado, embora seja possível trabalhar com valores ainda mais altos.

Qual seria o melhor valor para os parâmetros de aversão à desigualdade? Para evitar responder a essa questão é que procuramos primeiro pelas relações de dominância, pois respondê-la exigiria posicionamento valorativo das relações entre bem-estar e desigualdade, o qual não guarda relação apenas com os fatos, mas também com cosmovisão particular. Por acharmos que o leitor não deve receber a informação filtrada pelas preferências dos autores nesse terreno, optamos por apresentar a função de bem-estar para um conjunto de valores $\varepsilon = \{0,1; 0,3; 0,5; 0,7; 0,9\}$. Assim, tanto os mais quanto os menos avessos à desigualdade encontrarão dados que vão ao encontro de suas próprias opiniões sobre as relações entre desigualdade e bem-estar.

5 RESULTADOS

O primeiro resultado que mostramos é a verificação da existência de relações de dominância de primeira ordem entre as distribuições. Para proporcionar representação gráfica mais “limpa”, apresentamos, no gráfico 6, os resultados de quatro anos selecionados do período estudado, 1995, 1999, 2001 e 2004, em relação a 2005. No gráfico, cada curva é a quantílica do ano subtraída da curva de 2005. Se a curva referente a um dado ano fica inteiramente acima do eixo horizontal, que representa a distribuição de 2005, conclui-se que a distribuição do ano é dominada, em primeira ordem, pela de 2005. Se, porventura, a curva ficasse integralmente abaixo do eixo horizontal, seria o ano que dominaria 2005 em primeira ordem. Porém, se a curva cruza o eixo horizontal em qualquer ponto, não há relação de dominância de primeira ordem. O gráfico 6 divide-se em dois painéis, ou subgráficos. O painel à esquerda mostra essas relações para as distribuições da renda domiciliar *per capita* deflacionadas de forma homogênea (deflator único); e o painel à direita mostra as mesmas relações para as distribuições ajustadas pelos índices de preços específicos.

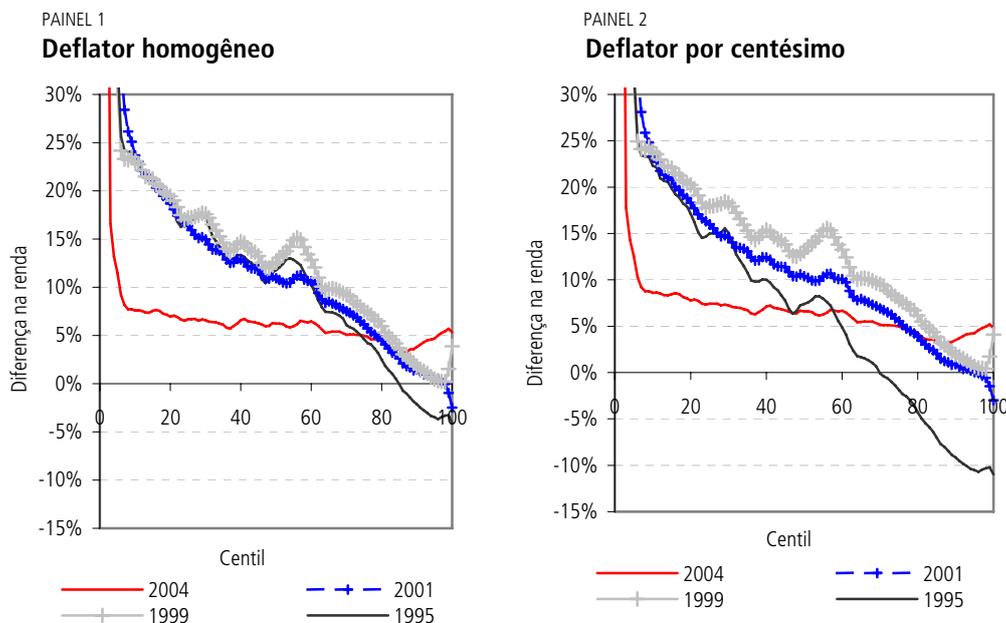
Vejam, primeiramente, se há relações de dominância de primeira ordem entre as distribuições ajustadas homogeneamente. O painel à esquerda do gráfico 6 mostra que a distribuição de 2005 domina 2004 e 1999, mas não 2001 e 1995. As curvas de diferença 2005-1995 e 2005-2001 cruzam o eixo horizontal nos centésimos 86 e 98, respectivamente. Isso quer dizer que as rendas dos 14% mais ricos em 1995, e dos 2% mais ricos em 2001, eram maiores que a renda desses centésimos superiores em 2005. Portanto, se a inflação fosse a mesma para todos, 14 em cada cem brasileiros teriam piorado de vida de 1995 para 2005, e apenas dois em cada cem teriam a vida piorada entre 2001 e 2005, ignorando-se eventuais trocas de posições entre indivíduos. Porém, pioraram de vida aqueles que tinham o nível de bem-estar mais elevado, enquanto os de menor bem-estar melhoraram.

Embora no gráfico 6 as diferenças tenham sido construídas tendo como referência 2005, a existência de ordenamentos perfeitos entre as curvas de diferença revelaria outras relações de dominância de primeira ordem. Todavia, as curvas de diferenças de 1995, de 1999, de 2001 e de 2004, consideradas par a par, interceptam-

se em algum ponto, o que nos permite afirmar não haver nenhuma outra relação de dominância de primeira ordem entre os cinco anos apresentados, ainda que 1995 quase domine 1999.

GRÁFICO 6

Dominância de primeira ordem: curvas de diferença entre a curva quantílica da distribuição da renda domiciliar *per capita* de 2005 e as de anos selecionados – Brasil, 1995-2005



Fontes: IBGE, Pnad 1995, 1999, 2001, 2004, 2005; POF 2002-3; SNIPC.

Os resultados anteriores se devem ao fato de a redução da desigualdade ocorrer, no Brasil, concomitantemente à quase estagnação da renda. Portanto, o real que os mais pobres ganharam foi o real perdido pelos que tinham rendas mais elevadas, isto é, o aumento de bem-estar dos mais pobres foi logrado à custa de uma redução do bem-estar dos mais ricos. Destarte, seria possível construir uma função de bem-estar social que outorgasse um peso elevado às perdas de bem-estar dos mais ricos, a qual classificasse 1995 ou 2001 como anos de bem-estar superior ao de 2005. Seria possível, também, construir uma função de bem-estar social que apontasse para um bem-estar maior em 2005 que nesses dois anos. Até este ponto, nossa única certeza é que, com deflatores homogêneos, o bem-estar em 2005 foi inequivocamente maior que em 1999 e em 2004.

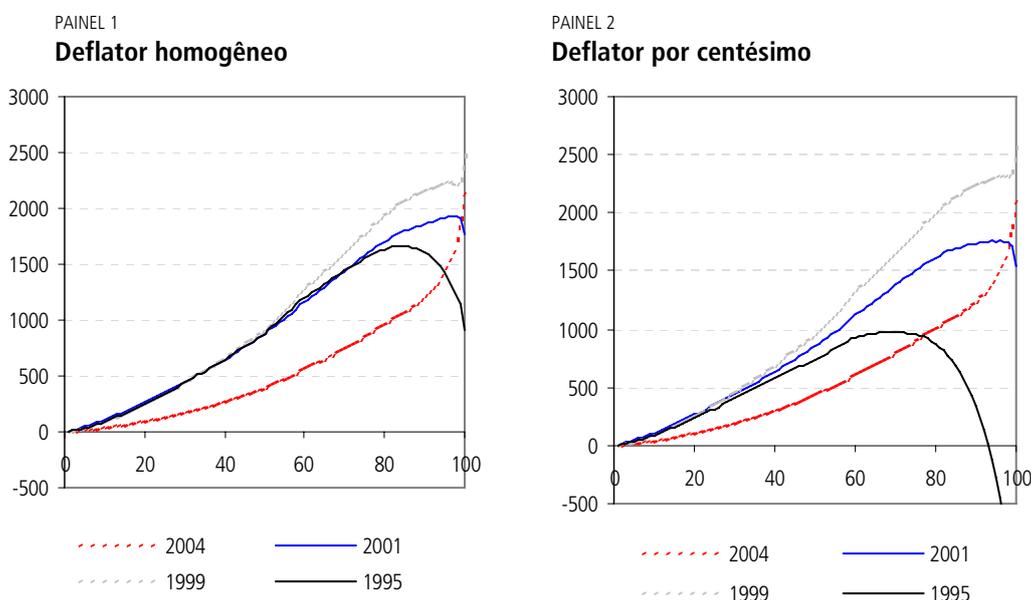
Passando-se ao segundo painel do gráfico 6, que representa as distribuições ajustadas pelos deflatores específicos, além das constatadas, é possível detectar também uma relação de dominância de primeira ordem no primeiro painel: a distribuição de 1995 domina a de 1999. Todavia, outras diferenças significativas podem ser observadas. A diminuição de bem-estar na cauda superior da distribuição de 1995 para 2005, por exemplo, estende-se por mais centésimos: a diferença se torna negativa no centésimo 71. Assim, se consideramos variações nos preços da cesta consumida por cada centésimo, observamos perda de bem-estar para os 29% mais abastados da população, e não só para 14%. A queda de bem-estar também se torna mais acentuada: a deflatores homogêneos, não ultrapassa 5%; a deflatores específicos,

ultrapassa os 10% para os 5% mais ricos. Em 2001, nota-se situação semelhante, dobrando-se (de dois para quatro) o número de centésimos do extremo superior que perderam bem-estar com a aplicação de deflatores específicos.

O gráfico 7 é análogo ao 6, mas mostra relações de dominância de segunda ordem, as quais consideramos as mais adequadas para análises de bem-estar. Tal como no gráfico 6, se uma curva está integralmente abaixo de outra, seu nível de bem-estar é maior e ela domina, em segunda ordem, todas as curvas acima. O eixo horizontal representa a distribuição de 2005 em relação à qual comparamos as demais – curvas acima do eixo horizontal são dominadas em segunda ordem, portanto, pela distribuição de 2005.

GRÁFICO 7

Dominância de segunda ordem: curvas de diferença entre a curva da distribuição cumulativa da renda domiciliar *per capita* de 2005 e as de anos selecionados – Brasil, 1995-2005



Fontes: IBGE, Pnad 1995, 1999, 2001, 2004, 2005; POF 2002-3; SNIPC.

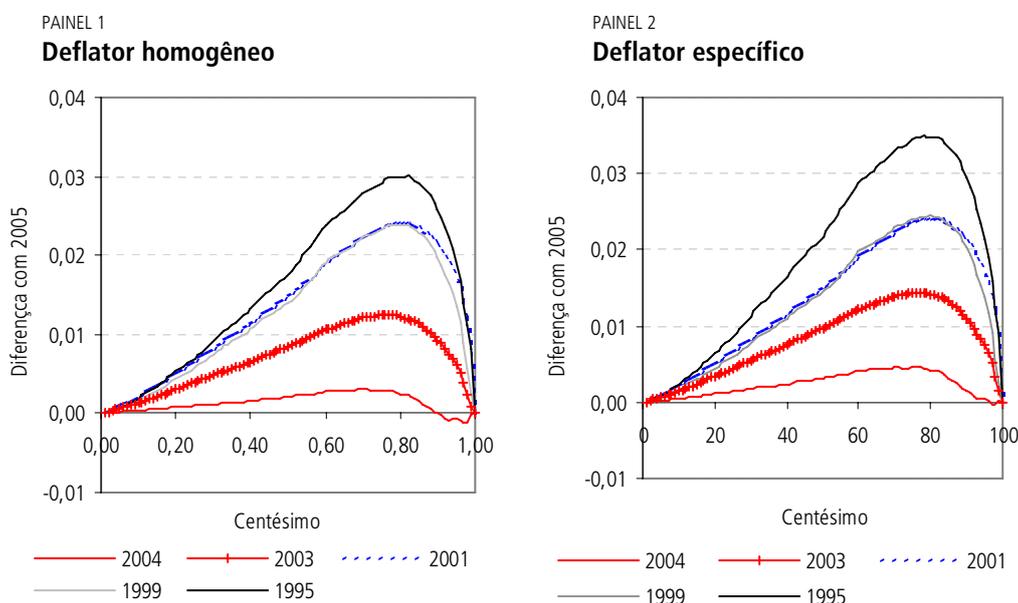
A deflatores homogêneos, a distribuição de 2005 dominaria, em segunda ordem, todos os outros anos selecionados do período 1995-2005, conforme podemos ver no painel esquerdo do gráfico 7. Todavia, aplicando-se deflatores específicos para a correção das rendas, 2005 deixaria de dominar 1995: nota-se, no painel direito, que a curva de 1995 passa a interceptar o eixo horizontal. A variação nos preços relativos foi tão intensa que a perda de bem-estar dos mais ricos apagou a única relação de dominância que valia para todo o período. Embora não suprimindo a dominância de 2005, há claros efeitos dos preços relativos sobre as distribuições dos outros anos representados no painel direito do gráfico 7. Tomemos, como exemplo, o ano de 2001, cujo pico fica, no painel esquerdo, bem mais abaixo que no direito, denotando, com isso, que a variação dos preços relativos de 2001 a 2005 fez que o ganho dos centésimos superiores não fosse tão acentuado quanto o seria com deflator homogêneo. Há, portanto, com deflatores específicos, funções de bem-estar que classificariam 1995 como um ano cujo bem-estar foi superior ao de 2005, mas o contrário também procede.

O gráfico 8 foi elaborado para exibir eventuais relações de dominância de Lorenz. A deflatores homogêneos, as diferenças das curvas de Lorenz dos anos escolhidos com relação a 2005 mostram as distribuições de renda de 2004 e de 2005 dominando todas as demais. Mas não há relação de dominância de Lorenz entre 2005 e 2004, uma vez que os 18 centésimos de cima da distribuição de renda detinham, em 2005, fração da renda total ligeiramente superior. No entanto, pelo fato de a curva de 2004 situar-se acima do eixo horizontal por quase toda sua extensão pode-se assumir que é alta a probabilidade de medidas de desigualdade apontarem 2005 como o ano menos desigual, ainda que tecnicamente seja possível elaborar medida de desigualdade que eleja 2004 como o ano menos desigual. Quanto aos demais anos, dominados por 2005 e 2004, não há relações de dominância definidas entre eles, as curvas se interceptam em algum ponto.

No painel direito, que mostra o resultado da atualização dos valores por deflatores específicos, tem-se hierarquia provável mais definida em termos de desigualdade. Mas as relações de dominância são as mesmas. As distribuições de 2005 e de 2004 dominam as dos demais anos; e a distribuição de 2005 quase domina a de 2004, cuja curva está acima do eixo horizontal em quase toda sua extensão, salvo nos centésimos 97 e 98. Mais uma vez, tecnicamente seria possível fazer um índice de desigualdade que colocasse 2004 como ano menos desigual; na prática, no entanto, não há dúvida de que medidas tradicionais revelariam a renda menos desigualmente distribuída em 2005 e o uso de deflatores específicos ressalta essa característica (mais centésimos ostentam diferença negativa a deflatores homogêneos).

GRÁFICO 8

Dominância de Lorenz: curvas de diferença entre as curvas de Lorenz da renda domiciliar per capita de 2005 e as de anos selecionados – Brasil, 1995-2005

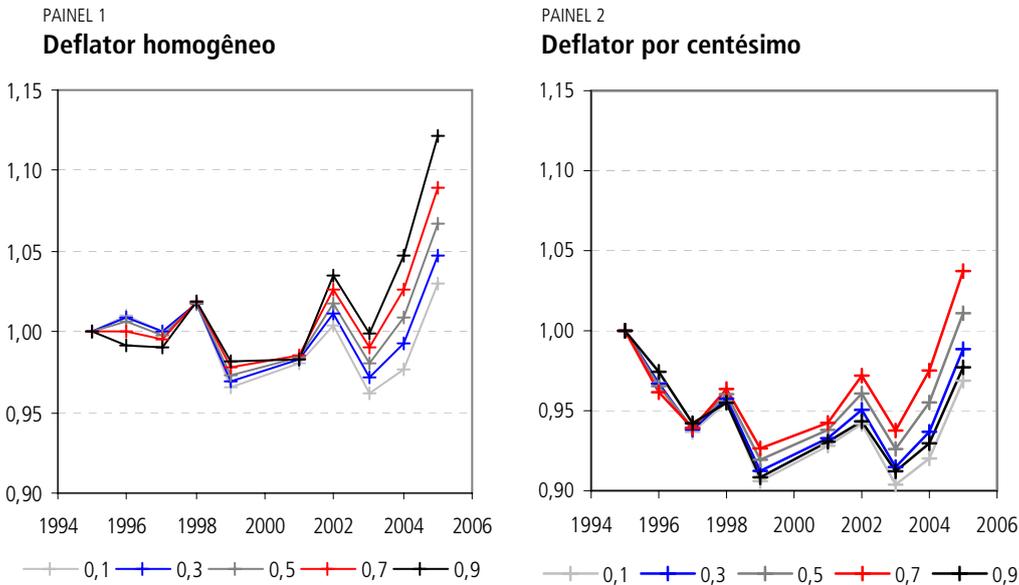


Fontes: IBGE, Pnad 1995, 1999, 2001, 2004, 2005; POF 2002-3; SNIPC.

Chegamos, então, ao ápice da nossa análise, representado nos dois painéis do gráfico 9. A partir dele podemos avaliar a evolução do bem-estar segundo as funções de Atkinson. Elegendo 1995 como ano base, veremos que o bem-estar varia segundo o parâmetro de aversão à desigualdade, ϵ , escolhido. Como adiantamos, escolhemos cinco parâmetros representativos de diferentes graus variados de aversão: de pouca

aversão (0,1) a muita aversão (0,9). Uma rápida inspeção visual dos dois painéis do gráfico 9 revela que, como suspeitávamos, o uso de deflatores específicos para o ajuste das rendas altera, significativamente, nossas conclusões acerca da evolução do bem-estar no Brasil na década da estabilidade.

GRÁFICO 9
Função de bem-estar, de Atkinson, para diferentes graus de aversão à desigualdade – Brasil, 1995-2005



Fontes: IBGE, Pnad 1995 a 2005; POF 2002-3; SNIPC.

A primeira grande alteração é que para qualquer valor de ε há estabilidade no bem-estar de 1995 a 1997 se não se levam em conta os preços relativos, mas há queda abrupta no mesmo período quando esses são levados em conta por meio da aplicação dos deflatores específicos. Depois, 1998 é um ano em que há aumento de bem-estar, seja qual for o deflator. Todavia, a deflatores homogêneos, o aumento faz que 1998 seja o ano de nível mais elevado do período de 1995 a 1997; com deflatores específicos, o aumento de 1997 para 1998 é apenas uma recuperação do nível que permanece inferior aos de 1995 e 1996, a única exceção sendo a função com $\varepsilon = 0,7$, que coloca 1998 pouco acima de 1996. Também independentemente do deflator aplicado, e não importando o grau de aversão à desigualdade, de 1998 para 1999 há outra queda abrupta de bem-estar – a diferença aqui fica por conta do fato de, em se considerando os preços relativos, a variação nos parâmetros de aversão gerar mais variação entre níveis de bem-estar.

Desprezando-se as diferenças entre as funções de bem-estar com valores distintos de ε , tanto a deflatores homogêneos quanto a deflatores específicos, observa-se queda no bem-estar agregado de 1995 a 1999. Todavia, com deflatores homogêneos, a tendência não fica bem definida, pois 1998 conta com maior bem-estar que 1995, e, para alguns valores de ε , 1996 também é melhor que 1995. Poder-se-ia dizer, então, que o bem-estar esteve relativamente estável e que 1999 foi um ano atípico. Porém, com os deflatores específicos não há dúvida: houve, em 1998, ligeiro aumento que não teve ímpeto suficiente para contra-arrestar a abrupta queda de bem-estar ocorrida de 1995 a 1999.

Passando-se ao período 2001-2005, pode-se constatar aumento de bem-estar com ambos os tipos de deflatores, e para todos os parâmetros de aversão à desigualdade, com piora em 2003. O ano de 2001 apresenta sempre bem-estar maior que o de 1999, o ano de mais baixo bem-estar no período (suplantado, por pouco, apenas por 2003 com deflator geral e $\varepsilon = 0,1$). Porém, as similitudes param por aí. Em relação ao período anterior, a série ajustada por deflatores específicos parte de um nível de bem-estar bem abaixo do de 1995, enquanto na outra o nível de bem-estar de 2001 também está abaixo, mas não tão distante. Assim, sem se considerar preços relativos, 2002 seria um ano de bem-estar superior ao de 1995, e, considerando-os, inferior.

Comparado a 2002, há, em 2003, queda no nível de bem-estar. Porém, com deflatores homogêneos, as funções de baixo e de médio grau de aversão à desigualdade colocam esse ano abaixo de 2001, ou mesmo de 1999, no que se refere a bem-estar. Com deflatores específicos, 2003 é sempre pior que 2001, e configura-se como o segundo pior ano da série. Em 2004, todas as funções demonstram recuperação em relação a 2003. Com inflação homogênea, 2004 é um ano superior a 1995, com $\varepsilon = \{0,5; 0,7; 0,9\}$, e mesmo melhor que 2002 para as duas funções de aversão mais alta. Considerando-se os preços, 2004 ainda está longe de 1995 em termos de bem-estar.

Ao fim do período, a conclusão que se tira das duas análises – tanto da que emprega deflatores específicos como da tradicional – é bem distinta. Quando consideramos que a inflação é a mesma para todos, o resultado líquido é o bem-estar em 2005 ser maior que o bem-estar em 2002, que, por sua vez, é maior que o de 1995 para todos os valores de ε . Para valores de 0,5 acima, 2004 também é melhor que 1995. Se levarmos em conta os preços, porém, apenas $\varepsilon = 0,7$ e $\varepsilon = 0,5$ produzem aumentos líquidos de bem-estar em 2005 relativamente a 1995: salvo essas duas exceções, em nenhum ano, independentemente do grau de aversão, o bem-estar foi maior que o de 1995.

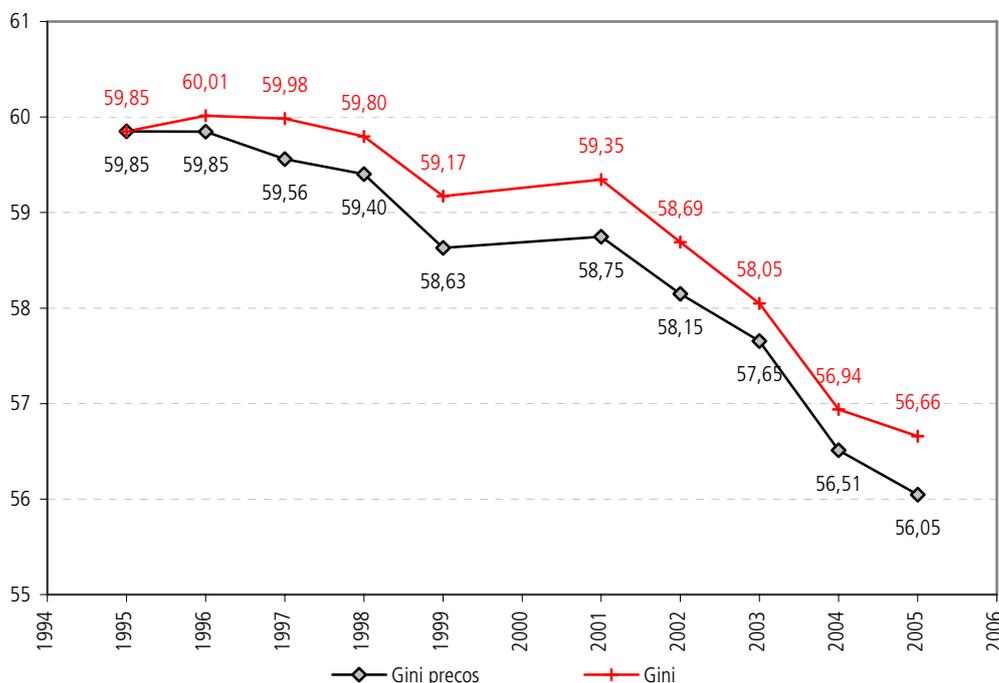
A análise de bem-estar empregando deflatores específicos também revelou fato inesperado. Curiosamente, tanto $\varepsilon = 0,1$ e $\varepsilon = 0,9$ produzem reduções líquidas de bem-estar. Enquanto com deflatores gerais as funções se ordenam perfeitamente, o bem-estar cresce com o parâmetro de aversão; com deflatores específicos isso não ocorre e $\varepsilon = 0,9$ produz bem-estar menor do que aversões menos extremas. Essa curiosa relação pode ser explicada pelo formato da curva comparativa dos preços em 2005 e em 1995, mostrada no gráfico 2a, que revela o centésimo 93 sofrendo o pico da inflação relativa. Valores de ε pouco avessos à desigualdade dão maior peso às pessoas cujas rendas elevadas sofreram inflação maior; já o valor $\varepsilon = 0,9$ retira peso dos 7% mais ricos, cuja inflação foi inferior à dos centésimos 84 a 93. A introdução de variações nos preços relativos pode produzir resultados surpreendentes.

Para entender melhor essa evolução do bem-estar, apresentamos os dois indicadores sintéticos mais usados para medir, separadamente, o nível e a dispersão do indicador empregado na análise de bem-estar: o coeficiente de Gini e a média. O Gráfico 10 apresenta a evolução do coeficiente de Gini com e sem variação nos preços relativos. As duas curvas seguem trajetórias mais ou menos semelhantes, com a única divergência de os preços relativos transformarem o leve aumento no coeficiente de 1995 a 1996 em estabilidade até a quarta casa decimal. No entanto, considerar a variação dos preços relativos nos levaria a concluir uma queda maior da desigualdade ao longo do período. Enquanto que com inflação homogênea o coeficiente de Gini

caiu 3,19 pontos entre 1995 e 2005; calculado com preços relativos variando, ele caiu 3,80 pontos, ou seja, 0,61 ponto a mais.

GRÁFICO 10

Coefficiente de Gini da distribuição da renda domiciliar *per capita* – Brasil, 1995-2005



Fontes: IBGE, Pnad 1995 a 2005; POF 2002-3; SNIPC.

As rendas médias podem ser observadas no gráfico 11, o qual mostra que o poder de compra médio caiu mais que a renda deflacionada pelo IPCA. Tal resultado é pouco intuitivo, uma vez que, ao calcularmos o poder de compra médio, ponderamos cada centésimo da população por sua renda. Isso sugere, por sua vez, que a inflação média de todos os centésimos e a inflação medida pelo IPCA geral sejam sempre as mesmas. Há, contudo, duas razões para que não as sejam.

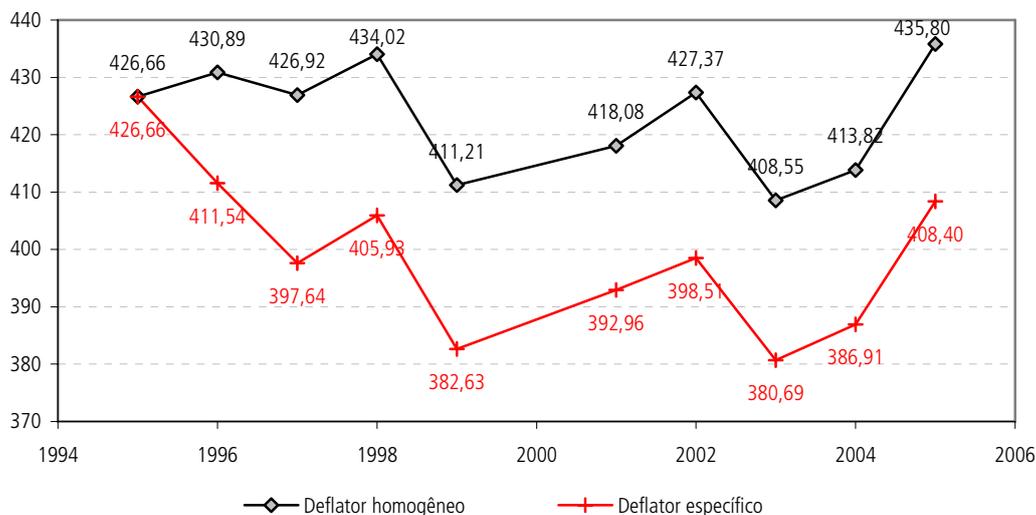
A primeira é que o IPCA cobre apenas as famílias cuja renda seja de até 40 salários mínimos, o que vai até o centésimo 97, e deixa de fora 3% da população e 24% da renda. Isso já seria suficiente para que a evolução do poder de compra de toda a população representada na Pnad não fosse igual à evolução do IPCA. A segunda razão é que, após o processo de suavização utilizado, nada garante que a estrutura de ponderação da população seja identicamente igual à média da estrutura por centésimo. Acreditamos que a primeira razão seja a mais importante.

Em qualquer caso, o gráfico 11 mostra ter havido queda bem maior no poder de compra médio a deflatores específicos que na renda deflacionada pelo IPCA.

Finalmente apresentamos, no gráfico 12, as distribuições de cada ano deflacionadas pelos dois métodos, segundo Gini e renda média, com a área dos círculos definida pelo bem-estar líquido do ano em relação a 1995, para $\epsilon = 0,5$. O círculo que representa 1995 com deflatores específicos tem apenas o contorno para tornar visíveis 1995 e 1997 da outra série.

GRÁFICO 11

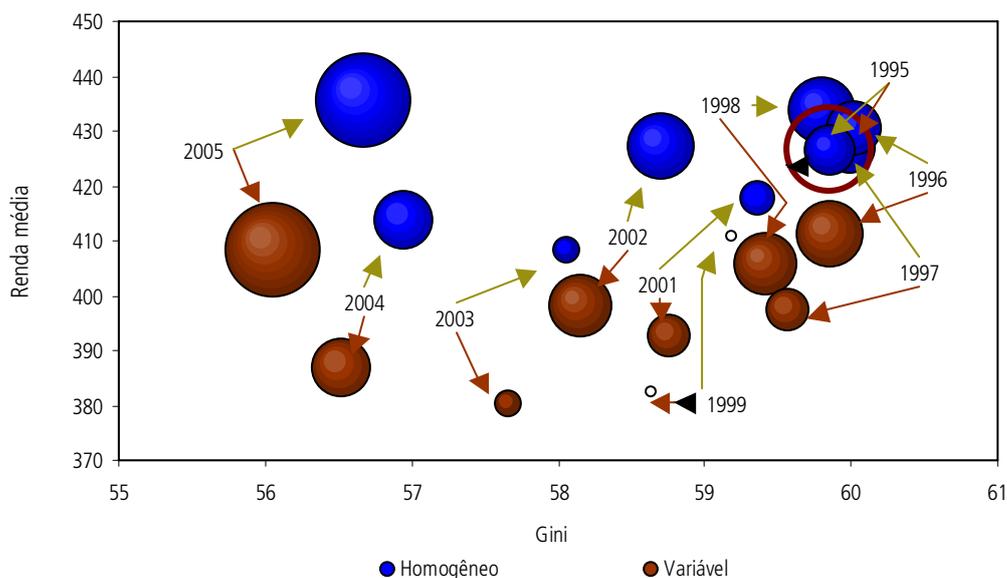
Média da distribuição da renda domiciliar *per capita* – Brasil, 1995-2005



Fontes: IBGE, Pnad 1995 a 2005; POF 2002-3; SNIPC.

GRÁFICO 12

Dispersão, nível e bem-estar¹ – Brasil, 1995-2005



Fontes: IBGE, Pnad 1995 a 2005; POF 2002-3; SNIPC.

Nota: ¹ Para aumentar o contraste entre as variações líquidas de bem-estar relativas a 1995, aplicamos a seguinte transformação aos valores representados, no gráfico 9, para $\epsilon = 0,5$: i) subtraímos o menor valor de todos os valores; e ii) multiplicamos o resultado por 100; iii) no caso do ano de menor valor, sempre 1999, o zero resultante foi substituído pelo valor mais próximo de zero que garantisse sua visualização no gráfico 12.

A leitura do gráfico 12 reforça a diferença entre as conclusões a que se chega sobre a evolução do bem-estar no período 1995-2005 ao se usarem os diferentes tipos de deflatores. Com os deflatores homogêneos, chegamos à conclusão que já se tornou consensual: o bem-estar aumentou no período, a despeito de alguns anos ruins, bem como do ritmo e da intensidade aquém do desejado. De 2004 a 2005, o nível de bem-estar dá um salto graças a aumento da renda média, aumento esse que, não

obstante pequeno, coloca-o acima do de 1998 (até então o ano de nível de bem-estar mais alto), e a queda expressiva da desigualdade. Mudar os valores de aversão à desigualdade não alteraria essa conclusão, mas apenas o *ranking* dos piores anos.

Com deflatores específicos, a conclusão é outra: o bem-estar decresceu no período, mas vem passando por recuperação acidentada nos últimos quatro anos. Em 2005, o bem-estar é ligeiramente superior ao de 1995. Isso aconteceu por causa da queda na renda média, que só não teve impacto maior por ter sido acompanhada por reduções ainda mais expressivas da desigualdade.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Desde o Plano Real, em 1994, o Brasil não vive mais o inferno da hiperinflação e o sistema de preços voltou a ser significativo. Se há hoje mudança no preço do mamão, esse reflete mais as condições idiossincráticas da oferta e da procura por mamão que a expansão da base monetária ou a indexação a índices de preços passados. Em outras palavras: na presença da estabilidade de preços, os preços relativos passam a ser importantes.

Conseqüentemente, se houve estabilidade no nível de preços entre 1994 e hoje, o mesmo não se pode dizer dos preços relativos. Mudanças nestes últimos exerceram influência sobre o bem-estar de indivíduos, dependendo de se a cesta de um grupo doméstico aumentou mais ou menos que a cesta de outro. Neste trabalho, usamos uma metodologia simples para estimar esses impactos, a qual consiste em estabelecer cestas por centésimo de renda. Os resultados são, a nosso ver, surpreendentes.

O primeiro resultado, não tão surpreendente, é que os preços foram, *grosso modo*, “pró-pobre”. Tal resultado já foi encontrado por Kakwani e por outros, e é até visível na mídia quando essa fala da queda no preço da “cesta básica.” No entanto, nossos resultados são talvez mais fortes: a mudança acumulada nos preços relativos de 1995 em diante beneficiou, em todos os anos, os mais pobres. Isso não quer dizer que a inflação ano a ano tenha sido “pró-pobre” sempre. Quer dizer apenas que, nos anos em que a inflação foi maior para os mais pobres que para o mais ricos, como entre 1998 e 1999, ou 2002 e 2003,² a elevação dos preços da cesta dos mais pobres não foi suficiente para compensar a menor elevação em anos anteriores, mantendo-se o índice acumulado sempre “pró-pobre”. Uma conseqüência desse resultado foi ter havido maior queda na desigualdade do bem-estar que na desigualdade de renda monetária sem qualquer correção de preços relativos. Em particular, o coeficiente de Gini do poder de compra caiu 0,6 pontos a mais que o coeficiente de Gini da renda.

Há, no entanto, outros resultados que causam maior surpresa. O primeiro é o poder de compra médio ter caído mais que a renda média deflacionada pelo IPCA. Conforme explicado, esse resultado é possível em razão de o consumo dos 3% mais ricos, que concentram um quarto da renda no Brasil, não ser levado em conta ao se estabelecerem os pesos do IPCA. Em particular, os indivíduos cuja renda os situa nos centésimos mais altos da população gastam muito mais em comunicações e transportes, justamente nos dois grupos de bens cujos preços mais subiram no

2. Neste trabalho, define-se um ano sempre como de setembro a setembro.

período. O item comunicações sofreu inflação de 770%, no período, contra 109% para o IPCA geral.

Outra explicação na mesma veia é que o IPCA foi calculado até 2006 usando a estrutura de ponderação da POF 1995-6. Várias mudanças significativas na estrutura de consumo não foram captadas pela estrutura de ponderação antiga. Uma possibilidade, que chegamos a considerar, seria construir um deflator homogêneo para o período usando os pesos de 2002-3, mas isso faria que nossa análise se afastasse demais da literatura existente.

Outro resultado curioso é que, quando se usa a função de Atkinson de bem-estar – o que é altamente defensável do ponto de vista técnico –, esse não varia de modo sempre crescente ou sempre decrescente com o parâmetro de aversão à desigualdade. Em particular, quando se aumenta de 0,7 para 0,9 a aversão à desigualdade, há queda de bem-estar entre 1995 e 2005, mesmo na presença de dominância de Lorenz entre esses dois anos. Isso ocorre porque a inflação relativa também não varia de modo sempre crescente com a renda, e há um pico de inflação no centésimo 93.

Uma vez constatado que as variações nos preços relativos têm conseqüências distributivas importantes e surpreendentes, podemos especular um pouco sobre suas causas. A primeira, óbvia, é a variação na taxa de câmbio. Os mais pobres gastam mais com vestuário e, principalmente, com alimentação e bebidas, produtos esses cujos preços são altamente atrelados à taxa de câmbio e aumentaram menos que o IPCA geral de 1995 a 2005. Já os mais ricos gastam mais com transportes, educação e comunicações: serviços pouco relacionados com a taxa de câmbio, os quais aumentaram muito mais que o IPCA geral.

As variações ano a ano dão credibilidade a essa explicação. Os anos nos quais a variação dos preços foi “antipobre” foram 1998, 1999 e de 2002 a 2003, justamente quando houve desvalorizações cambiais reais. Nos outros anos, houve valorização cambial e inflação “pró-pobre”. A apreciação do Real que desespera os exportadores traz diversidade para a mesa das camadas menos favorecidas da população.

Outra explicação são as privatizações. Os últimos dez anos foram caracterizados por dois tipos de privatizações. O primeiro foi o de empresas como a Vale do Rio Doce e a Embraer, cuja produção não faz parte das compras dos indivíduos. O segundo se refere a serviços como telecomunicações, transportes (principalmente pedágios), energia elétrica e água e saneamento, os quais fazem, pesadamente, parte do consumo dos indivíduos, e seus preços, seja por contratos firmados quando houve a privatização para torná-las mais atrativas e, portanto, mais caras, seja por captura dos reguladores por parte do setor regulado, aumentaram muito mais que o IPCA geral. O caso das comunicações é emblemático, uma vez que sua inflação foi superior, em 661 pontos, à inflação geral, durante os dez anos ora analisados.

É claro que essas são apenas hipóteses, as quais não são testadas neste trabalho, e ficam, portanto, para os trabalhos futuros sobre o tema. Outras linhas de trabalho no tema são: usar variações regionais nos preços, níveis de desagregação mais finos e, eventualmente, criar deflatores específicos não para cada centésimo de renda, e sim para cada grupo doméstico.

Se as explicações anteriores são reais, não deixa de ser curioso, no entanto, que haja certa inversão ideológica. As políticas defendidas por indivíduos mais de direita,

no espectro político, tais como juros altos e privatizações, lesaram mais os mais ricos que os mais pobres. Já a taxa de câmbio real desvalorizada, defendida pelos mais de esquerda, quando ocorreu trouxe o efeito inverso.

Quando os preços relativos mudam, as surpresas podem ser grandes em todos os sentidos.

REFERÊNCIAS

- ATKINSON, A. B. *The economics of inequality*. Oxford: University Press, 1983.
- BARROS, R. P. de. *et al.* Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. *Econômica*, v. 8, n. 1, p. 55-81, jun. 2006. Disponível em: <<http://www.uff.br/cpgeconomia/economica.htm>>.
- _____. *A queda recente da desigualdade de renda no Brasil*. Rio de Janeiro: Ipea, 2007. (Texto para Discussão, n. 1.258). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>.
- COURSEIL, C. H.; FOGUEL, M. N. *Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE*. Rio de Janeiro: Ipea, jul. 2002 (Texto para Discussão, n. 897). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>.
- COWELL, F. *Measuring inequality*. LSE Handbooks in Economics. Londres: Prentice Hall, 1995.
- FERREIRA, F. H. G.; LEITE, P. G.; LITCHFIELD, J. A. *The rise and fall of Brazilian inequality, 1981-2004*. The World Bank. Washington, 2006 (Policy Research Working Paper Series, n. 3.867). Disponível em: <<http://www.worldbank.org/>>.
- HOFFMANN, R. As transferências não são a principal causa da redução da desigualdade. *Econômica*, v. 7, n. 2, p. 335-341, dez. 2005. Disponível em: <<http://www.uff.br/cpgeconomia/v7n2/rodolfo.pdf>>.
- _____. Transferência de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. *Econômica* v. 8, n. 1, p. 55-81, jun. 2006. Disponível em: <<http://www.uff.br/cpgeconomia/economica.htm>>.
- _____. *Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza*. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 1998.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). *Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil*. Brasília: Ipea, 2006 (Nota Técnica, n. 9). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>.
- NERI, M. *Desigualdade, estabilidade e bem-estar social*. EPGE/FGV, 2006 (Série Ensaios Econômicos, n. 637). Disponível em: <<http://epge.fgv.br/portal/arquivo/2168.pdf>>.
- SEN, A. *On economic inequality*. Oxford: Clarendon Press, 1997.
- SOARES, F. V. *et al* *Programas de transferências de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade e pobreza*. Brasília: Ipea, 2006 (Texto para Discussão, n. 1.228). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>.
- SOARES, S. Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. *Econômica*, v. 8, n. 1, p. 83-115, jun. 2006. Disponível em: <<http://www.uff.br/cpgeconomia/economica.htm>>.
- SON, H.; KAKWANI, N. Measuring the impact of prices on inequality: with applications to Thailand and Korea. *Journal of Economic Inequality*, v. 4, n. 2, p. 181-207, Aug. 2006a.
- _____. *Measuring the impact of prices on poverty*. Brasília: International Poverty Centre, nov. 2006b (Working Paper, n. 33).

EDITORIAL

Coordenação

Iranilde Rego

Supervisão

Aeromilson Mesquita

Revisão

Maria Aparecida Taboza

Ângela Pereira da Silva de Oliveria (estagiária)

Camila de Paula Santos (estagiária)

Nathalia Martins Peres da Costa (estagiária)

Olavo Mesquita de Carvalho (estagiário)

Editoração

Bernar José Vieira

Elidiane Bezerra Borges

Jeovah Herculano Szervinsk Júnior

Luis Carlos da Silva Marques

Rosa Maria Banuth Arendt

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, 9º andar

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5090

Fax: (61) 3315-5314

Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Rio de Janeiro

Av. Nilo Peçanha, 50, 6º andar – Grupo 609

20044-900 – Rio de Janeiro – RJ

Fone: (21) 3515-8433

Fax: (21) 3515-8402

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

Tiragem: 130 exemplares

COMITÊ EDITORIAL

Secretário-Executivo

Marco Aurélio Dias Pires

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,
9º andar, sala 908

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5406

Correio eletrônico: madp@ipea.gov.br