TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 1282

TESTANDO A PROPRIEDADE REDISTRIBUTIVA DO SISTEMA PREVIDENCIÁRIO BRASILEIRO: UMA ABORDAGEM SEMIPARAMÉTRICA

Rodrigo Leandro de Moura
Paulo Tafner
Jaime de Jesus Filho

Rio de Janeiro, maio de 2007

TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 1282

TESTANDO A PROPRIEDADE REDISTRIBUTIVA DO SISTEMA PREVIDENCIÁRIO BRASILEIRO: UMA ABORDAGEM SEMIPARAMÉTRICA*

Rodrigo Leandro de Moura**
Paulo Tafner***
Jaime de Jesus Filho****

Rio de Janeiro, maio de 2007

* Agradecemos os comentários de Carlos Eugênio da Costa e Marcelo Neri, da EPGE/FGV, e de Márcia Marques Carvalho.

** Doutorando de economia da EPGE/FGV.

*** Coordenador de Estudos de Previdência da Diretoria de Estudos Macroeconômicos do Ipea.

**** Mestre em economia pela EPGE/FGV e doutorando de economia da Universidade de Chicago.

Governo Federal

Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão

Ministro – Paulo Bernardo Silva
Secretário-Executivo – João Bernardo de Azevedo Bringel

ipea **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**

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: H55, H53, I30, I38

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Uma publicação que tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos, direta ou indiretamente, pelo Ipea e trabalhos que, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

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

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

SINOPSE

É consenso que o problema do crescente déficit previdenciário é um dos entraves ao crescimento sustentado do país. Nesse sentido, modificações em nosso sistema têm sido debatidas e podem ir desde a eliminação da diferença de idade entre homens e mulheres para a concessão do benefício até uma mudança total: a substituição do sistema de repartição pelo sistema de capitalização. Uma das razões da existência de sistemas previdenciários é a possibilidade de executar políticas públicas de caráter distributivo através deles, e é sob essa ótica que analisamos nosso sistema. No presente artigo, ao testarmos essa propriedade para o sistema previdenciário brasileiro, concluímos que atualmente ele apresenta uma característica redistributiva no sentido regressivo. Esse aspecto é vislumbrado, principalmente, pelos indicadores de desigualdade (Gini e Theil): pela variação total desses índices para os homens com mais de 18 anos, a estrutura previdenciária chega a explicar mais de 60% da regressividade do sistema. Todavia, para as mulheres, não podemos afirmar que o sistema seja progressivo. Os resultados indicam que, apesar de reduzir os níveis de pobreza, o sistema não possui a propriedade de redistribuir para os mais pobres.

ABSTRACT

It is consensual that the increasing on the Social Security's deficit is one of the most important constraints imposed upon sustained economic growth in Brazil. Many proposals have been discussed, from adjustments on the age of retirement, equalizing men and women, to a complete reform, by substituting the PAYG system for a capitalization one. In this debate, income transfers are frequently presented as one of the main reasons for the existence of Social Security Systems. Under this approach, we analyze the Brazilian case. From Pnad data, we tested the system's income distribution capability. The results lead us to the conclusion that the Brazilian Social Security System has a regressive distribution. This characteristic is glimpsed, mainly, through the inequality indicators (Gini and Theil): the Brazilian Social Security gets to explain more than 60% of total variation of those indexes for men older than 18. For women, though, we cannot state that the system is progressive. The results indicate that, although reducing the poverty level, it doesn't possess the property of redistributing income for the poorest.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO 7

2 REVISÃO DE LITERATURA 8

3 DADOS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS 11

4 METODOLOGIA 14

5 RESULTADOS 17

6 CONCLUSÃO 24

REFERÊNCIAS 25

APÊNDICE 26

1 INTRODUÇÃO

Uma das razões para a existência de sistemas públicos de previdência social é a possibilidade de utilizá-los como política de redistribuição de renda. Em realidade, muitos dos sistemas de previdência têm esse objetivo implícita ou explicitamente colocado. No presente artigo, testa-se essa propriedade para o sistema previdenciário brasileiro. Utilizando o método de construção de densidades contrafactuais (DINARDO; FORTIN E LEMIEUX, 1996), estimamos qual seria a distribuição de rneda do Brasil em 2003-1996 se a proporção de beneficiários fosse aquela observada em 1976-1986. Calculamos os índices de Gini e Theil da distribuição real e contrafactual e os resultados mostraram que se reduzirmos a proporção de pessos que recebem algum benefício previdenciário, a distribuição de renda tende a melhorar para os homens, significando que a previdência é regressiva. Para as mulheres, não podemos afirmar que o sistema seja progressivo. Esse resultado não é contraditório como o já conhecido efeito de reduçaõ da pobreza de nosso sistema previdenciário, mas reforça a tese de que o sistema produz e reproduz a desigualdade social.

A previdência social brasileira tem sido um dos focos das discussões político-econômicas. É consenso que o problema do crescente déficit previdenciário é um dos entraves ao crescimento sustentado do país. Nesse sentido, muito se tem falado em reforma do sistema, em modificações que podem ir desde a eliminação da diferença de idade entre homens e mulheres para a concessão do benefício, até uma mudança total, substituindo-se o sistema de repartição pelo sistema de capitalização.

A previdência social brasileira, por ser um seguro social, constitui um mecanismo de redistribuição de renda. É sob esse aspecto que pretendemos analisá-la neste texto. Segundo Diamond (1977), é preciso compreender as razões que justificam a existência de sistemas públicos de previdência ao se fazer a análise desses sistemas. Uma das razões de sua existência seria a possibilidade de execução de políticas públicas de caráter distributivo. Portanto, a previdência seria um mecanismo de redistribuição de renda. Se a previdência for um contrato vantajoso para determinados grupos de pessoas, em particular para os mais pobres, então temos uma transferência progressiva de renda, caso ocorra o contrário, teremos uma transferência regressiva. Barros e Carvalho (2005), Giambiagi *et al.* (2004) e Tafner (2007a) têm chamado a atenção para o fato de que a previdência brasileira enquadra-se no segundo grupo.

Em virtude da mudança da estrutura etária no Brasil, observa-se ao longo dos anos um significante aumento da proporção de pessoas beneficiadas pela previdência social. Controlando-se por alguns fatores, se a previdência tem um caráter redistributivo, no sentido progressivo, era de se esperar que a desigualdade de renda estivesse diminuindo. Não é o que se observa exatamente no Brasil, onde há quase duas décadas o índice de Gini, por exemplo, mantém-se próximo de 0,60, decaindo pouco.[1]

Para testar a característica distributiva do sistema podemos fazer um simples exercício contrafactual: o que aconteceria com a distribuição de renda do Brasil hoje

1. Deve-se destacar que apenas em anos mais recentes a desigualdade declinou, porém não como conseqüência da previdência social. Ver, a respeito, Barros *et al.* (2007).

se mantivéssemos a mesma proporção de pessoas beneficiadas pela previdência de 10 ou 20 anos atrás?

Para responder a essa questão podemos usar duas diferentes abordagens:

a) uma regressão simples, estimando-se uma equação de salários; e

b) estimando-se densidades contrafactuais.

A vantagem do segundo método é que teríamos o efeito sobre toda a distribuição de renda e não apenas uma estimativa pontual em relação à média. De posse da distribuição contrafactual podemos calcular várias métricas de desigualdade de renda e compará-las com as reais. Se o sistema de previdência social realmente for distributivo, espera-se uma redução da desigualdade e melhora na distribuição de renda.

Para testar a propriedade redistributiva do sistema de previdência de repartição, faremos dois exercícios: primeiramente supomos que as pessoas que recebem algum benefício da previdência teriam renda zero sem ele, ou seja, eliminamos o benefício e calculamos o índice de Gini. Uma comparação com o original deve nos dar o impacto dos benefícios sobre a distribuição de renda. No segundo exercício, mudamos a distribuição de beneficiários, controlando por seus atributos individuais e pelas características geográficas, e estimamos a nova distribuição de renda. Novamente, uma comparação entre a destituição de renda real e a contrafactual deve nos informar o efeito dessa mudança sobre a distribuição de renda.

Verificamos inicialmente que a proporção de beneficiários entre os homens aumentou mais de 80%: de 10,13%, em 1976, para 18,38% em 2003. E, entre as mulheres, esse aumento esteve em torno de 60%: de 20,22%, em 1976, para 31,83% em 2003. Calculamos os índices de Gini e Theil da distribuição real e contrafactual e os resultados mostraram que se reduzirmos a proporção de pessoas que recebem algum benefício previdenciário a distribuição de renda tende a melhorar para os homens, significando que a previdência é regressiva. Para as mulheres são inconclusivos, de modo que não podemos afirmar que o sistema seja progressivo.

O presente trabalho está estruturado em seis seções, incluindo esta introdução. Na seção 2 realizamos uma revisão da literatura, na seção 3 apresentamos os dados utilizados e algumas estatísticas descritivas. Na seção 4 discutimos a metodologia empregada para estimar as densidades contrafactuais. A quinta seção traz os resultados encontrados e a sexta conclui.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Muitos artigos têm discutido o sistema previdenciário brasileiro em relação à sua solvência. Alguns deles (FERNANDES; NARITA, 2005; FERNANDES; GREMAUD, 2004) estimaram e obtiveram alíquotas de contribuição elevadas que permitiriam equalizar o orçamento do sistema previdenciário atual. No entanto, poucos estudos no Brasil[2] têm abordado a previdência social como seguro social e segundo a ótica dos seus

2. Ver, entre outros, Barros e Carvalho (2005) e Tafner (2007b).

aspectos distributivos. A seguir, apresentamos uma revisão seletiva da literatura internacional e nacional relacionada aos aspectos distributivos da previdência social.

2.1 EVIDÊNCIA INTERNACIONAL

Feldstein (1976) já considerava o valor dos benefícios da previdência social como parte da riqueza total das famílias americanas.[3] O autor sugere que benefícios da previdência provêem renda de aposentadoria relativamente grande para famílias de baixa e de média renda, o que reduz sua necessidade de acumular riqueza fungível.[4] Mostra, para dados de 1962, que a desigualdade deste tipo de riqueza é maior em relação à riqueza total, o que revela o caráter redistributivo progressivo do sistema americano.

Mas a evidência é inconclusiva. Estudos recentes de Gokhale e Kotlikoff (2002a; 2002b) e Gokhale *et al.* (2001), nos quais calibram um modelo de simulação de herança, mostram que a incorporação da previdência na distribuição de riqueza piora a desigualdade, aumentando, por exemplo, em 11% (GOKHALE; KOTLIKOFF, 2002a) ou até 21% (GOKHALE; KOTLIKOFF, 2002b) o coeficiente de Gini. Um dos motivos, segundo os autores, é que a previdência social transforma heranças em uma força não-equalizadora, visto que reduz o fluxo intergeracional de heranças por mais de 50%. Mas a razão principal dessa distorção da previdência é simplesmente o teto que o sistema americano aplica na coleta dos tributos sobre as contribuições. Este teto faz a previdência tratar o rico por toda a vida de forma mais favorecida do que o pobre. Em outro estudo, Liebman (2002) utiliza um modelo de microssimulação da distribuição das taxas internas de retorno, transferências líquidas e taxas de contribuição líquidas da vida toda da previdência (considerando somente benefícios e contribuições relacionados à aposentadoria) que teria sido recebida por agentes de coortes de nascimento entre 1925 e 1929, caso eles tivessem vivido somente sobre as regras atuais da previdência americana. Na simulação dessas distribuições contrafactuais, o autor encontra que boa parte da redistribuição através da previdência não é relacionada à renda. Ou seja, a previdência é pensada como sendo progressiva no sentido de transferir renda dos mais ricos para os mais pobres; mas a redistribuição também ocorre de agentes com baixa para os de alta expectativa de vida; de trabalhadores solteiros e casais com rendimentos significativos recebidos pelo segundo beneficiário na união[5] para os casais em que somente um é beneficiário; de homens para mulheres; e de agentes que trabalham mais do que 35 anos para aqueles que concentram seus rendimentos em 35 ou menos anos. Assim, um dos motivos pelos quais a progressividade da redistribuição da renda pelo sistema previdenciário americano atual é amplamente modesta reside no fato de que famílias de renda alta tendem a ter expectativas de vida maiores e recebem benefícios de parceiros maiores. Um dos resultados encontrados por Liebman aponta que 19% dos indivíduos no

3. O sistema previdenciário norte-americano é também o de repartição (*pay-as-you-go*).

4. Feldstein (1976) define a riqueza fungível como a riqueza total menos a riqueza proveniente do sistema previdenciário.

5. Nos Estados Unidos a(o) parceira(o) de um(a) trabalhador(a) aposentado(a) recebe um benefício equivalente a 50% do benefício desse(a) trabalhador(a), enquanto ele(a) está vivo(a) e, depois de falecer, passa a receber o valor integral do benefício ao tempo em que o(a) trabalhador(a) era vivo(a).

maior quintil de renda do ciclo da vida recebem transferências líquidas que são maiores que as transferências médias para pessoas no menor quintil.

Coronado, Fullerton e Glass (2000) inicialmente classificam os indivíduos pela renda anual e obtêm índices de Gini que mostram que o sistema é altamente progressivo. Depois, gradualmente, os autores controlam para diversos fatores, recalculando a cada passo o coeficiente de Gini. Reclassificam os indivíduos com base na renda da vida toda[6] potencial;[7] levam em conta que salários acima de um piso máximo são tributados sobre esse piso;[8] unem os recursos de cônjuges de modo tal que cada indivíduo é classificado de acordo com a renda familiar *per capita* da vida toda;[9] incorporam probabilidades de mortalidade variáveis de acordo com a renda;[10] e, por fim, aumentam a taxa de desconto de 2% para 4%.[11] Gradualmente, controlando-se para todos esses fatores, a progressividade do sistema previdenciário americano vai se reduzindo até se tornar regressivo, ajustando-se para todos os aspectos mencionados.

2.2 EVIDÊNCIA BRASILEIRA

Em relação à literatura nacional, um estudo interessante é de Afonso e Fernandes (2005), os quais realizam uma estimativa dos aspectos distributivos intra e intergeracionais da previdência brasileira, através do cálculo da taxa interna de retorno (TIR) obtida através da comparação dos fluxos de contribuições e benefícios dos agentes ao longo de sua vida. Os autores utilizam a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) para extrair os benefícios pagos pelos agentes e inferir as contribuições. Esta última foi possível a partir de algumas variáveis da Pnad e das regras de contribuição de grupos ocupacionais distintos. Mas isto foi possível devido a hipóteses restritivas impostas, principalmente, em relação aos conta-próprias, autônomos e funcionários públicos. Dadas essas limitações, os autores mostram que o sistema previdenciário brasileiro é progressivo tanto em termos intrageracionais (as TIRs mais elevadas são dos grupos com menor nível educacional e da região Nordeste, que são os de menor nível de renda *per capita*) e intergeracionais (as TIRs crescem até o início da década de 1980 e então decaem levemente até o fim da década e estabilizam-se daí em diante).

No entanto, em outro estudo, Ferreira (2006), através do método de decomposição do índice de Gini, mostra que os rendimentos das aposentadorias e

6. A progressividade da previdência é reduzida, pois a renda mensurada ao longo do ciclo de vida classifica aposentados com renda do trabalho nula de acordo com seus recursos ao longo da vida. Portanto, agentes que trabalham meio período ou gastam muitos anos do seu tempo fora da força de trabalho não são classificados mais como de renda baixa.

7. A renda potencial ao longo do ciclo de vida é a projeção de uma taxa salarial para cada pessoa em cada período, multiplicada por uma dotação total de horas, obtendo-se assim uma medida de bem-estar que inclua lazer e produção doméstica, em vez de apenas oferta de trabalho do mercado.

8. Esse máximo tributável já foi discutido no parágrafo anterior e reduz a progressividade do sistema.

9. O cônjuge de baixo salário agora não é tão pobre. Isso reduz mais ainda a progressividade do sistema.

10. Como indivíduos de renda mais elevada vivem por mais tempo, obtêm benefícios por mais tempo e, em termos da medida de rendimento de valor presente, tendem a ter maiores benefícios. Assim, após esses ajustes, o sistema é muito pouco progressivo.

11. Impõe mais peso nos tributos da folha de pagamento regressiva de anos mais antigos e menos peso nos padrões de benefícios progressivos de anos mais recentes.

pensões aumentam o nível de desigualdade da renda domiciliar *per capita* no Brasil. Além disso, o rendimento proveniente da previdência compõe a segunda maior parcela de contribuição no cálculo do coeficiente de Gini – depois do rendimento do trabalho principal –, parcela que aumentou de 9,3% em 1981 para 18,8% em 2001, e permanece crescente. Segundo o autor, as causas de ser o sistema previdenciário brasileiro regressivo estão relacionadas a: aposentadoria mais precoce; expectativa de vida maior; e maiores salários no fim do ciclo de vida trabalhista (o que tem sido por muitos anos a base do cálculo dos benefícios) dos beneficiários com maior nível de renda. Esses fatores concomitantemente tornam a distribuição de renda pior. Além disso, segundo o autor, as causas do crescente déficit do sistema brasileiro estão relacionadas a: composição do mercado de trabalho; flexibilização dos contratos trabalhistas (redução da remuneração através do salário fixo e aumento através da participação nos lucros – parcela sobre a qual não incidem as alíquotas de contribuição); estrutura demográfica (ou seja, transição demográfica com aumento da proporção de idosos beneficiários); legislação – a Constituição aprovada em 1988 ampliou significativamente os benefícios; e ao aumento da informalidade[12] (que acaba reduzindo a arrecadação).

Assim, a evidência empírica para o Brasil continua inconclusiva. Neste estudo, lançamos mão de um método alternativo para verificar o caráter redistributivo da previdência social brasileira.

3 DADOS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Em toda a nossa análise, utilizamos amostras extraídas das Pnads, tomando a mais antiga de que dispúnhamos, datada de 1976, e também a de 1986. Para o período mais recente, tomamos os anos de 1996 e 2003. Logo, comparamos pares de anos tais como: 1976 com 1996, 1976 com 2003, 1986 com 1996 e 1986 com 2003. A comparação de vários pares de anos permite uma avaliação mais precisa e robusta das características distributivas do sistema previdenciário.

3.1 LIMITAÇÃO DA BASE DE DADOS

Existem algumas limitações no estudo devido aos dados disponibilizados pelas Pnads: *a*) não é possível diferenciar beneficiários oriundos da previdência rural da urbana, o que seria importante, pois existem regras de contribuição distintas; *b*) não é possível diferenciar se o agente é aposentado como funcionário público ou privado;[13] *c*) não é possível saber quando o indivíduo se aposentou;[14] e *d*) não é possível controlar para informalidade, pois não sabemos por quanto tempo o indivíduo trabalhou sem carteira assinada.

12. O aumento da informalidade, em termos teóricos, se deve aos aumentos das alíquotas previdenciárias. E isso se verifica no Brasil, onde as regras de contribuição têm elevado o tributo ao longo das décadas. Para maiores detalhes sobre a legislação, ver Afonso e Fernandes (2005).

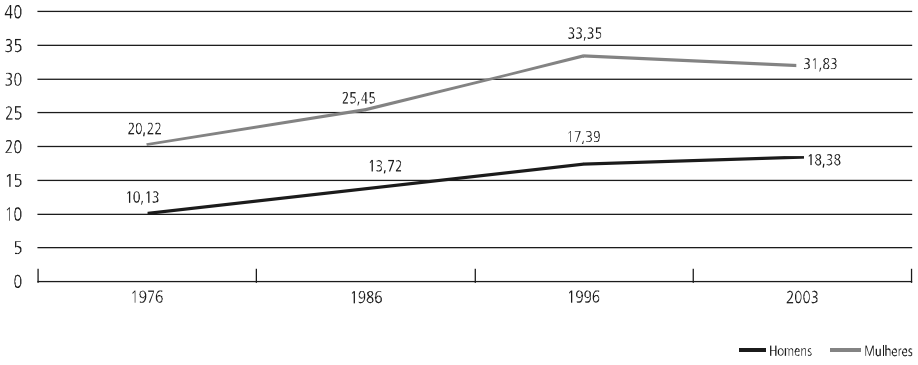
13. Basicamente, as regras de contribuição e benefícios dos aposentados do setor público são regidas pelos Regimes Próprios de Previdência Social (RPPS), enquanto as regras do regime privado são determinadas pelo Regime Geral de Previdência Social (RGPS) do Instituto Nacional do Seguro Social (INSS).

14. Essas mesmas limitações foram encontradas por Afonso e Fernandes (2005).

Quanto à amostra obtida, foi dividida em duas: uma para homens e outra para mulheres, e estimamos contrafactuais para ambas. Um primeiro filtro aplicado à amostra foi a exclusão de todos abaixo da idade de 18 anos. Essa restrição exclui uma pequena parte da proporção de beneficiários,[15] uma vez que a parcela destes com idade inferior a 18 anos não ultrapassa 2% em todos os anos analisados. Outro filtro adicional aplicado foi excluir todos aqueles que declararam renda nula em todas as fontes – filtro necessário, pois a estimação das densidades será feita para o logaritmo da renda. Assim, apresentamos abaixo algumas estatísticas descritivas da amostra para homens e mulheres acima de 18 anos, com renda positiva.[16]

Do gráfico a seguir, notamos que a proporção de beneficiários entre os homens aumentou mais de 80%, ao passar de 10,13% em 1976 para 18,38% em 2003. E entre as mulheres passou de 20,22% em 1976 para 33,35% em 1996, e decaiu um pouco em 2003, para 31,83%; ou seja, um aumento de mais de 50%. A tabela I do apêndice mostra que, em números absolutos, o contingente de beneficiários cresceu muito, de 2,6 (2,19) milhões em 1976 para 8,66 (12,5) milhões em 2003 para os homens (mulheres). Note-se que, além das aposentadorias, as pensões cresceram significativamente, sobretudo para as mulheres, que recebem hoje relativamente mais pensões, chegando a 51,79%; para os homens essa porcentagem tem aumentado bastante, mas a grande maioria deles ainda é beneficiária de aposentadorias. Notamos, nas duas últimas linhas da tabela, que, analisadas as faixas etárias separadamente, os idosos (com mais de 56 anos) constituem uma proporção de beneficiários muito grande, que tem se elevado ao longo dos anos. Já a proporção de beneficiários dentro das outras faixas etárias se manteve relativamente estável.

Porcentagem de homens e mulheres com idade igual ou superior a 18 anos que são beneficiários



15. Consideramos ao longo do artigo como beneficiários da previdência todos aqueles que receberam alguma renda positiva oriunda de aposentadoria, pensão ou abono de permanência. Isso foi feito, pois, para as Pnads mais antigas, não existe uma pergunta explícita se o indivíduo é aposentado/pensionista ou recebe abono de permanência. Apenas pergunta-se o que a pessoa fez na semana de referência. Assim, um aposentado ocupado que tenha respondido que trabalhou pode estar não sendo capturado pelas pesquisas mais antigas, viesando assim, para baixo, a proporção de beneficiados.

16. Em todas as estimativas utilizamos os pesos amostrais da Pnad.

A tabela II do apêndice descreve as características da amostra, dividida por beneficiários, não-beneficiários e de ambos.[17] Notamos que a maioria vive cada vez mais na área urbana; são de maioria branca, mas esta tem decaído ao longo dos anos; a maior proporção é daqueles com cinco ou mais anos de estudo, sendo que essas porcentagens têm se elevado ao longo das décadas, em detrimento daqueles que têm menor nível educacional (quatro anos ou menos); e a proporção dos homens casados tem decaído, enquanto a das mulheres tem aumentado. Em relação à média de horas trabalhadas, observa-se que: *a*) a média dos beneficiários é bem menor do que a dos não-beneficiários, como era esperado, visto que, ao obter a aposentadoria ou alguma pensão; isso gera desincentivo ao trabalho; e *b*) ao longo do tempo os (não-) beneficiários estão trabalhando mais (menos). A renda oriunda do sistema previdenciário tem decaído ao longo das décadas, em termos reais, mas com um pequeno aumento na última década. O rendimento de todas as fontes tem decaído ao longo dos anos, mas nota-se que o rendimento dos beneficiados(as) tem se tornado maior em relação aos não-beneficiados, devido, entre outros motivos, aos novos benefícios criados pela Constituição de 1988.

Comparando homens beneficiários com não-beneficiários, notamos que os primeiros: *a*) viviam menos na zona rural, até antes de 1996; *b*) apresentam uma proporção maior de brancos; *c*) têm um menor nível educacional e um *gap* crescente em relação aos não-beneficiários;[18] *d*) tendem a ter mais uniões estáveis; e *e*) como era esperado, apresentam uma concentração maior de idosos em seu grupo. Os resultados para as mulheres são similares, com exceção do fato de as beneficiárias terem menos uniões estáveis em seu grupo do que as não-beneficiárias.

A fim de averiguar inicialmente os aspectos distributivos do sistema previdenciário brasileiro, calculamos os índices de desigualdade de Gini e Theil, para a amostra filtrada. Adicionalmente, calculamos também esses índices atribuindo zero de renda de benefícios para todos, o que pode ser interpretado como um contrafactual amostral bruto, sem controlar para diversos fatores. Os resultados estão na tabela III do apêndice. Notamos que, tanto para homens como para mulheres, o índice de desigualdade aumenta quando não consideramos a renda de benefícios como componente da renda de todas as fontes. Medindo a diferença entre o factual e contrafactual, notamos que o último é maior que o primeiro na magnitude de 4,38% para o Gini e 7,58% para o Theil em 1976. Essa diferença se eleva bastante ao longo dos anos, corroborando o caráter fortemente distributivo do sistema. A mesma análise se aplica às mulheres, sendo bem mais forte para elas, que têm uma melhora em termos de igualdade de renda maior que a dos homens. Para os Estados Unidos, evidências similares já tinham sido obtidas por Feldstein (1976) e por estimativas

17. Em 1976 apenas uma subamostra da Pnad respondeu à pergunta sobre a cor. Nas estatísticas descritivas que se seguem, sobre cor, nos referimos apenas a essa amostra. Mas nas outras estatísticas e estimações envolvendo esse ano, consideramos a amostra toda, e assim não controlamos para a variável raça. Além disso, os rendimentos foram deflacionados pelo Índice de Preços ao Consumidor do Rio de Janeiro (IPC-RJ) a preços de novembro de 2004. Ao alterarmos o tipo de deflator os resultados apresentaram a mesma evidência.

18. Ou seja, a diferença entre a porcentagem dos não-beneficiários e beneficiários, que têm nove ou mais anos de estudo, passou de 6,10 pontos percentuais (p.p.) em 1976 para 19,39 p.p. em 2003. Quando consideramos os que têm cinco ou mais anos de estudo, esse diferencial aumenta de 10,23 p.p. para 31,27 p.p. Para as mulheres, esse *gap* é maior ainda, chegando a 37,31 p.p. em 1996, para as que têm cinco ou mais anos de estudo.

iniciais de Coronado, Fullerton e Glass (2000) sem ajustar para diversos fatores. Comparando os indicadores de desigualdade contrafactuais entre homens e mulheres, notamos que os delas são relativamente maiores sempre. Isso também mostra um aspecto de redistribuição progressiva intrageracional, visto que as mulheres tendem a ter menor nível de renda comparativamente aos homens e que sem a renda de benefícios elas apresentam maior nível de desigualdade.

Mas como mencionado, necessitamos controlar para vários atributos dos agentes, a fim de isolar o real efeito de melhora do sistema previdenciário. Assim, lançamos mão agora de uma análise contrafactual mais bem elaborada, através da estimação de densidades por kernel, cuja metodologia é explanada na próxima seção.

4 METODOLOGIA

Apresentamos brevemente a metodologia deste artigo, oriunda de Dinardo, Fortin e Lemieux (1996), daqui em diante DFL. Para a estimação das densidades factuais e contrafactuais, utilizamos estimadores de densidade de kernel ponderados. Assim, seja uma amostra aleatória de salários $\{W_i\}_{i=1}^{n}$, da qual se estima a densidade f, cujo estimador é $\widehat{f}_h$, ponderada pelos pesos amostrais $\{\theta_i\}_{i=1}^{n}$, $\sum_i \theta_i = 1$. Logo:

$$\widehat{f}_h = \sum_{i=1}^{n} \frac{\theta_i}{h} K\left(\frac{w - W_i}{h}\right)$$

onde, h é a janela e $K(.)$ é a função kernel. Segundo Silverman (1986), existem poucas diferenças de eficiência (em termos da norma do erro quadrático médio integrado) entre os diferentes kernels. Assim, utilizamos um kernel gaussiano, como o utilizado por DFL. Em termos da escolha da janela, começamos com a "regra prática" de Silverman, como chute inicial, e vimos que ela se apresentou demasiadamente subsuavizada, com valor abaixo de 0,05 nos anos contemplados. Assim, a partir desse valor inicial, nós o elevamos até obter 0,1, valor para o qual se apresentaram estimativas com bom grau de suavização.[19]

4.1 ESTIMAÇÃO DAS DENSIDADES CONTRAFACTUAIS

DFL generalizam o procedimento de decomposição de mudanças em médias de Oaxaca (1973), que permite a análise de toda a distribuição. Assim, a estimação das nossas densidades contrafactuais pretende responder a perguntas do tipo: "O que teria acontecido com a distribuição salarial de 1996 se a proporção de beneficiários da previdência tivesse permanecido constante ao nível de 1976, *caeteris paribus*?"

19. A escolha da janela tem sido amplamente discutida na literatura não-paramétrica, com diversas regras automáticas sendo implementadas, mas com pouco consenso entre elas (SILVERMAN, 1986). Vale ressaltar que janelas com valores muito baixos dão pouca informação sobre a densidade estimada, podendo apresentar estimativas espúrias. Janelas com valores muito elevados podem acabar suavizando excessivamente a densidade, não havendo portanto possibilidade de se distinguirem as informações obtidas por meio delas. Assim, a escolha da janela é um ponto crucial na estimação das densidades e por isso adotamos um critério subjetivo, através da análise visual que apresentasse um grau de suavização moderado.

Seja cada observação um vetor (w, z, t), onde w é a renda de todas fontes (variável contínua), z são os atributos individuais (*dummy* para beneficiário da previdência, *dummies* para anos de estudo, idade, raça, local de residência e *dummies* para estados federativos onde o indivíduo mora) e uma data t, que representa os anos de 1976, 1986, 1996 e 2003, dos quais extraímos as amostras das Pnads. Mas o subvetor z é dividido em mais duas partes: $z = (b, x)$, onde b é a *dummy* para beneficiários e x são todos os outros fatores. Essa divisão se deve a que o foco do nosso estudo está na proporção de beneficiários, que tem aumentado ao longo das últimas décadas. Assim, seja $F(w, b, x, t)$ a distribuição conjunta de salários, atributos individuais e datas. Essa distribuição de salários e atributos para uma data fixada seria a distribuição condicional $F(w, b, x|t)$. A densidade de salários de uma data fixada, $f_t(w)$, pode ser escrita como a integral da densidade de salários condicionada aos atributos individuais e em uma data $t_{w|b,\ x}$, $f(w|b, x, t_{w|b,\ x})$, sobre a distribuição de atributos individuais $F(z|t_z)$ na data t_z:

$$
\begin{aligned}
f_t(w) &= \int_{x\in\Omega_x}\int_{b\in\Omega_b} dF\left(w,\ b,\ x \mid t_{w,\ b,\ x} = t\right) \\
&= \int_{x\in\Omega_x}\int_{b\in\Omega_b} f\left(w \mid b, x, t_{w|b,\ x} = t\right) dF\left(b \mid x, t_{b|x} = t\right) dF\left(x \mid t_x = t\right) \\
&= f\left(w; t_{w|b,\ x} = t,\ t_{b|x} = t,\ t_x = t\right)
\end{aligned}
$$

onde Ω_x, Ω_b são os domínios dos atributos individuais. A notação $t_{w,\ b,\ x} = t$ indica que os valores dos salários, proporção de beneficiários e todos os outros atributos são referentes ao período t. Assim, $f(w|z, t_{w|b,\ x} = 96, t_{b|x} = 96, t_x = 96)$ representa a densidade real da renda de 1996. No caso de $f(w|z, t_{w|b,\ x} = 96, t_{b|x} = 76, t_x = 96)$, representa a densidade contrafactual dos rendimentos pagos de 1996, caso *somente* a estrutura previdenciária (variável b) tivesse permanecido igual à de 1976, enquanto todos os valores de todos os outros atributos fossem do ano de 1996. Sob a hipótese de que a densidade da renda da data a ser comparada (1996),[20] $f(w|b, x, t_{w|b,\ x} = 96)$ não dependa da distribuição de benefícios, $dF(b|x, t_{b|x} = 76)$, podemos escrever a densidade contrafactual $f(w|b, x, t_{w|b,\ x} = 96, t_{b|x} = 76, t_x = 96)$, na qual *somente* a proporção de beneficiários se mantém constante ao nível de 1976, mas nenhum dos outros atributos, como:[21]

$$
\begin{aligned}
f\left(w; t_{w|b,x} = 96, t_{b|x} = 76, t_x = 96\right) &= \int\int f\left(w \mid b, x, t_{w|b,x} = 96\right) \\
&\qquad dF\left(b \mid x, t_{b|x} = 76\right) dF\left(x \mid t_x = 96\right) \\
&= \left[\begin{array}{l} \int\int f\left(w \mid b, x, t_{w|b,x} = 96\right) \Psi_{b|x}(b, x) \\ dF\left(x / t_{b|x} = 96\right) dF\left(x \mid t_x = 96\right) \end{array}\right]
\end{aligned}
$$

20. Utilizamos na explicação da metodologia sempre 1996, com os atributos mantidos ao nível de 1976, por simplicidade. Mas comparações são feitas também na seção de resultados com os anos de 2003 e atributos ao nível de 1986.

21. Omitimos os domínios Ω_X e Ω_b por simplicidade.

onde $\Psi_{b|x}(b,x)$ é uma função reponderação definida como:

$$\begin{aligned}\Psi_{b|x}(b,x) &\equiv dF\left(b \mid x, t_{b|x}=76\right) / dF\left(b \mid x, t_{b|x}=96\right) \\ &= b\frac{Pr\left(b=1|x,t_{b|x}=76\right)}{Pr\left(b=1|x,t_{b|x}=96\right)}+\left(1-b\right)\frac{Pr\left(b=0|x,t_{b|x}=76\right)}{Pr\left(b=0|x,t_{b|x}=96\right)}\end{aligned} \tag{1}$$

onde a última parte da equação (1) é obtida notando-se que b é uma *dummy* tal que $dF(b|x, t_{b|x}) = bPr(b = 1|x, t_{b|x}) + (1 - b)\ Pr(b = 0|x, t_{b|x})$. Note-se que esta densidade contrafactual é idêntica à factual (1996) exceto pela função $\Psi_{b|x}(b, x)$. Assim, a estimação do contrafactual se resume simplesmente a estimar essa função reponderação. Portanto, o estimador por kernel da densidade contrafactual se resume a:

$$\widehat{f}\left(w;t_{w|b,x}=96,t_{b|x}=76,t_x=96\right)=\sum_{i\in S_{96}}\frac{\theta_i}{h}\widehat{\Psi}_{b|x}(b,x)K\left(\frac{w-W_i}{h}\right) \tag{2}$$

A diferença entre a densidade real de 1996 e esta densidade hipotética representa o efeito das mudanças na distribuição de beneficiários, mantidos os outros fatores constantes. Uma forma de estimar as funções reponderações da equação (1) é estimando um modelo *probit* para cada ano separadamente,[22] ou seja, estimar:

$$Pr\left(b=1 \mid x, t_{b|x}=t\right)=1-\Phi\left(-\alpha_t' G(x)\right)$$

onde $\Phi(.)$ é a função distribuição normal e $G(.)$ uma função dos outros atributos. Agora, a distribuição contrafactual caso b e x tivesse permanecido no nível de 1976 é:

$$\begin{aligned}f\left(w;t_{w|b,x}=96,t_{b|x}=76,t_x=76\right) &= \int\int f\left(w|b,x,t_{w|b,x}=96\right) \\ &\quad dF\left(b \mid x, t_{b|x}=76\right) dF\left(x \mid t_x=76\right)= \\ &= \left[\begin{array}{l}\int\int f\left(w|b,x,t_{w|b,x}=96\right)\Psi_{b|x}(b,x) \\ dF\left(x|t_{b|x}=96\right)\Psi_x(x)\,dF\left(x|t_x=96\right)\end{array}\right]\end{aligned}$$

onde $\Psi_{b|x}(b, x)$ foi definido em (1) e $\Psi_x(x) = dF(x|t_x = 76)/dF(x|t_x = 96)$. Aplicando-se a regra de Bayes, essa função pode ser escrita como:

22. Mais precisamente, estimamos esse modelo *probit* para as amostras dos anos de 1976 e 1996 separadas. Depois, imputamos a probabilidade ajustada $\widehat{Pr}\left(b=1|\,x,t_{b|x}=t\right)$, e expandimos para toda a amostra. Logo, quando utilizarmos os dados de 1996 teremos $\widehat{Pr}\left(b=1|\,x_{96},t_{b|x}=96\right)$ e $\widehat{Pr}\left(b=1|\,x_{96},t_{b|x}=76\right)$, ou seja, a probabilidade de ser beneficiário condicionada nos atributos de 1996 e benefícios de 1996 e condicionada nos atributos de 1996 e benefícios de 1976.

$$\Psi_x(x)=\frac{Pr(t_x=76|x)}{Pr(t_x=96|x)}\frac{Pr(t_x=96)}{Pr(t_x=76)}=$$
$$=\frac{Pr(t_x=76|x)}{(1-Pr(t_x=76|x))}\frac{Pr(t_x=96)}{Pr(t_x=76)} \quad (3)$$

Assim, a primeira fração pode ser estimada por um *probit*, como antes, mas agora com a *dummy* da variável dependente sendo para os anos em questão. A segunda fração pode ser obtida simplesmente pela razão da soma das observações ponderadas (soma dos pesos) de 1996 dividido pela soma de 1976. Assim, obtemos o estimador $\widehat{\Psi}_x(x)$ e conseqüentemente obtemos a estimativa da densidade por kernel através de:

$$\widehat{f}\left(w;t_{w|b,x}=96,t_{b|x}=76,t_x=76\right)=\sum_{i\in S_{96}}\frac{\theta_i}{h}\widehat{\Psi}_{b|z}(b,x)$$
$$\widehat{\Psi}_x(x)K\left(\frac{w-W_i}{h}\right)$$

ou seja, basta multiplicar os pesos amostrais e as estimativas das duas funções de reponderação definidas em (1) e (2) para a obtenção dos novos pesos a serem incluídos na estimação da densidade contrafactual. A seguir, a seção de resultados.

5 RESULTADOS

Nesta seção apresentamos inicialmente as estimativas das densidades factuais e contrafactuais de kernel. Depois apresentamos uma gama de medidas de dispersão e desigualdade entre as diferentes densidades.

Em todas as estimativas não-paramétricas, o suporte das densidades estimadas é o logaritmo da renda de todas as fontes, o qual definimos para o intervalo [0.01, 14] com passo de 0,01, abrangendo assim toda a massa salarial.

Os painéis I e II do apêndice estão organizados da seguinte forma: primeiramente por anos de comparação, como, por exemplo, 1996-1976; depois, cada par de anos apresenta um grupo (1, 2 e 3) de três gráficos (A, B e C), dos quais, nos gráficos A são apresentadas as densidades reais para homens de 1976 (fr76h) e 1996 (fr96h), e nos gráficos B e C as densidades contrafactuais, onde as características – benefícios apenas nos gráficos B e depois também outros atributos nos gráficos C – do ano mais recente são mantidas fixas ao nível do ano mais antigo. Assim, a notação fr96b76h refere-se à densidade de rendimentos de 1996 (fr96) mantidos fixos os benefícios de 1976 (b76) para homens (h). A notação fr96bx76h é semelhante à anterior, mas mantendo-se fixos os benefícios e os outros atributos. O mesmo padrão é adotado para os outros gráficos.

Assim, nota-se pelo painel I que o rendimento real dos homens para o ano de 1976 é maior do que em 1996. O ponto de concentração no ano de 1996 refere-se ao salário mínimo, que é mais *binding* do que em 1976. Quando mantemos a proporção de beneficiários de 1996 ao nível menor de 1976, notamos nos gráficos B que a

distribuição salarial se eleva na cauda inferior e no meio da distribuição e se reduz na cauda superior. Assim, *a priori*, em um "teste de olho" a densidade melhorou em termos de desigualdade. Esse deslocamento, *a priori*, indica que o sistema previdenciário apresenta características distributivas, mas regressivas. Quando mantemos fixos os benefícios e outros atributos, observamos o mesmo comportamento anterior. Da mesma forma, a comparação dos anos 2003-1976 segue o mesmo padrão. No entanto, na comparação de 1996 e 2003 com 1986 notamos comportamento diferente quando mantemos fixa apenas a taxa de beneficiários: a distribuição salarial se reduz na parte inferior e intermediária e se eleva na parte superior, principalmente na comparação envolvendo o ano de 2003. Alterando-se também os outros fatores, segue-se o mesmo padrão da comparação com o ano de 1976.

No painel II para as mulheres, notamos que as distribuições seguem um comportamento um pouco diferente, sendo que a manutenção da proporção de beneficiários ao nível de 1986 reduz os rendimentos de toda a distribuição de 1996 (fr96b76m) e 2003 (fr2003b76m), com exceção dos que recebem em torno do salário mínimo, e quando se alteram todos os fatores o comportamento é semelhante ao observado para os homens, ou seja, elevam-se os rendimentos da cauda inferior e do meio da distribuição, e reduzem-se os da cauda superior.

5.1 DECOMPOSIÇÃO DAS DENSIDADES

A fim de analisar as diferenças entre as densidades, efetuamos a seguinte decomposição seqüencial:

$$f_{96}(w) - f_{76}(w) = \left[f_{96}(w) - f\left(w; t_w = 96, t_{b|x} = 76, t_x = 96\right) \right] \quad \text{(I)}$$

$$+ \begin{bmatrix} f\left(w; t_w = 96, t_{b|x} = 76, t_x = 96\right) - \\ f\left(w; t_w = 96, t_{b|x} = 76, t_x = 96\right) \end{bmatrix} \quad \text{(II)}$$

$$+ \left[f\left(w; t_w = 96, t_{b|x} = 76, t_x = 96\right) - f_{76}(w) \right] \quad \text{(III)}$$

O termo (I) refere-se ao efeito dos beneficiários, (II) ao efeito dos outros atributos e (III) ao efeito de fatores residuais.

Apresentamos a seguir a diferença entre as densidades estimadas a fim de analisar mais claramente a contribuição de cada fator. Assim, exclui-se o efeito de cada fator, nos painéis III e IV do apêndice, do seguinte modo: *a*) são plotadas as diferenças entre as distribuições reais (denotada pela linha "real"); *b*) depois são plotadas as diferenças da decomposição seqüencial, mas removendo-se o efeito dos benefícios (I), ou seja, os efeitos dos outros atributos (II) mais o residual (III) (denotada pela linha "benefício"); e por fim *c*) é plotado somente o efeito residual (III) removendo-se os dois primeiros efeitos (denotada pela linha "benefícios e outros fatores").

Os painéis III para os homens e IV para as mulheres apenas corroboram a evidência mostrada na seção anterior. Assim, por exemplo, no gráfico III.1A para os

homens, observa-se um ganho de rendimentos do efeito de "benefícios" em relação à diferença das distribuições reais na parte inferior e mediana da distribuição, e uma perda na parte superior. O que se observa de informação adicional a partir desses gráficos é que o efeito dos benefícios é relativamente maior, comparativamente aos demais atributos, para boa parte dos casos.

Para obter as densidades do nível da renda realizamos o seguinte procedimento simples: seja a variável nível da renda denotada como $v = \exp(w)$, tal que sua função distribuição seja:

$$F_v(\bar{v}) = Pr(v \leq \bar{v}) = Pr(\exp(w) \leq \bar{v}) = Pr(w \leq \ln(\bar{v})) = F_w(\ln(\bar{v}))$$

Derivando, obtemos a função densidade:

$$f_v(\bar{v}) = \frac{f_w(\ln(\bar{v}))}{\bar{v}} = \frac{f_w(\varpi)}{\exp(\varpi)}$$

ou seja, basta tomar a densidade já estimada no logaritmo da renda e dividir pelo exponencial do domínio.

A tabela IV do apêndice apresenta as medidas de diferencial entre os percentis e os índices de desigualdade para as diversas densidades estimadas. Notamos que o diferencial entre os percentis é maior para o ano de 1986 para toda a diferença. Comparando-se, por exemplo, 1996 com o seu contrafactual de benefícios (96b76, referente à densidade fr96b76h para homens e fr96b76m para mulheres), o diferencial salarial entre todos os percentis se reduziu. O mesmo ocorre quando se alteram todos os outros atributos (coluna 96bx76 referente à densidade fr96bx76h e fr96bx76m para homens e mulheres, respectivamente). O mesmo padrão se observa comparando-se 2003 com o contrafactual 03b76. Comparando-se com o contrafactual de 1986, o padrão se altera.

Os índices de desigualdade de Gini e Theil corroboram o aspecto redistributivo do sistema previdenciário brasileiro. Note-se primeiramente que Gini e Theil caem de 1976 para 1986, aumentam na década seguinte e então apresentam o menor nível em 2003. Note-se que quando mantemos fixa a proporção de beneficiários no nível de 1976 (1986), a desigualdade aumenta para as mulheres em todos os casos. Por exemplo, na comparação entre 1996 e 96b76 para as mulheres, o Gini aumenta de 0,7567 para 0,7696. Isso indica a característica distributiva do sistema, ou seja, quando mantemos fixa a proporção de beneficiários a um nível menor, a desigualdade aumenta. Assim, para as mulheres, o aumento da proporção de beneficiários ao longo das décadas chegou a reduzir o Gini em mais de 2% e o Theil em quase 7% (comparando-se 96b86 com 1996). No entanto, quando comparamos os homens com as densidades 1996/96b76 e 2003/03b76, notamos que a desigualdade, respectivamente, diminui e se mantém praticamente estável. Em termos percentuais, o Gini aumenta 1,4% e menos de 0,1%, devido ao aumento proporcional dos beneficiários de 1976 para 1996 e 2003, respectivamente. Na comparação com os pares 1996/96b86 e 2003/03b86, a desigualdade aumenta muito pouco. Em termos percentuais, o Gini chega a reduzir-se em no máximo 0,8%.

Na comparação entre homens e mulheres, que nos fornece alguma informação sobre a redistribuição intrageracional, notamos que não existe evidência significativa de que a desigualdade do contrafactual (mantendo-se fixa apenas a porcentagem de beneficiários) seja maior para as mulheres ou para os homens relativamente. Em alguns casos o Gini é menor para as mulheres e o Theil é maior (por exemplo, comparando-se 03b76 dos homens com o das mulheres). Assim, para a amostra toda (18 anos ou mais) existem poucos efeitos redistributivos do sistema intrageracionalmente.

A seguir, analisamos o quanto cada fator explica a variação total das medidas estimadas. Seja o diferencial entre os percentis 90 e 10 da densidade 1996 definido como: D_{90-10}^{1996}, assim como, sejam análogas as definições para as outras diferenças e densidades. A variação deste diferencial de 1976 para 1996 pode ser decomposta como:
$\left(D_{90-10}^{1996} - D_{90-10}^{1976}\right) = \left(D_{90-10}^{1996} - D_{90-10}^{96b76}\right) + \left(D_{90-10}^{96b76} - D_{90-10}^{96b\&x76}\right) + \left(D_{90-10}^{96b\&x76} - D_{90-10}^{1976}\right)$. Logo, a razão do primeiro termo em relação ao total indica quanto o efeito dos benefícios explica. A razão do segundo termo pelo total é o quanto explica todos outros fatores em relação ao total, e o último termo refere-se à mudança residual. Para os índices de Gini e Theil a decomposição é similar. Além de calcular essas medidas, calculamos também a distância de Kullback-Leibler, uma métrica utilizada para se medir a diferença entre densidades. Assim, a distância entre as densidades 1996 e 1976 pode ser definida através dessa métrica como:

$$J_{76}^{96}(w) = \int_0^{\infty} \left[f_{96}(w) - f_{76}(w) \right] \ln \frac{f_{96}(w)}{f_{76}(w)} dw$$

Substituindo o termo $[f_{96}(w) - f_{76}(w)]$ pela decomposição seqüencial (I + II + III), explicada no início desta subseção, obtemos o efeito de cada fator explicando a distância total de Kullback.

A tabela V do apêndice apresenta essas medidas para homens e mulheres e é a mais importante, pois resume todas as estimações realizadas. Das medidas de dispersão dos percentis, notamos que a variação total foi negativa sempre, ou seja, os rendimentos se tornaram mais próximos para os pontos analisados. O que notamos é que, em termos reais, os rendimentos decaíram de 1976 (1986) para 1996 (2003) ao longo de toda a distribuição. Além dessa redução, observou-se maior proximidade entre os diferentes percentis. Em relação ao efeito dos benefícios, notamos que este contribuiu positivamente na maioria das diferenças, ou seja, o diferencial de rendimentos entre os quantis reduziu-se ao manter-se fixa a proporção de beneficiários de 1976. Quando mantemos fixo o nível de 1986, em alguns casos o efeito é negativo, ou seja, o diferencial se eleva. Assim, o aumento da proporção desse fator de 1976 para os anos mais recentes ajuda a aumentar o diferencial de renda entre os quantis analisados.

Em relação à distância de Kullback, notamos para homens e mulheres que a estrutura previdenciária tende a explicar mais, em termos absolutos, a divergência entre as densidades de 1976 e 1996-2003 do que todos os outros atributos conjuntamente, e de forma negativa.

As medidas de maior destaque dessa tabela são o Gini e o Theil. Aqui é importante dividir a análise para homens e mulheres. Em relação aos homens, observa-se, na comparação 1996-1976, que o efeito dos benefícios tende a reduzir o Gini (0,0106) e o Theil (0,0392), ou seja, ao manter-se a estrutura previdenciária de 1976 na distribuição de rendimentos de 1996, esta tende a melhorar. Esse fato vai contra uma parte da literatura, segundo a qual a previdência social tende a reduzir a desigualdade, pois serve como um seguro social. Para os anos 2003-1976 a contribuição é praticamente nula. No entanto, comparando-se 1996 (2003) com 1986, observa-se que a proporção de beneficiários do ano-base piora um pouco a desigualdade, ou seja, a previdência contribui com uma parcela negligenciável para a melhora da distribuição de renda. No entanto, em termos absolutos, o fator benefícios chega a explicar para os homens mais de 60%. Os outros atributos ajudam a explicar uma porcentagem significativa, mas geralmente de magnitude menor do que o fator benefícios, chegando a mais de 35%; e sempre no sentido da variação total, ou seja, quando a desigualdade melhora, esses outros fatores estão contribuindo para sua redução. Mas deve-se ressaltar que boa parte dessa variação é devida a fatores não explicados (mudança residual) chegando a mais de 150%.

Para as mulheres o fator benefícios contribui sempre no sentido de melhorar a distribuição de rendimentos, chegando a explicar mais de 700% em termos absolutos nos primeiros pares de anos. Mas, via de regra, se limita ao intervalo entre 20% e 40%. Os outros atributos seguem o mesmo padrão observado no caso dos homens, na mesma direção da variação total, na maioria dos casos. Esses fatores chegam a explicar mais de 70% no primeiro par de anos, mas nos outros pares não passa de 20%, em termos absolutos. O efeito residual, com exceção de 1996-1976, chega a quase 150%.

Assim, as estimativas das densidades contrafactuais obtidas até aqui corroboram a idéia de que o sistema previdenciário brasileiro apresenta um caráter distributivo da distribuição de renda dos agentes ao longo das últimas décadas, sendo mais regressivo para os homens e mais progressivo para as mulheres.

5.1.1 Decomposição seqüencial reversa

Até aqui, avaliamos o efeito dos benefícios seguido pelo efeito dos outros atributos. No entanto, os resultados podem se alterar no caso de realizarmos a ordem reversa dos efeitos. Para efetuar essa inversão, seguimos o procedimento da seção anterior, mas em ordem reversa, segundo DFL. Assim:

$$\Psi_b(b) = \frac{Pr(t_b = 76 \mid b)}{Pr(t_b = 96 \mid b)} \frac{Pr(t_b = 96)}{Pr(t_b = 76)}$$

Para calcularmos $\Psi_{x|b}(b, x)$, nota-se que, pela regra de Bayes, podemos escrever:

$$\Psi(b,x) = \Psi_{b|x}(b,x)\Psi_x(x) = \Psi_{x|b}(b,x)\Psi_b(b,x) \tag{4}$$

Então, teremos:

$$\widehat{\Psi}_{x|b}(b,x) = \widehat{\Psi}_{b|x}(b,x)\frac{\widehat{\Psi}_x(x)}{\widehat{\Psi}_b(b,x)}$$

Como os produtos em (4) são iguais, as densidades contrafactuais, ao se manterem a proporção de beneficiários e os outros atributos ao nível do ano-base, são invariantes à ordem de decomposição e assim o impacto residual também não se altera.

As tabelas VI e VII do apêndice mostram os resultados da decomposição reversa. Analisando primeiramente os outros atributos, verificamos que eles atuam na melhora da distribuição de renda, pois, ao mantermos fixos esses fatores ao nível do ano-base, a desigualdade aumenta tanto para homens quanto para mulheres. O Gini chega a reduzir-se em mais de 4% e o Theil em mais de 11% para homens e mulheres, quando comparamos 03x76 com 2003 e 96x76 com 1996, respectivamente. Quando mantemos fixa também a proporção de beneficiários, o efeito ocorre na direção contrária, de redução da desigualdade da densidade contrafactual. O aparente paradoxo em relação à decomposição anterior, no caso das mulheres, pode ser facilmente explicado. Ao mantermos primeiramente os outros atributos ao nível do ano-base, este efeito acaba anulando e até invertendo o impacto potencial da taxa de beneficiários sobre a melhora da distribuição da renda. No caso dos homens, essa é uma evidência adicional da regressividade do sistema para este grupo. Dada a mudança nos outros atributos, o efeito benefícios chega a aumentar o Gini em torno de 1% (3%) e o Theil em mais de 4% (11%) para os homens (mulheres).

Mas o efeito total, mantendo fixos os outros atributos e benefícios, é de aumento da desigualdade. Por exemplo, comparando-se a densidade real de 2003 com a contrafactual 03x&b76,[23] o Gini (Theil) aumentou de 0,7456 (1,0861) para 0,7733 (1,1974). Isso implica que o efeito de todas as variáveis conjuntamente é de melhora da desigualdade de renda, impactando negativamente a estrutura previdenciária. Em termos percentuais, o coeficiente de Gini se reduz em até 3,6% (2,1%) e o Theil em até 9,3% (5,5%) para os homens (mulheres). Portanto, melhoras e mudanças nos atributos individuais, como educação, situação matrimonial, idade, raça, horas trabalhadas, e nas variáveis geográficas, como local e estado de residência ao longo das décadas, impactaram progressivamente a distribuição de rendimentos.

Podemos concluir até aqui que os resultados são robustos para os homens no sentido de a previdência ser regressiva, enquanto para as mulheres não podemos afirmar que o sistema seja progressivo.

Na análise intrageracional o efeito é ambíguo. Por isso, segue-se uma análise por faixas etárias que nos fornecerá evidências mais conclusivas por coortes diferentes.

5.1.2 Análise entre coortes (faixas etárias) diferentes

Para analisar o aspecto redistributivo intergeracional (entre gerações distintas), foram reestimadas as densidades factuais e contrafactuais por faixas etárias. As tabelas VIII e

23. Note-se que, como o produto cruzado em (4) é igual, a mesma comparação poderia ter sido feita visualizando-se a tabela 4 do apêndice, que altera primeiro a proporção de beneficiários e depois os outros atributos.

IX do apêndice apresentam esses resultados. Notamos que, entre os homens, houve uma visível melhora na desigualdade para as coortes extremas, ou seja, para 18-29 anos e 56 anos ou mais, o Gini reduziu-se, como, por exemplo, do factual 2003 (0,7528 [18-29] e 0,8063 [56+]) para o contrafactual 2003b76 (0,7863 [18-29] e 0,8844 [56+]), uma redução de 6% e 2,4%, respectivamente. Para os intermediários houve uma piora ou uma melhora muito pequena. Assim, a geração de homens mais velhos atual teve uma melhora em termos de desigualdade em relação à geração de idosos da década de 1970 e 1980. Entre as mulheres, houve uma melhora em todas as faixas etárias, com exceção da mais jovem de 1976-1986 para 1996. Analisando a redistribuição intrageracional, notamos que, no caso exclusivo de benefícios, tanto o Gini como o Theil contrafactual são menores para as mulheres relativamente aos homens. Isso implica que a previdência tem caráter regressivo para as coortes mais jovens (18-29 anos). O efeito é ambíguo nas faixas intermediárias. E para as coortes mais velhas, notamos que o sistema é progressivo, ou seja, o aumento da proporção de beneficiários privilegiou as mulheres, em termos de realocação de renda.

Para suportar essa evidência, realizamos também a análise para a decomposição seqüencial reversa por faixas etárias. Os resultados seguem nas tabelas X e XI do apêndice. No caso dos homens, para todas as coortes, a evidência aponta para alterações praticamente negligenciáveis do efeito da proporção de beneficiários, dada a mudança nos outros atributos, com exceção dos mais velhos, em que sua distribuição contrafactual melhorou para os coeficientes de Gini e de Theil. Para as mulheres, notamos também que o efeito dos outros atributos tende a anular ou até reverter o efeito da previdência.

Por fim, na análise intrageracional, a evidência da decomposição reversa é conclusiva para as coortes extremas. Ou seja, o sistema previdenciário atual tende a ser regressivo para os mais jovens e progressivo para os mais velhos, e ainda é ambíguo para os intermediários. Isto se deve, como já mencionado, ao fato de as mulheres terem, em média, um nível menor de renda de todas as fontes e em todas as faixas etárias. Esse resultado demonstra a fase de transição demográfica que vem ocorrendo no sistema de repartição brasileiro, onde os mais jovens recebem proporcionalmente menos do que os mais velhos.

5.1.3 Resumo das evidências

Para facilitar o entendimento de todos esses resultados, a tabela XII do apêndice resume as evidências encontradas, baseadas nos índices de Gini e de Theil. Para os homens, considerando-se toda a amostra, podemos concluir que o sistema é regressivo. Por faixas etárias, o sistema apresenta alguma evidência intergeracional de progressividade para a coorte mais jovem, regressividade para os intermediários e se mostra inconclusivo para a coorte mais velha. Justamente este último grupo apresenta a maior proporção de beneficiários. Assim, o sistema tem se apresentado altamente regressivo para os homens.

Para as mulheres, a evidência é em geral inconclusiva, mas, dada a evidência da decomposição reversa, o sistema tende a ser também regressivo. Somente para as mulheres de meia-idade (30-42 anos) existe alguma evidência de progressividade intergeracional.

5.1.4 Comentários

Os possíveis motivos que tornam a previdência brasileira regressiva já foram apontados por Ferreira (2006) e outros estudos internacionais: aposentadoria precoce, expectativa de vida maior e maiores salários no fim do ciclo de trabalho dos beneficiários de maior nível de renda (salários que por muito tempo foram a base de cálculo de aposentadorias e pensões). Além desses, outro possível motivo, já apontado por Gokhale e Kotlikoff (2002a; 2002b) e Gokhale *et al.* (2001), é o teto máximo para as contribuições. Segundo Afonso e Fernandes (2005), esse teto era de 20 vezes o salário mínimo regional até 1984, e, após a unificação, 20 vezes o salário mínimo federal. A partir de 1989 o teto reduziu-se para dez vezes o salário mínimo federal. Assim, indivíduos com maior nível de renda acabam pagando proporcionalmente menos, e depois de 1989, um conjunto maior de indivíduos de renda mais elevada passou a pagar menos ainda. Esse aspecto contribui significativamente se não para tornar o sistema regressivo, ao menos para atenuar consideravelmente sua progressividade. Portanto, a redistribuição de renda causada pela previdência brasileira não apenas está relacionada à renda, como também ocorre em razão dos fatores mencionados.

Ressaltamos que este artigo testa e rejeita a hipótese de progressividade para os homens e não a aceita para as mulheres. Pesquisa futura ainda é necessária para se verificar quais das causas citadas são predominantes para se explicar a regressividade (não-progressividade) da previdência para os homens (mulheres).

6 CONCLUSÃO

O presente estudo concluiu que o sistema previdenciário brasileiro atualmente apresenta uma característica redistributiva no sentido regressivo, de modo tal que os que contribuem menos tendem a receber proporcionalmente menos benefícios. Esse aspecto é vislumbrado, principalmente, pelos indicadores de desigualdade (Gini e Theil): pela variação total desses índices para os homens com mais de 18 anos, a estrutura previdenciária chega a explicar mais de 60% da regressividade do sistema. Para as mulheres, não podemos afirmar que o sistema seja progressivo.

Assim, apesar de os sistemas de repartição, como o brasileiro, contribuírem para a redução da pobreza, necessita-se de uma crescente reforma, em parte realizada em 2003, para que se possa equacionar a insolvência a que o sistema está destinado. Além desse fator, a previdência tende a ser ineficiente, e outra evidência apontada neste texto é que o sistema brasileiro não compensa nem pela geração de maior eqüidade. Assim, frente a esses fatos, o atual sistema de repartição apresenta um custo altíssimo para a economia brasileira.

REFERÊNCIAS

AFONSO, L. E.; FERNANDES, R. Uma estimativa dos aspectos distributivos da previdência social no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 59, n. 3, p. 295-334, jul./set. 2005.

BARROS, R. P. de; CARVALHO, M. *Salário mínimo e distribuição de renda*. Rio de Janeiro: Ipea, set. 2005 (Seminários Dimac, n. 196).

BARROS, R. P. de; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. *A importância da queda recente da desigualdade na redução da pobreza*. Rio de Janeiro: Ipea, 2007 (Texto para discussão, n. 1.256).

CORONADO, J. L.; FULLERTON, D.; GLASS, T. *The progressivity of social security*. NBER, 2000 (Working paper, n. 7.520).

DIAMOND, P. A. A framework for social security analysis. *Journal of Public Economics*, v. 8, n. 3, p. 275-298, 1977.

DINARDO, J. N.; FORTIN, M.; LEMIEUX, T. Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semi-parametric approach. *Econometrica*, v. 64, n. 5, p. 1.001-1.044, 1996.

FELDSTEIN, M. Social security and the distribution of wealth. *Journal of the American Statistical Association*, v. 21, n. 356, p. 800-807, 1976.

FERNANDES, R.; GREMAUD, A. P. Regime de previdência dos servidores públicos: equilíbrio financeiro e justiça atuarial. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA. 32., João Pessoa, 2004. *Artigo*... João Pessoa, 2004.

FERNANDES, R.; NARITA, R. D. T. Contribuição ao INSS: equilíbrio financeiro e imposto sobre o trabalho. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA. 33., Natal, 2005. *Artigo*... Natal, 2005.

FERREIRA, C. R. Aposentadorias e distribuição da renda no Brasil: uma nota sobre o período 1981 a 2001. *Revista Brasileira de Economia*, v. 60, n. 3, p. 247-260, 2006.

GIAMBIAGI, F.; BELTRÃO, K.; MENDONÇA, J.; ARDEO, V. Diagnóstico da previdência social no Brasil: o que foi feito e o que falta reformar? *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 34, n. 3, ago. 2004.

GOKHALE, J.; KOTLIKOFF, L. J. Simulating the transmission of wealth inequality. *The American Economic Review – Papers and Proceedings*, v. 92, n. 2, p. 265-269, 2002a.

————. The impact of social security and other factors on the distribution of wealth. In: FELDSTEIN, M.; LIEBMAN, J. B. (Eds.). *The distributional aspects of social security and social security reform*. 2002b.

GOKHALE, J.; KOTLIKOFF, L. J.; SEFTON, J.; WEALE, M. Simulating the transmission of wealth inequality via bequests. *Journal of Public Economics*, v. 79, p. 93-128, 2001.

LIEBMAN, J. B. Redistribution in the current U.S. social security system. In: FELDSTEIN, M.; LIEBMAN, J. B. (Eds.). *The distributional aspects of social security and social security reform*. 2002.

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, v. 14, p. 693-709, 1973.

SILVERMAN, B. *Density estimation for statistics and data analysis*. London: Chapman & Hall, 1986.

TAFNER, P. Seguridade e previdência: conceitos fundamentais. In: TAFNER, P.; GIAMBIAGI, F. (Orgs.). *Previdência no Brasil*: debates, dilemas e escolhas. Rio de Janeiro: Ipea, 2007. 458 p.

_____. Simulando o desempenho do sistema previdenciário: seus efeitos sobre a pobreza sob mudanças nas regras de pensão e aposentadoria. In: TAFNER, P.; GIAMBIAGI, F. (Orgs.). *Previdência no Brasil*: debates, dilemas e escolhas. Rio de Janeiro: Ipea, 2007. 458 p.

APÊNDICE

TABELA I

Características dos benefícios da previdência social – 1976 a 2003[a]

Estatísticas	Homens				Mulheres			
	1976	1986	1996	2003	1976	1986	1996	2003
Número de beneficiários (milhões)[1]								
Aposentadoria	-	4,60	6,34	8,05	-	2,87	4,77	6,03
Pensão	-	0,11	0,41	0,62	-	2,15	4,52	6,47
Total	2,60	4,74	6,75	8,66	2,19	5,03	9,30	12,50
% de cada tipo de benefício[2]								
Aposentadoria	-	97,02	93,82	92,85	-	56,96	51,35	48,21
Pensão	-	2,22	6,14	7,13	-	42,81	48,63	51,79
% de beneficiários dentro de cada faixa etária								
18-29 anos	0,49	0,52	1,16	1,54	1,6	2,2	4,6	6,7
30-42	2,65	2,28	2,15	2,47	8,63	7,87	11,30	10,70
43-55	9,27	13,55	15,19	14,10	25,20	29,73	32,71	26,75
56 e +	47,65	61,84	71,05	72,97	71,01	81,91	89,31	87,00

[a] Em 1976, não existia distinção no questionário entre benefícios de aposentadoria e pensão. Além disso, o percentual de abono foi omitido, não ultrapassando a 0,8% do total. 1 = número de beneficiários; e 2 = porcentagem de cada tipo de benefício em relação ao total.

TABELA II

Características dos beneficiários, não-beneficiários e do total – 1976-2003

Estatísticas	Homens											
	Beneficiários				Não-beneficiários				Total			
	1976	1986	1996	2003	1976	1986	1996	2003	1976	1986	1996	2003
Porcentagens												
Local[1]												
Rural	23,83	20,05	19,39	16,56	33,81	26,06	19,58	15,58	32,80	25,24	19,54	15,76
Cor[2]												
Branca	64,13	63,79	63,57	59,54	58,29	57,49	56,32	52,61	58,89	58,35	57,58	53,89
Educação[3]												
< 1 ano	37,18	35,97	32,76	29,16	24,80	18,33	14,35	10,44	26,05	20,75	17,55	13,88
1-4 anos	42,91	40,19	38,75	37,21	45,06	39,31	31,30	24,67	44,84	39,43	32,59	26,97
5-8	13,41	13,70	13,83	15,06	17,54	21,90	27,42	26,95	17,12	20,77	25,06	24,76
9-11	3,51	5,32	7,76	10,78	7,40	12,97	18,14	27,22	7,01	11,92	16,34	24,20
12 e +	2,99	4,82	6,91	7,78	5,20	7,49	8,79	10,72	4,98	7,13	8,46	10,18
Casados[4]												
Sim	79,60	78,09	78,32	75,19	69,25	66,33	67,03	64,77	70,30	67,95	68,99	66,68
Faixas etárias[5]												
18-29	1,72	1,31	1,96	2,41	39,53	39,81	35,03	34,59	35,70	34,53	29,28	28,67
30-42	7,59	4,95	3,90	4,04	31,40	33,76	37,42	35,90	28,99	29,80	31,59	30,04
43-55	18,20	18,81	17,88	16,84	20,09	19,09	21,01	23,11	19,90	19,05	20,47	21,96
56 e +	72,50	74,92	76,26	76,72	8,98	7,35	6,54	6,40	15,41	16,62	18,66	19,33

(continua)

(continuação)

Estatísticas	Homens											
	Beneficiários				Não-beneficiários				Total			
	1976	1986	1996	2003	1976	1986	1996	2003	1976	1986	1996	2003
Médias												
Horas de Trabalho[6]	9,67	12,43	15,82	14,30	49,29	48,34	47,32	46,00	45,27	43,42	41,84	40,17
Rendimento da previdência[7]	1.087	1.140	726	756	-	-	-	-	-	-	-	-
Rendimento das fontes[8]	1.601	1.875	1.197	1.106	1.871	2.155	1.112	861	1.844	2.117	1.127	906
N[9]	9.448	9.619	13.783	17.664	83.544	62.613	68.271	83.685	92.992	72.232	82.054	101.349
Porcentagens												
Local[1]												
Rural	17,58	18,06	17,64	14,71	18,79	13,99	10,82	10,28	18,54	15,03	13,09	11,69
Cor[2]												
Branca	62,27	62,20	61,94	58,99	57,88	59,67	58,78	54,60	58,74	60,31	59,83	56,00
Educação[3]												
<1 ano	43,75	44,13	37,08	30,49	21,24	13,78	8,84	7,52	25,79	21,51	18,26	14,83
1-4 anos	34,73	34,53	33,73	32,90	35,83	31,69	24,65	20,63	35,61	32,41	27,68	24,53
5-8	14,10	11,98	13,54	15,02	19,92	21,79	25,52	22,78	18,74	19,29	21,52	20,31
9-11	5,72	6,46	9,40	13,22	14,55	20,75	25,79	31,78	12,77	17,12	20,32	25,87
12 e +	1,70	2,90	6,25	8,38	8,45	11,99	15,20	17,29	7,09	9,68	12,22	14,45
Casadas[4]												
Sim	15,13	20,38	31,30	31,64	36,61	47,46	52,75	56,45	32,26	40,57	45,60	48,55
Faixas etárias[5]												
18-29	3,12	2,96	3,66	5,31	49,74	44,11	37,82	34,59	40,31	33,63	26,42	25,27
30-42	10,53	8,68	9,99	9,74	28,25	34,69	39,27	37,98	24,66	28,07	29,50	28,99
43-55	20,14	19,87	18,30	17,79	15,16	16,04	18,84	22,75	16,17	17,01	18,66	21,17
56 e +	66,21	68,49	68,04	67,16	6,85	5,16	4,08	4,69	18,86	21,28	25,41	24,57
Médias												
Horas de trabalho[6]	5,39	6,15	8,85	8,72	39,40	38,27	38,41	35,29	32,52	30,10	28,55	26,83
Rendimento da previdência[7]	649	606	476	530	-	-	-	-	-	-	-	-
Rendimento das fontes[8]	855	839	650	675	926	1.177	726	558	912	1.091	701	595
N[9]	8.257	10.541	19.654	26.305	33.355	32.211	40.908	58.989	41.612	42.752	60.562	85.294

Nota: 1 = local de residência; 2 = raça; 3 = faixas de anos de estudo; 4 = casadas; 5 = % dos beneficiários por faixa etária; 6 = horas de trabalho em todas as ocupações; 7 = rendimento da previdência; 8 = rendimento de todas as fontes; e 9 = número de observações.

TABELA III

Índices de desigualdade factuais e contrafactuais amostrais e diferença contrafactual-factual

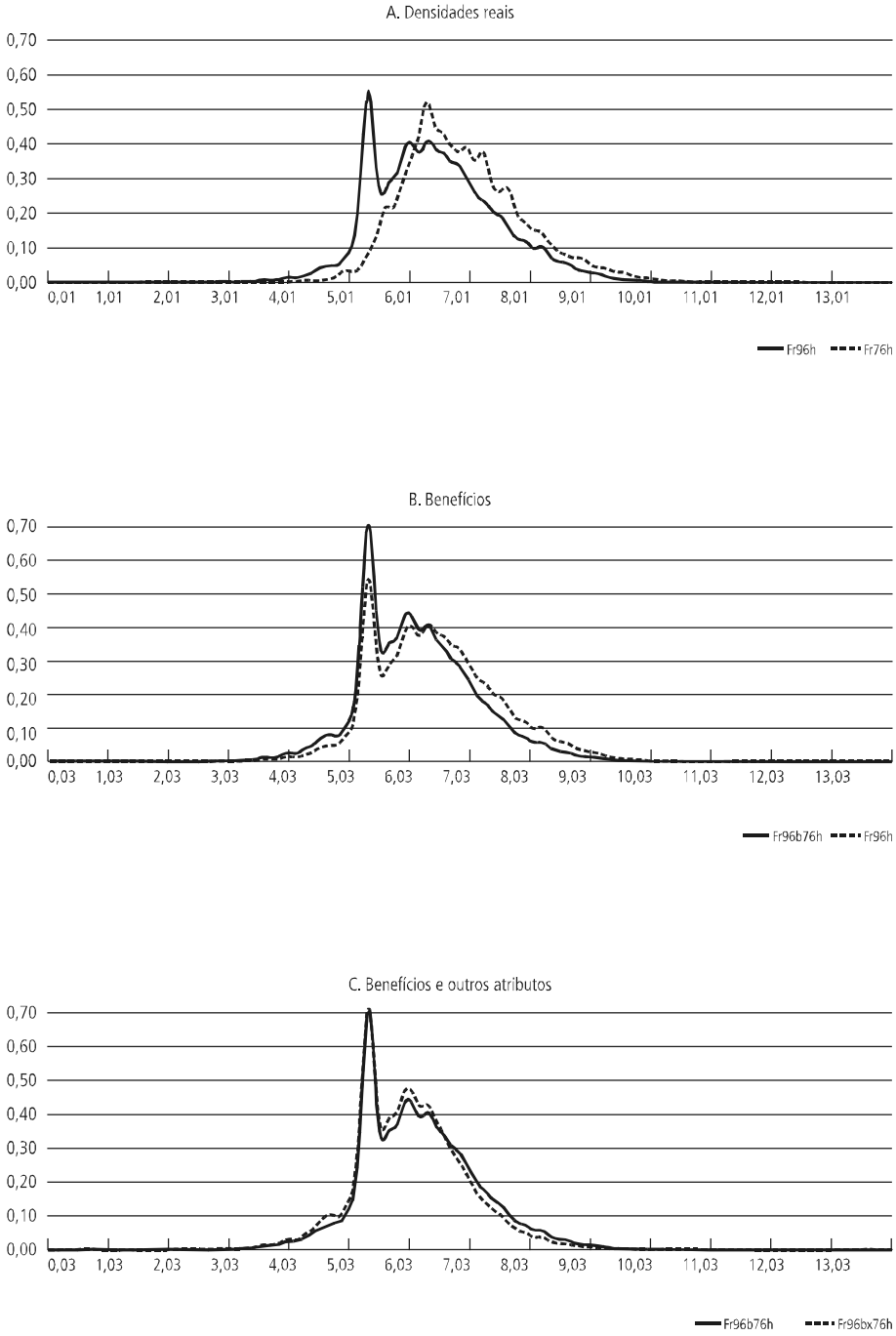
Ano	Homens				Mulheres			
	Factual		Contrafactual		Factual		Contrafactual	
	Gini	Theil	Gini	Theil	Gini	Theil	Gini	Theil
1976	0,5937	0,7994	0,6197	0,8600	0,5744	0,7626	0,6436	0,9375
1986	0,5792	0,7117	0,6103	0,7921	0,5723	0,7403	0,6526	0,9608
1996	0,5793	0,6779	0,6211	0,7842	0,5654	0,6603	0,6765	0,9459
2003	0,5535	0,6345	0,6094	0,7708	0,5384	0,5916	0,6632	0,8941

Diferença contrafactual-factual (%)

Ano	Homens		Mulheres	
	Gini	Theil	Gini	Theil
1976	4,38	7,58	12,04	22,95
1986	5,38	11,29	14,02	29,78
1996	7,22	15,68	19,66	43,24
2003	10,11	21,48%	23,18	51,13

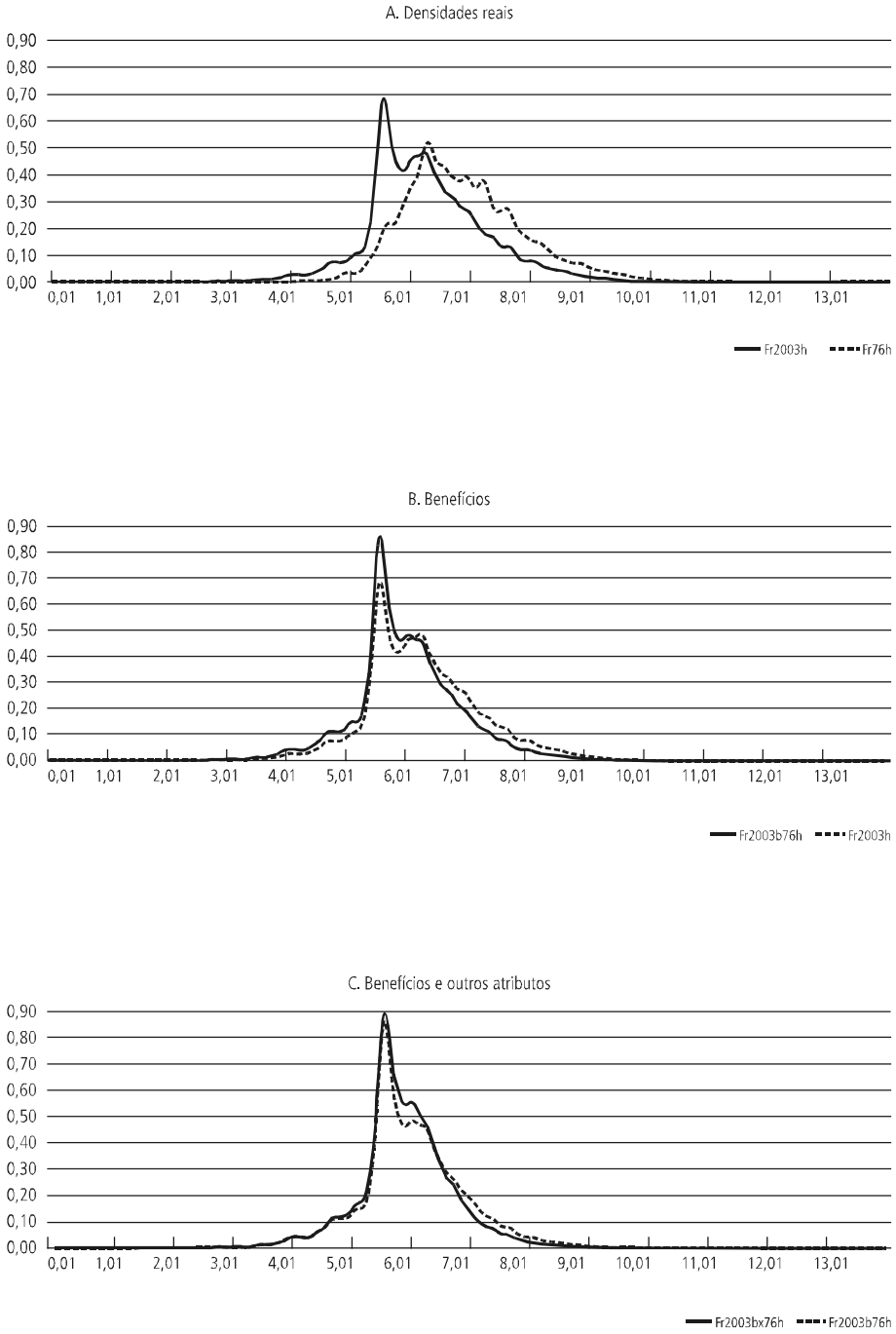
PAINEL I.1

Densidades factuais e contrafactuais dos homens –1996-1976



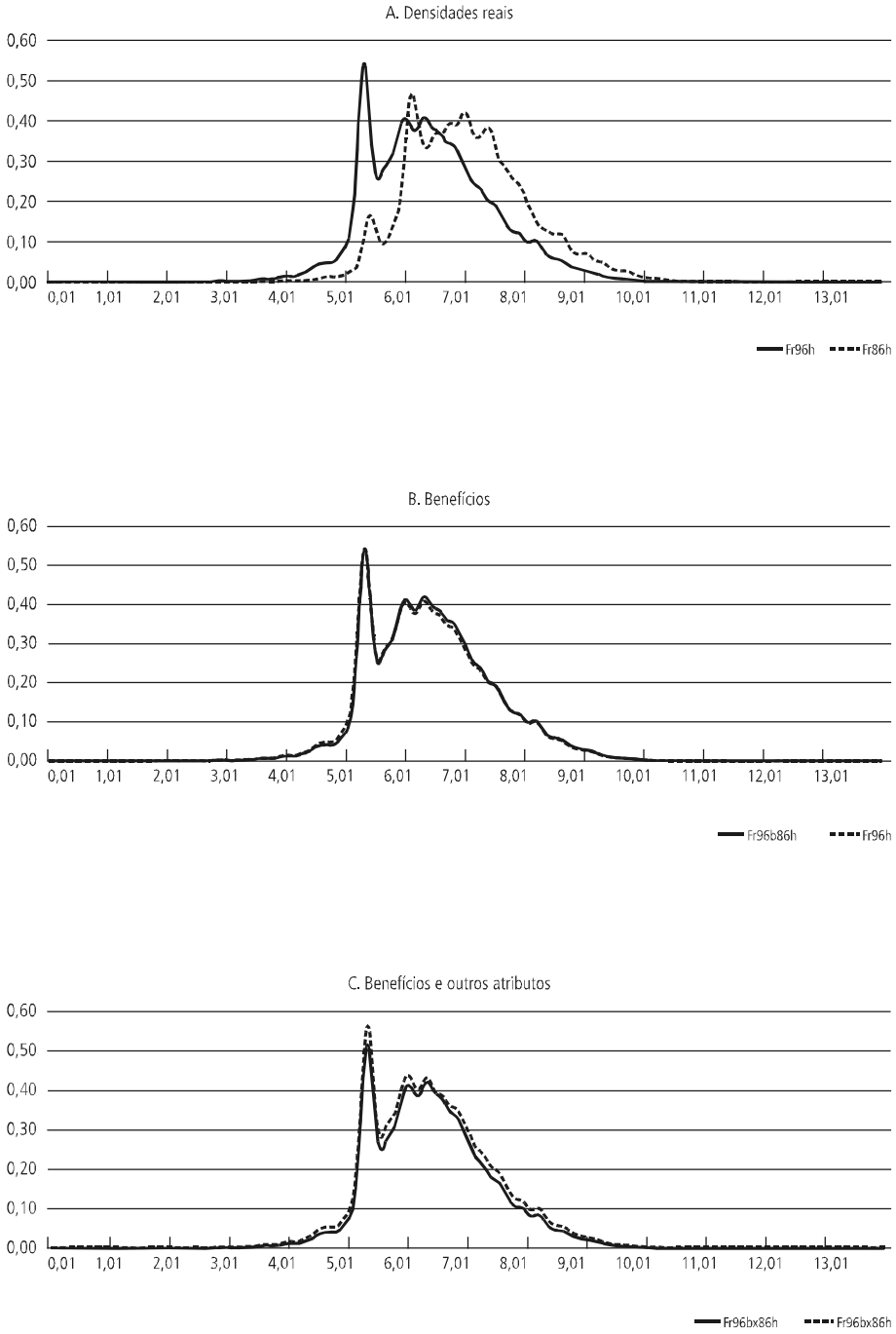
PAINEL I.2

Densidades factuais e contrafactuais dos homens –2003-1976



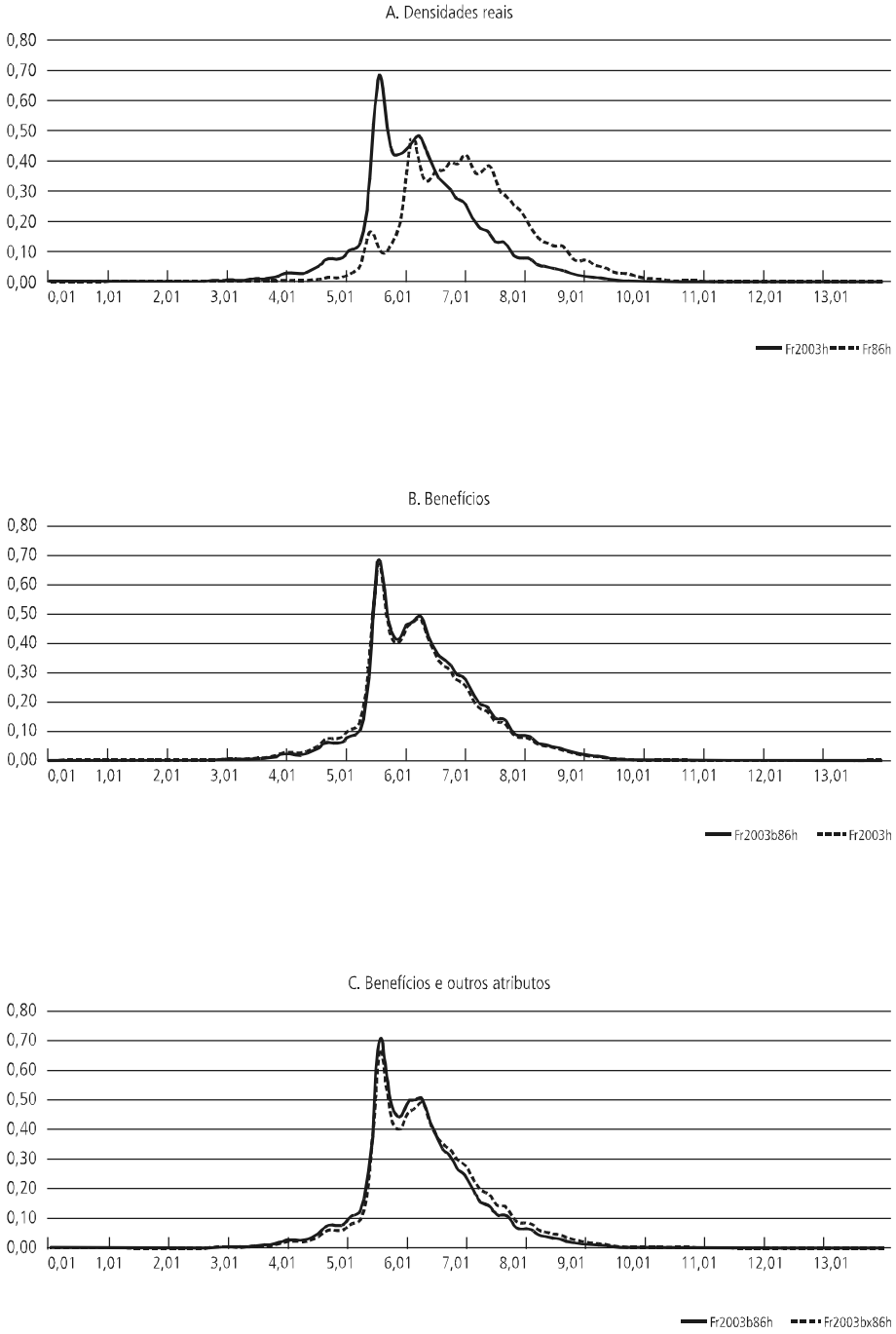
PAINEL I.3

Densidades factuais e contrafactuais dos homens –1996-1986



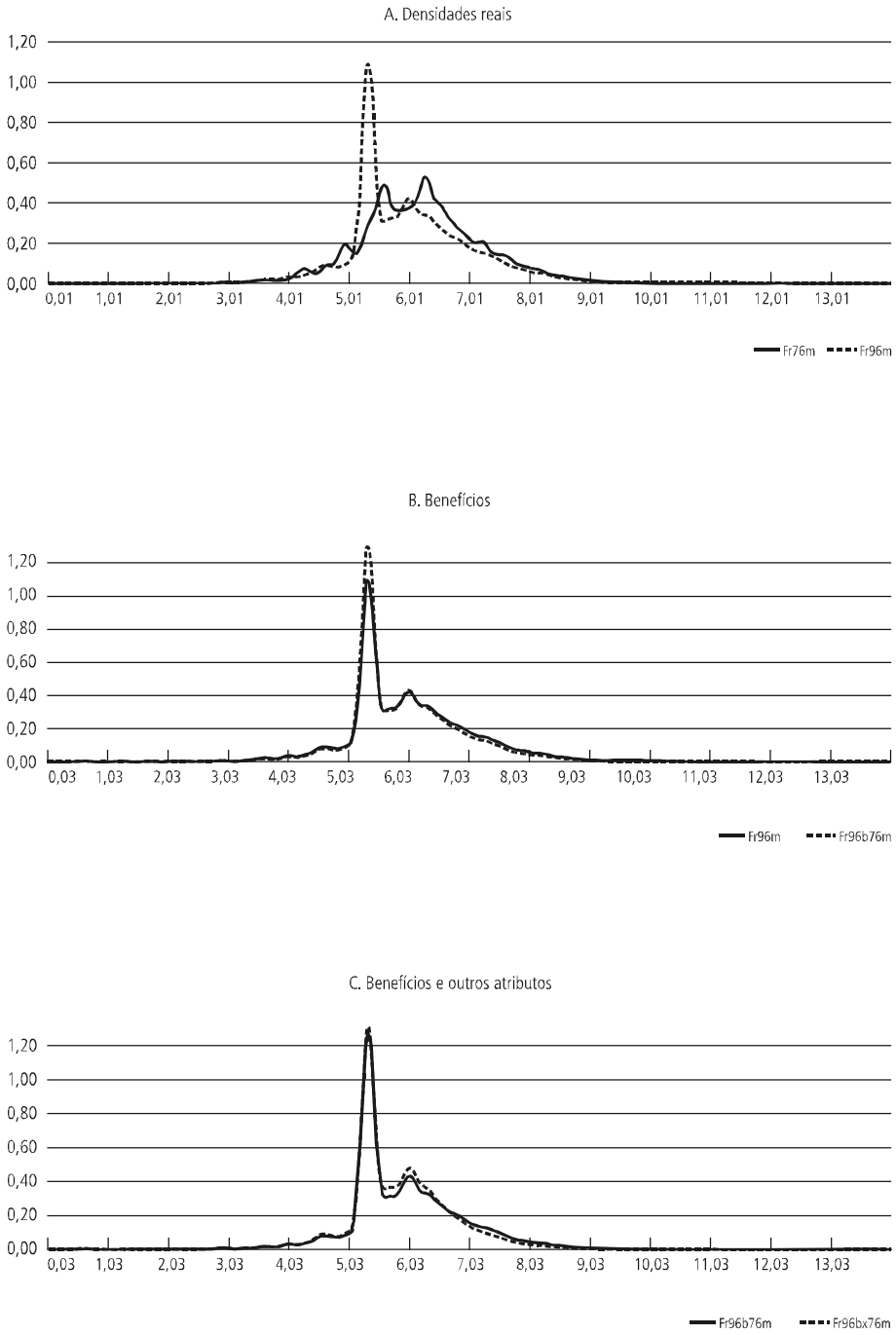
PAINEL I.4

Densidades factuais e contrafactuais dos homens –2003-1986



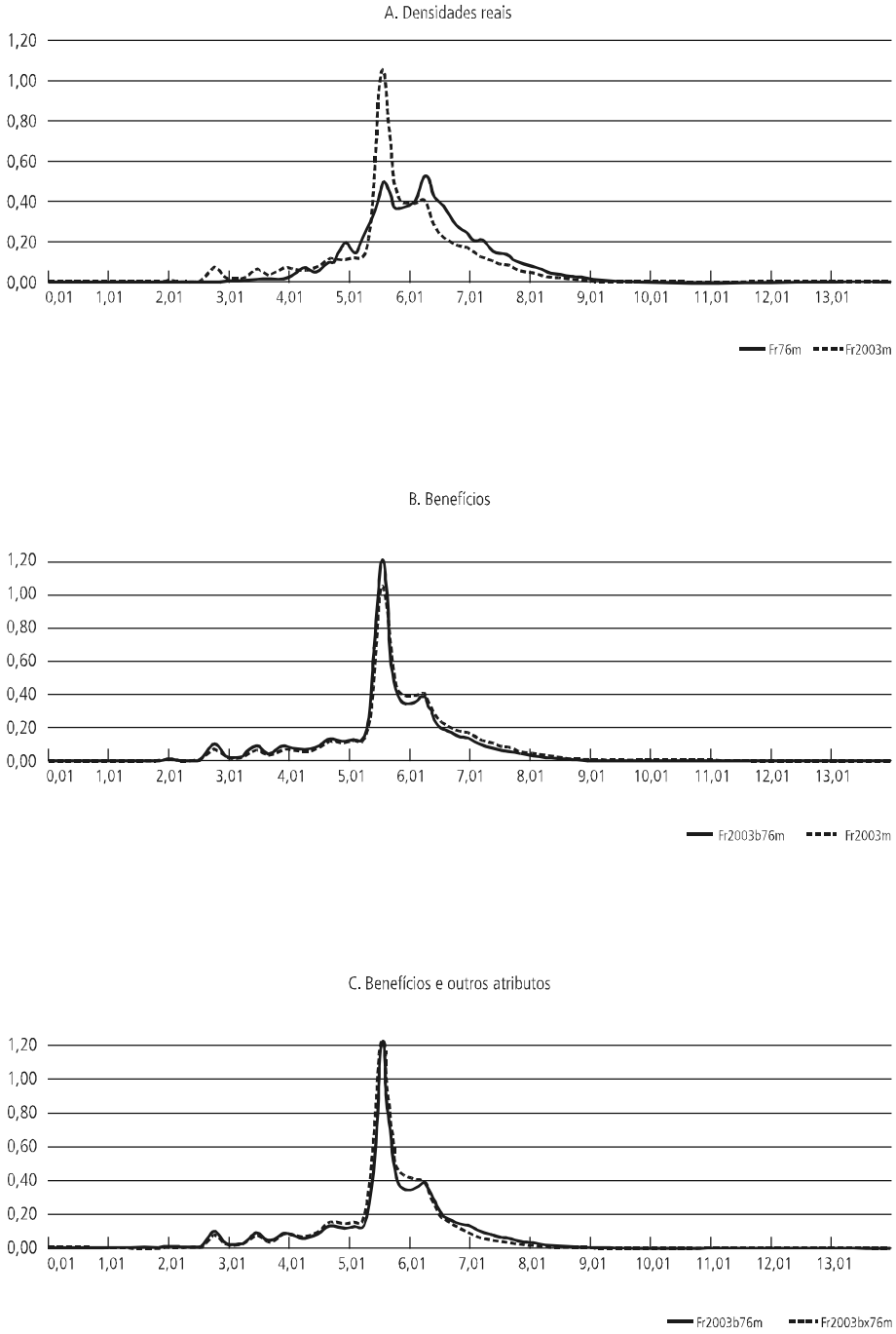
PAINEL II.1

Densidades factuais e contrafactuais das mulheres – 1996-1976



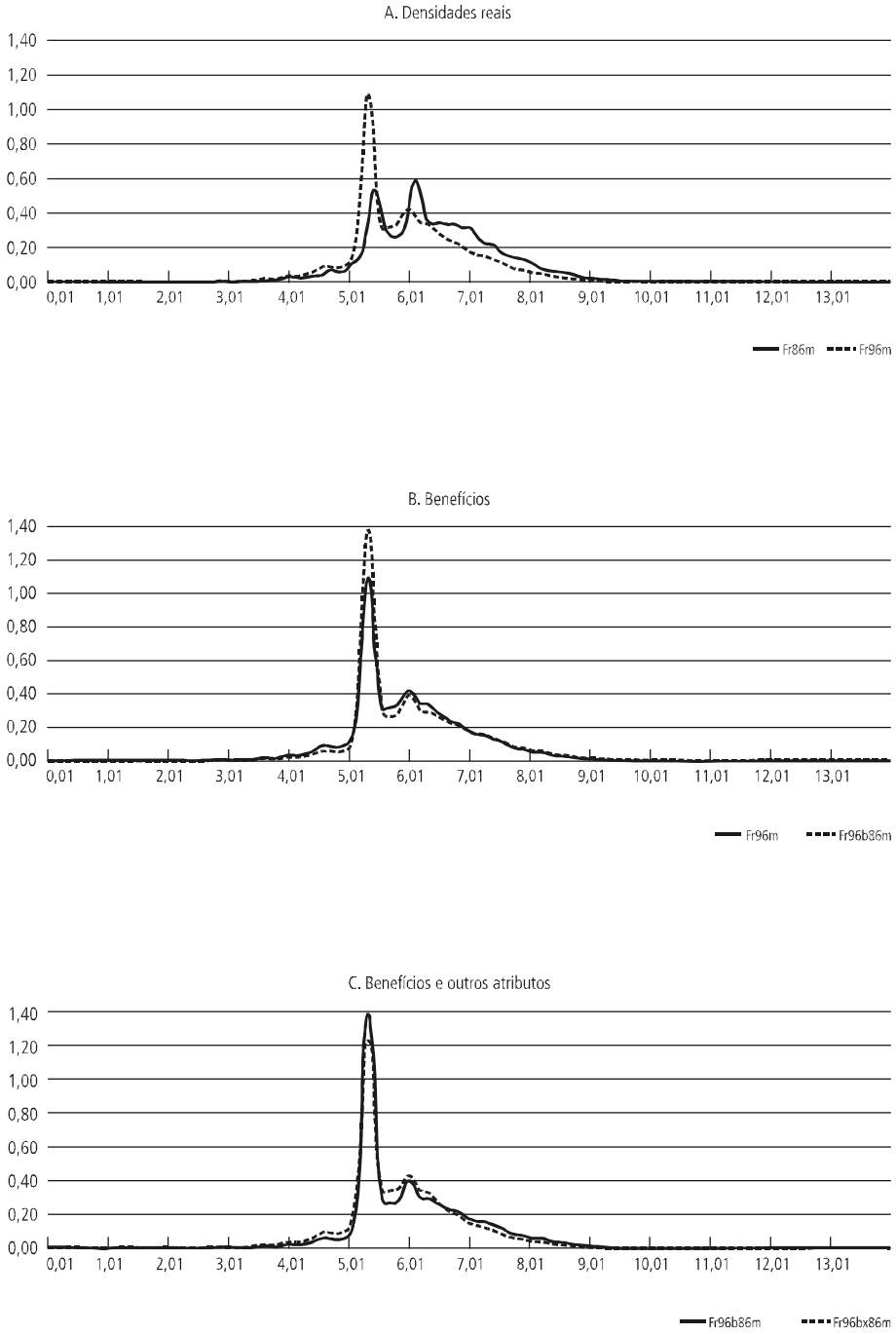
PAINEL II.2

Densidades factuais e contrafactuais das mulheres – 2003-1976



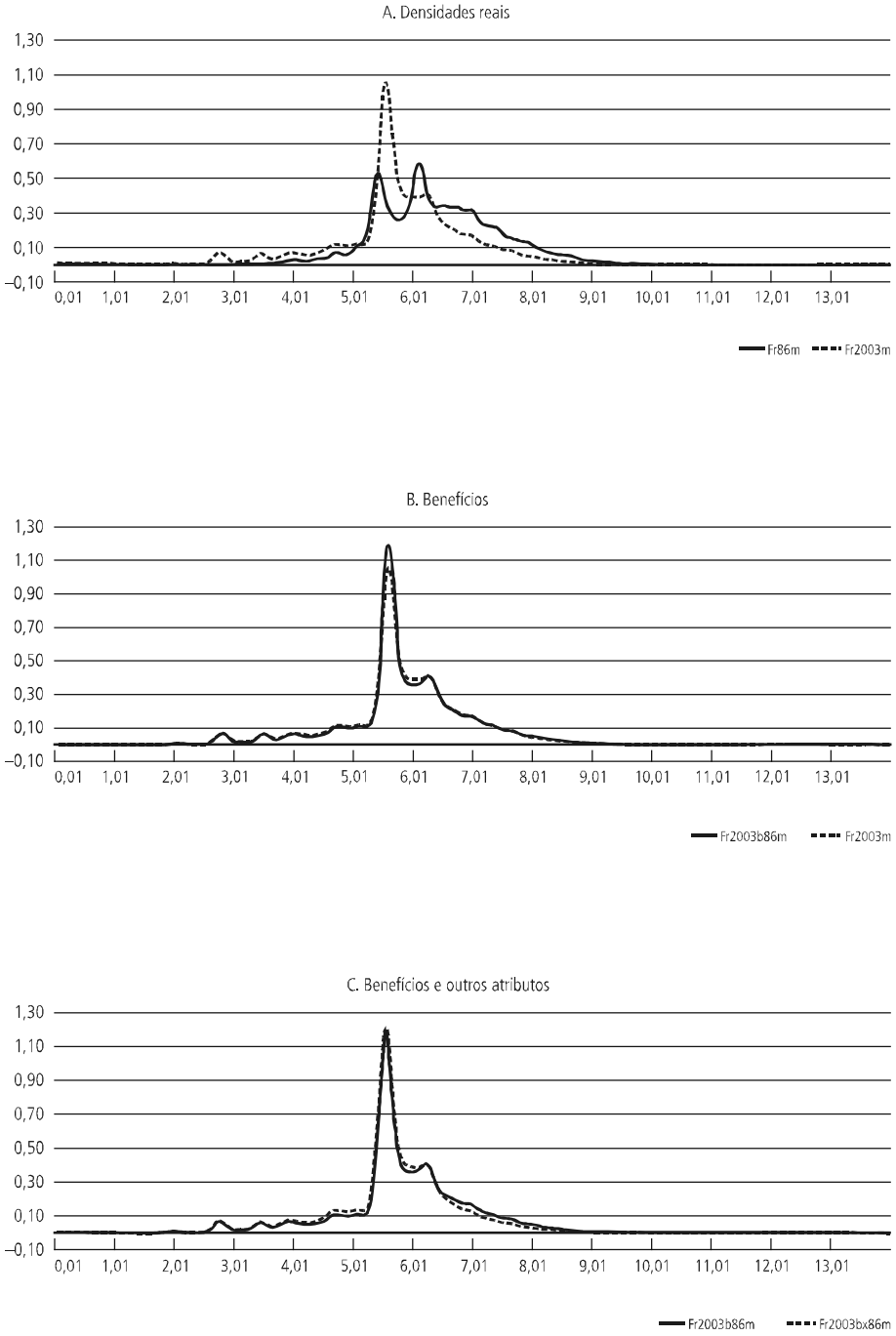
PAINEL II.3

Densidades factuais e contrafactuais das mulheres –1996-1986



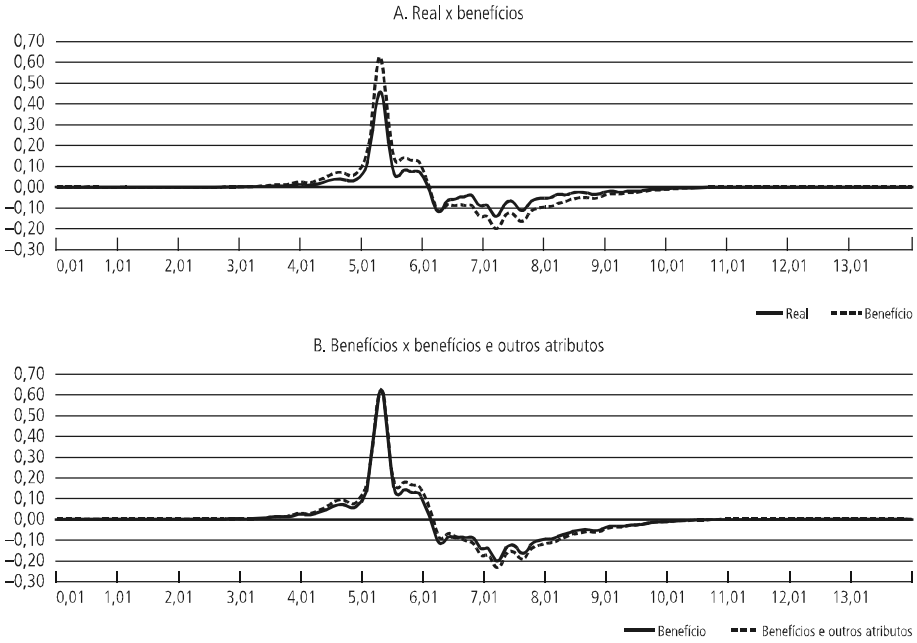
PAINEL II.4

Densidades factuais e contrafactuais das mulheres – 2003-1986



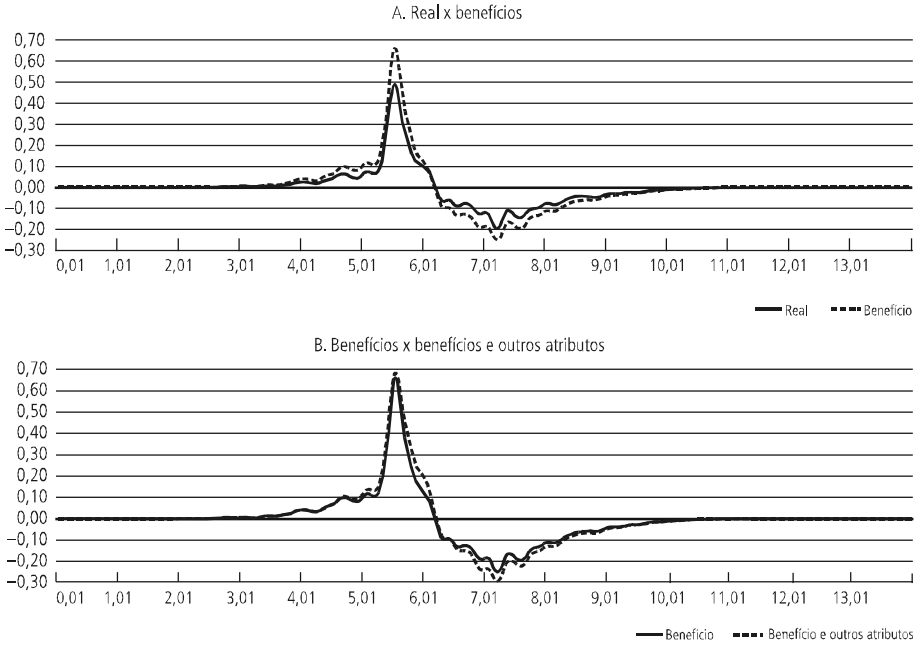
PAINEL III.1

Diferenças entre densidades dos homens – 1996-1976



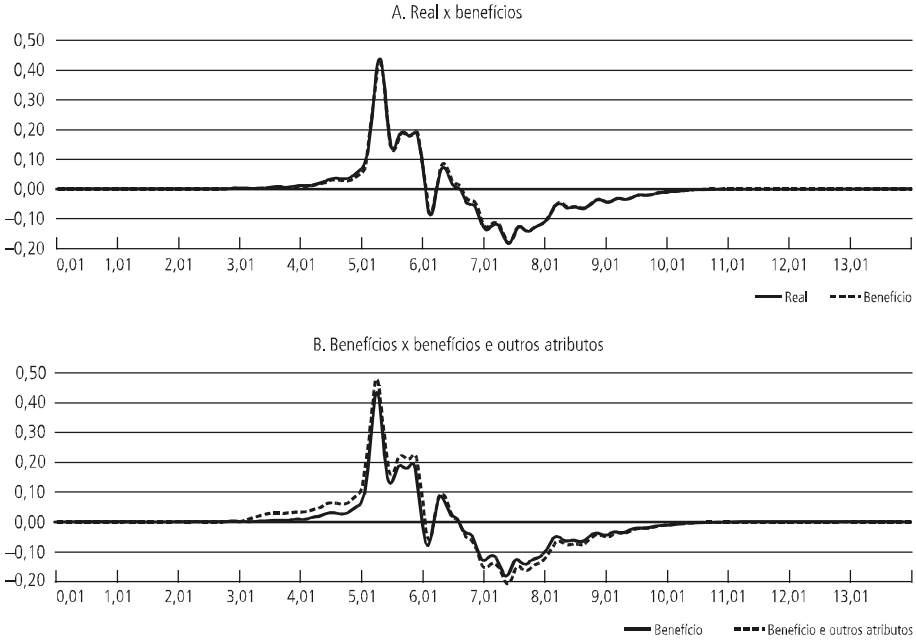
PAINEL III.2

Diferenças entre densidades dos homens – 2003-1976



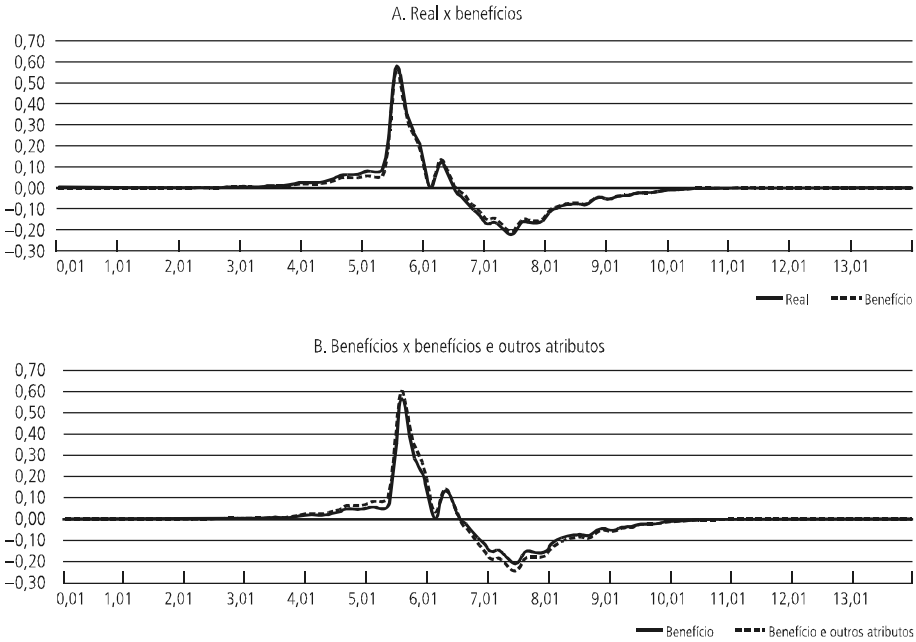
PAINEL III.3

Diferenças entre densidades dos homens – 1996-1986



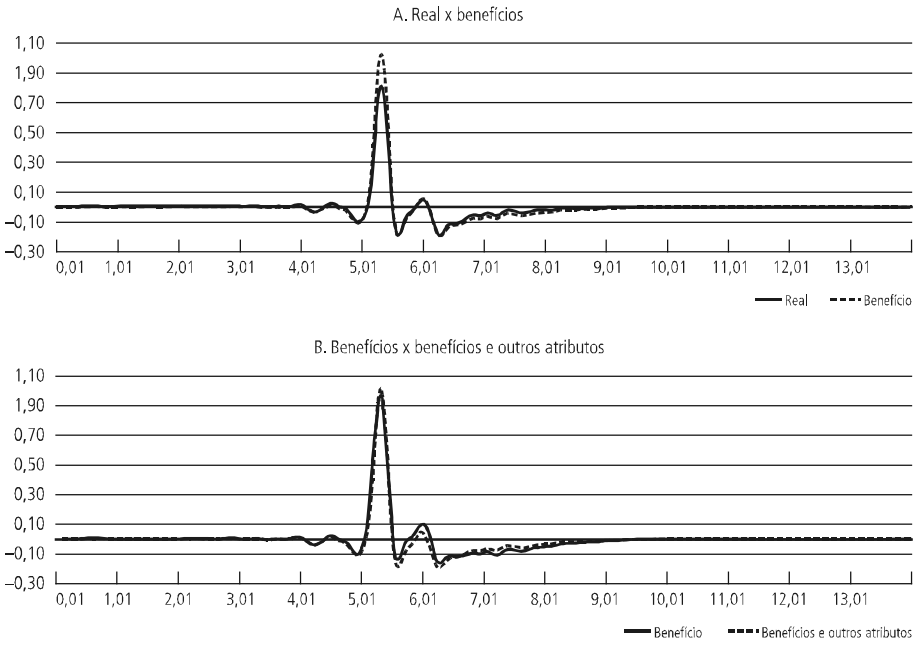
PAINEL III.4

Diferenças entre densidades dos homens – 2003-1986



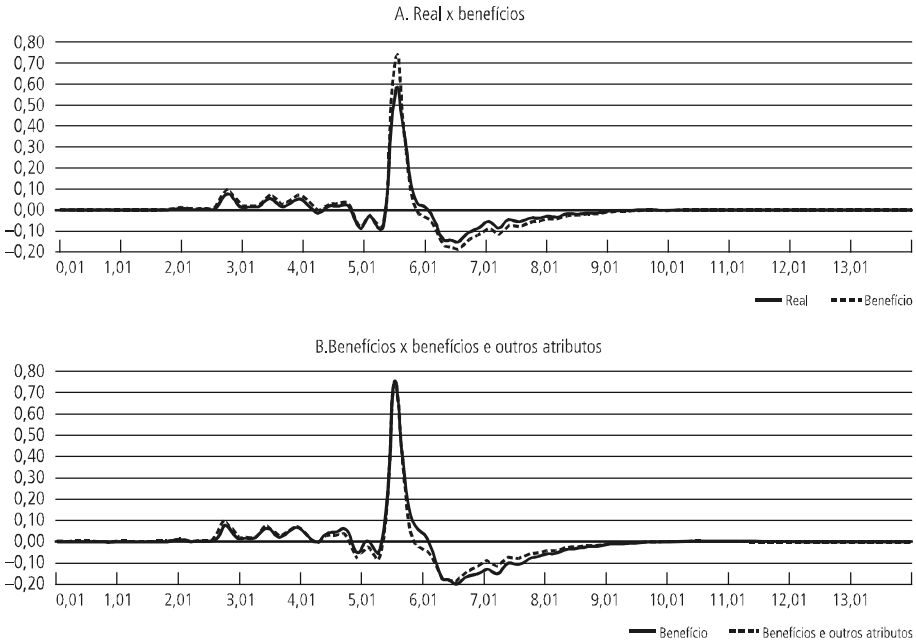
PAINEL IV.1

Diferenças entre densidades das mulheres – 1996-1976



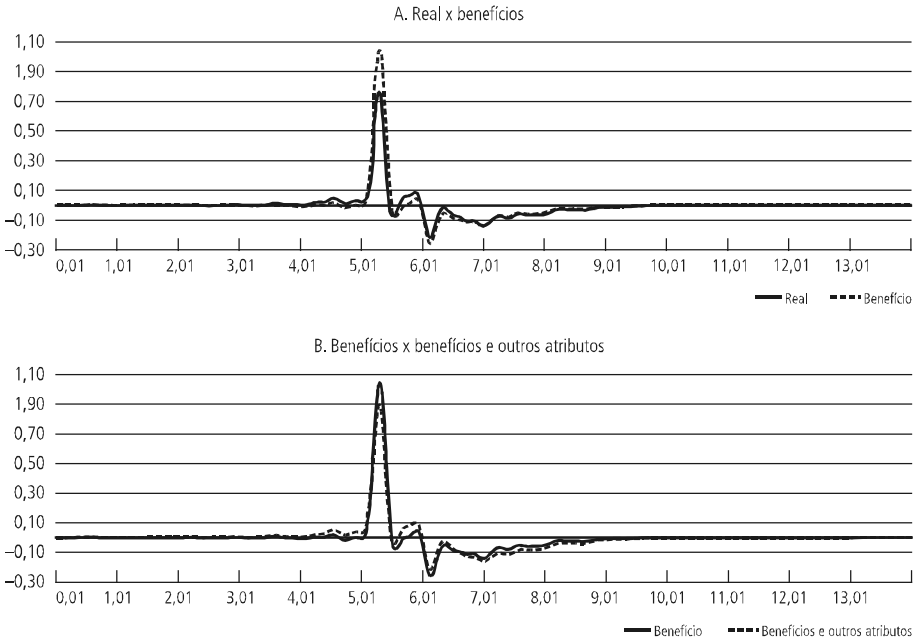
PAINEL IV.2

Diferenças entre densidades das mulheres – 2003-1976



PAINEL IV.3

Diferenças entre densidades das mulheres – 1996-1986



PAINEL IV.4

Diferenças entre densidades das mulheres – 2003-1986

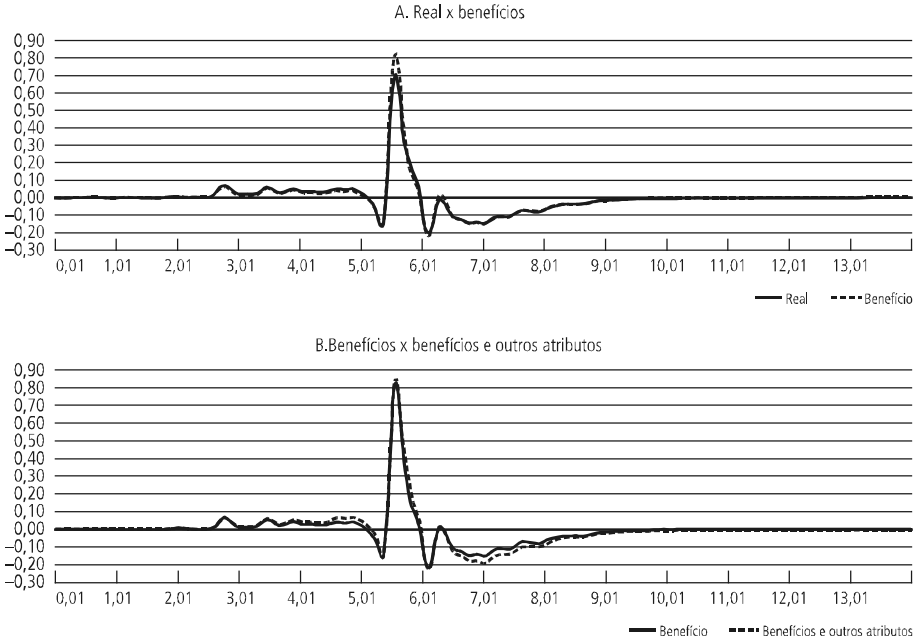


TABELA IV

Diferença de percentis e índices de desigualdade para diversas densidades[a]

Medidas	1976	1986	1996	2003	96b76	96b&x76	03b76	03b&x76	96b86	96b&x86	03b86	03b&x86
Homens												
90-10	3.400,31	4.126,76	2.274,53	1.681,46	1.463,57	1.142,21	1.095,97	793,98	2.197,88	1.891,03	1.779,00	1.421,36
50-10	548,45	699,16	370,59	273,09	251,68	230,02	219,48	193,88	378,07	329,34	283,50	252,00
90-50	2.851,86	3.427,60	1.903,94	1.408,37	1.211,89	912,19	876,49	600,10	1.819,81	1.561,69	1.495,50	1.169,36
75-25	1.261,85	1.577,23	868,61	630,98	605,19	491,41	408,88	316,47	857,01	741,87	685,48	541,98
95-5	6.063,55	7.089,74	3.748,88	2.947,73	2.477,07	1.875,79	1.860,11	1.309,61	3.661,93	3.246,39	3.085,17	2.469,99
Gini	0,8242	0,7650	0,7732	0,7453	0,7626	0,7704	0,7448	0,7733	0,7785	0,7774	0,7515	0,7557
Theil	1,4426	1,1509	1,2010	1,0861	1,1618	1,1884	1,0880	1,1974	1,2242	1,2160	1,1156	1,1265
Mulheres												
90-10	1.714,69	2.170,16	1.346,18	1.156,14	1.105,08	846,63	938,77	656,84	1.458,32	1.078,91	1.157,86	864,25
50-10	334,58	340,81	179,76	221,43	135,88	133,20	218,03	200,40	146,08	144,28	204,43	198,03
90-50	1.380,11	1.829,35	1.166,42	934,71	969,20	713,43	720,74	456,44	1.312,24	934,63	953,43	666,22
75-25	629,09	857,11	494,86	357,17	411,65	347,69	290,74	233,14	523,40	395,52	352,47	276,82
95-5	2.817,32	3.510,68	2.317,81	1.956,10	1.873,72	1.455,72	1.572,10	1.071,10	2.536,11	1.862,06	1.992,54	1.483,30
Gini	0,7675	0,6884	0,7567	0,7304	0,7696	0,7726	0,7439	0,7455	0,7728	0,7700	0,7384	0,7451
Theil	1,1703	0,9105	1,1807	1,0530	1,2572	1,2490	1,1004	1,1102	1,2667	1,2408	1,0859	1,1083

[a] As medidas 90-10, 50-10, 90-50, 75-25 e 95-5 referem-se à diferença entre percentis. Por exemplo 90-10 é: $\exp(w_{90})-\exp(w_{10})$. Os índices de desigualdade Gini e Theil-T referem-se à distribuição em nível da renda f_y. As colunas de 1976 até 2003 referem-se às medidas das densidades reais. As outras referem-se às densidades contrafactuais. Por exemplo: 96b76 refere-se à densidade de 1976, mas com a proporção de beneficiários mantida fixa no nível de 1976. Para 96b&x76 além dos benefícios, os outros atributos são mantidos fixos no nível de 1976. O mesmo padrão se aplica às colunas restantes.

TABELA V

Mudanças decomposicionais de diversas medidas de dispersão de renda

Medidas	1996-1976				2003-1976				1996-1986				2003-1986			
	Variação total	Benefícios	Outros fatores	Residual	Variação total	Benefícios	Outros fatores	Residual	Variação total	Benefícios	Outros fatores	Residual	Variação total	Benefícios	Outros fatores	Residual
Homens																
90-10	–1.125,78	810,96	321,36	–2.258,10	–1.718,85	585,49	301,99	–2606,33	–1.852,23	76,65	306,85	–2.235,73	–2.445,30	–97,54	357,64	–2.705,40
		–26,54%	–28,55%	200,58%		–34,06%	–17,57%	151,63%		–4,14%	–16,57%	120,70%		3,99%	–14,63%	110,64%
50-10	–177,86	118,91	21,66	–318,43	–2.75,36	53,61	25,60	–354,57	–328,57	–7,48	48,73	–369,82	–426,07	–10,41	31,50	–447,16
		–66,86%	–12,18%	179,03%		–19,47%	–9,30%	128,77%		2,28%	–14,83%	112,55%		2,44%	–7,39%	104,95%
90-50	–947,92	692,05	299,70	–1.939,67	–1.443,49	531,88	276,39	–2251,76	–1.523,66	84,13	258,12	–1.865,91	–2019,23	–87,13	326,14	–2.258,24
		–73,01%	–31,62%	204,62%		–36,85%	–19,15%	155,99%		–5,52%	–16,94%	122,46%		4,32%	–16,15%	111,84%
75-25	–393,24	263,42	113,78	–770,44	–630,87	222,10	92,41	–945,38	–708,62	11,60	115,14	–835,36	–946,25	–54,50	143,50	–1.035,25
		–66,99%	–28,93%	195,92%		–35,21%	–14,65%	149,85%		–1,64%	–16,25%	117,89%		5,76%	–15,17%	109,41%
95-5	–2.314,67	1.271,81	601,28	–4187,76	–3.115,82	1.087,62	550,50	–4753,94	–3.340,86	86,95	415,54	–3.843,35	–4.142,01	–137,44	615,18	–4.619,75
		–54,95%	–25,98%	180,92%		–34,91%	–17,67%	152,57%		–2,60%	–12,44%	115,04%		3,32%	–14,85%	111,53%
Kulback-Leibler	0,3840	–0,2031	–0,0528	0,6399	0,5340	–0,2140	–0,0645	0,8126	0,4955	0,0172	–0,0724	0,5507	0,7652	0,0616	–0,1173	0,8210
		–52,89%	–13,75%	166,63%		–40,08%	–12,08%	152,16%		3,47%	–14,61%	111,15%		8,05%	–15,33%	107,28%
Gini	–0,0510	0,0106	–0,0079	–0,0538	–0,0789	0,0005	–0,0285	–0,0509	0,0082	–0,0053	0,0011	0,0124	–0,0197	–0,0062	–0,0042	–0,0092
		–20,79%	15,40%	105,39%		–0,63%	36,14%	64,50%		–64,71%	13,10%	151,61%		31,61%	21,41%	46,98%
Theil	–0,2417	0,0392	–0,0266	–0,2543	–0,3565	–0,0019	–0,1094	–0,2452	0,0500	–0,0233	0,0083	0,0150	–0,0648	–0,0294	–0,0109	–0,0245
		–16,22%	11,00%	105,22%		0,52%	30,69%	68,79%		–46,47%	16,55%	29,92%		45,39%	16,82%	37,79%

(continua)

(continuação)

Medidas	1996-1976				2003-1976				1996-1986				2003-1986			
	Variação total	Benefícios	Outros fatores	Residual	Variação total	Benefícios	Outros fatores	Residual	Variação total	Benefícios	Outros fatores	Residual	Variação total	Benefícios	Outros fatores	Residual
Mulheres																
90-10	–368,51	241,10	258,45	–868,06	–558,55	217,38	281,92	–1057,85	–823,98	–112,14	379,41	–1091,25	–1014,02	–1,72	293,61	–1305,91
		–65,43%	–70,13%	235,56%		–38,92%	–50,47%	189,39%		13,61%	–46,05%	132,44%		0,17%	–28,96%	128,79%
50-10	–154,82	43,88	2,68	–201,38	–113,15	3,41	17,62	–134,18	–161,05	33,68	1,80	–196,53	–119,38	17,00	6,40	–142,78
		–28,34%	–1,73%	130,07%		–3,01%	–15,58%	118,58%		–20,91%	–1,12%	122,03%		–14,24%	–5,36%	119,60%
90-50	–213,69	197,22	255,77	–666,68	–445,40	213,97	264,30	–923,67	–662,93	–145,82	377,61	–894,72	–894,64	–18,72	287,21	–1163,13
		–92,29%	–119,69%	311,98%		–48,04%	–59,34%	207,38%		22,00%	–56,96%	134,96%		2,09%	–32,10%	130,01%
75-25	–134,23	83,21	63,96	–281,40	–271,92	66,43	57,60	–395,95	–362,25	–28,54	127,88	–461,59	–499,94	4,70	75,65	–580,29
		–61,99%	–47,65%	209,64%		–24,43%	–21,18%	145,61%		7,88%	–35,30%	127,42%		–0,94%	–15,13%	116,07%
95-5	–499,51	444,09	418,00	–1361,60	–861,22	384,00	501,00	–1746,22	–1192,87	–218,30	674,05	–1648,62	–1554,58	–36,43	509,24	–2027,38
		–88,90%	–83,68%	272,58%		–44,59%	–58,17%	202,76%		18,30%	–56,51%	138,21%		2,34%	–32,76%	130,41%
Kulback-Leibler	0,3070	–0,0727	0,0102	0,3694	0,3412	–0,0976	0,0061	0,4326	0,3202	–0,0439	–0,0144	0,3786	0,4906	–0,0059	–0,0717	0,5682
		–23,67%	3,33%	120,34%		–28,60%	1,79%	126,81%		–13,71%	–4,51%	118,22%		–1,21%	–14,61%	115,82%
Gini	–0,0108	–0,0129	–0,0030	0,0051	–0,0371	–0,0135	–0,0016	–0,0220	0,0683	–0,0161	0,0028	0,0816	0,0420	–0,0079	–0,0067	0,0567
		119,53%	27,81%	–47,34%		36,37%	4,26%	59,38%		–23,59%	4,16%	119,43%		–18,88%	–16,02%	134,90%
Theil	0,0104	–0,0765	0,0081	0,0788	–0,1173	–0,0474	–0,0098	–0,0601	0,2702	–0,0860	0,0259	0,3303	0,1425	–0,0329	–0,0224	0,1978
		–735,19%	78,23%	756,96%		40,44%	8,35%	51,21%		–31,83%	9,58%	122,25%		–23,11%	–15,71%	138,83%

TABELA VI

Diferença de percentis e índices de desigualdade para diversas densidades com ordem de decomposição reversa[a]

Medidas	1976	1986	1996	2003	96x76	96x&b76	03x76	03x&b76	96x86	96x&b86	03x86	03x&b86
Homens												
90-10	3.400,31	4.126,76	2.274,53	1.681,46	1.463,57	1.142,21	1.095,97	793,98	2.197,88	1.891,03	1.779,00	1.421,36
50-10	548,45	699,16	370,59	273,09	251,68	230,02	219,48	193,88	378,07	329,34	283,50	252,00
90-50	2.851,86	3.427,60	1.903,94	1.408,37	1.211,89	912,19	876,49	600,10	1.819,81	1.561,69	1.495,50	1.169,36
75-25	1.261,85	1.577,23	868,61	630,98	605,19	491,41	408,88	316,47	857,01	741,87	685,48	541,98
95-5	6.063,55	7.089,74	3.748,88	2.947,73	2.477,07	1.875,79	1.860,11	1.309,61	3.661,93	3.246,39	3.085,17	2.469,99
Gini	0,8242	0,7650	0,7732	0,7453	0,7795	0,7704	0,7789	0,7733	0,7824	0,7774	0,7608	0,7557
Theil	1,4426	1,1509	1,2010	1,0861	1,2360	1,1884	1,2282	1,1974	1,2428	1,2160	1,1518	1,1265
Mulheres												
90-10	1.714,69	2.170,16	1.346,18	1.156,14	838,14	846,63	674,29	656,84	1.056,76	1.078,91	862,47	864,25
50-10	334,58	340,81	179,76	221,43	98,98	133,20	182,97	200,40	119,81	144,28	189,55	198,03
90-50	1.380,11	1.829,35	1.166,42	934,71	739,16	713,43	491,32	456,44	936,95	934,63	672,92	666,22
75-25	629,09	857,11	494,86	357,17	333,45	347,69	235,90	233,14	383,72	395,52	280,10	276,82
95-5	2.817,32	3.510,68	2.317,81	1.956,10	1.423,95	1.455,72	1.104,96	1.071,10	1.835,56	1.862,06	1.493,71	1.483,30
Gini	0,7675	0,6884	0,7567	0,7304	0,7958	0,7726	0,7528	0,7455	0,7843	0,7700	0,7494	0,7451
Theil	1,1703	0,9105	1,1807	1,0530	1,3943	1,2490	1,1459	1,1102	1,3288	1,2408	1,1294	1,1083

[a] As medidas 90-10, 50-10, 90-50, 75-25 e 95-5 referem-se à diferença entre percentis. Por exemplo 90-10 é: $\exp(w_{90}) - \exp(w_{10})$. Os índices de desigualdade Gini e Theil-T referem-se à distribuição em nível da renda f_y. As colunas de 1976 até 2003 referem-se às medidas das densidades reais. As outras referem-se às densidades contrafactuais. Por exemplo: 96b76 refere-se à densidade de 1976, mas com a proporção de beneficiários mantida fixa no nível de 1976. Para 96b&x76 além dos benefícios, os outros atributos são mantidos fixos no nível de 1976. O mesmo padrão se aplica às colunas restantes.

TABELA VII

Revertendo as mudanças decomposicionais de diversas medidas de dispersão de renda

Medidas	1996-1976				2003-1976				1996-1986				2003-1986			
	Variação total	Outros fatores	Benefícios	Residual	Variação total	Outros fatores	Benefícios	Residual	Variação total	Outros fatores	Benefícios	Residual	Variação total	Outros fatores	Benefícios	Residual
Homens																
90-10	–1.125,78	1.099,15	33,17	–2.258,10	–1.718,85	848,36	39,12	–2.606,33	–1.852,23	383,50	0,00	–2.235,73	–2.445,30	249,84	10,26	–2.705,40
		–97,63%	–2,95%	200,58%		–49,36%	–2,28%	151,63%		–20,70%	0,00%	120,70%		–10,22%	–0,42%	110,64%
50-10	–177,86	150,86	–10,29	–318,43	–275,36	85,03	–5,82	–354,57	–328,57	46,40	–5,15	–3.69,82	–426,07	27,13	–6,04	–447,16
		–84,82%	5,79%	179,03%		–30,88%	2,11%	128,77%		–14,12%	1,57%	112,55%		–6,37%	1,42%	104,95%
90-50	–947,92	948,29	43,46	–1.939,67	–1.443,49	763,33	44,94	–2.251,76	–1.523,66	337,10	5,15	–1.865,91	–2.019,23	222,71	16,30	–2.258,24
		–100,04%	–4,58%	204,62%		–52,88%	–3,11%	155,99%		–22,12%	–0,34%	122,46%		–11,03%	–0,81%	111,84%
75-25	–393,24	367,96	9,24	–770,44	–630,87	305,64	8,87	–945,38	–708,62	121,38	5,36	–835,36	–946,25	80,84	8,16	–1.035,25
		–93,57%	–2,35%	195,92%		–48,45%	–1,41%	149,85%		–17,13%	–0,76%	117,89%		–8,54%	–0,86%	109,41%
95-5	–2.314,67	1.838,35	34,74	–4.187,76	–3.115,82	1.556,07	82,05	–4.753,94	–3.340,86	505,49	–3,00	–3.843,35	–4142,01	456,60	21,14	–4619,75
		–79,42%	–1,50%	180,92%		–49,94%	–2,63%	152,57%		–15,13%	0,09%	115,04%		–11,02%	–0,51%	111,53%
Kulback-Leibler	0,3840	–0,2687	0,0128	0,6399	0,5340	–0,2637	–0,0148	0,8126	0,4955	–0,0616	0,0064	0,5507	0,7652	–0,0533	–0,0024	0,8210
		–69,97%	3,34%	166,63%		–49,38%	–2,78%	152,16%		–12,43%	1,29%	111,15%		–6,97%	–0,31%	107,28%
Gini	–0,0510	–0,0063	0,0091	–0,0538	–0,0789	–0,0336	0,0056	–0,0509	0,0082	–0,0093	0,0050	0,0124	–0,0197	–0,0155	0,0051	–0,0092
		12,40%	–17,79%	105,39%		42,57%	–7,06%	64,50%		–113,13%	61,52%	151,61%		78,84%	–25,82%	46,98%
Theil	–0,2417	–0,0351	0,0477	–0,2543	–0,3565	–0,1420	0,0307	–0,2452	0,0500	–0,0419	0,0269	0,0150	–0,0648	–0,0656	0,0253	–0,0245
		14,51%	–19,73%	105,22%		39,83%	–8,62%	68,79%		–83,64%	53,72%	29,92%		101,27%	–39,06%	37,79%

(continua)

(continuação)

Medidas	1996-1976				2003-1976				1996-1986				2003-1986			
	Variação total	Outros fatores	Benefícios	Residual	Variação total	Outros fatores	Benefícios	Residual	Variação total	Outros fatores	Benefícios	Residual	Variação total	Outros fatores	Benefícios	Residual
Mulheres																
90-10	–368,51	508,04	–8,49	–868,06	–558,55	481,86	17,44	–1057,85	–823,98	289,42	–22,15	–1091,25	–1014,02	293,67	–1,78	–1305,91
		–137,86%	2,30%	235,56%		–86,27%	–3,12%	189,39%		–35,12%	2,69%	132,44%		–28,96%	0,18%	128,79%
50-10	–154,82	80,78	–34,22	–201,38	–113,15	38,47	–17,44	–134,18	–161,05	59,95	–24,47	–196,53	–119,38	31,88	–8,48	–142,78
		–52,18%	22,10%	130,07%		–33,99%	15,41%	118,58%		–37,22%	15,19%	122,03%		–26,71%	7,10%	119,60%
90-50	–213,69	427,26	25,73	–666,68	–445,40	443,39	34,88	–923,67	–662,93	229,47	2,32	–894,72	–894,64	261,79	6,70	–1163,13
		–199,94%	–12,04%	311,98%		–99,55%	–7,83%	207,38%		–34,61%	–0,35%	134,96%		–29,26%	–0,75%	130,01%
75-25	–134,23	161,41	–14,24	–281,40	–271,92	121,27	2,76	–395,95	–362,25	111,14	–11,80	–461,59	–499,94	77,07	3,28	–580,29
		–120,25%	10,61%	209,64%		–44,60%	–1,02%	145,61%		–30,68%	3,26%	127,42%		–15,42%	–0,66%	116,07%
95-5	–499,51	893,86	–31,77	–1361,60	–861,22	851,14	33,86	–1746,22	–1192,87	482,25	–26,50	–1648,62	–1554,58	462,40	10,41	–2027,38
		–178,95%	6,36%	272,58%		–98,83%	–3,93%	202,76%		–40,43%	2,22%	138,21%		–29,74%	–0,67%	130,41%
Kulback-Leibler	0,3070	–0,1234	0,0609	0,3694	0,3412	–0,0772	–0,0143	0,4326	0,3202	–0,0824	0,0240	0,3786	0,4906	–0,0705	–0,0071	0,5682
		–40,19%	19,85%	120,34%		–22,62%	–4,19%	126,81%		–25,73%	7,51%	118,22%		–14,37%	–1,46%	115,82%
Gini	–0,0108	–0,0391	0,0232	0,0051	–0,0371	–0,0224	0,0073	–0,0220	0,0683	–0,0276	0,0143	0,0816	0,0420	–0,0190	0,0043	0,0567
		361,40%	–214,06%	–47,34%		60,25%	–19,63%	59,38%		–40,38%	20,95%	119,43%		–45,21%	10,32%	134,90%
Theil	0,0104	–0,2137	0,1453	0,0788	–0,1173	–0,0929	0,0357	–0,0601	0,2702	–0,1481	0,0880	0,3303	0,1425	–0,0765	0,0211	0,1978
		–2.053,76%	1396,80%	756,96%		79,24%	–30,45%	51,21%		–54,82%	32,58%	122,25%		–53,67%	14,84%	138,83%

TABELA VIII

Índices de desigualdade para diversas densidades por faixas etárias

Faixas etárias	Medidas	1976	1986	1996	2003	96b76	96b&x76	03b76	03b&x76	96b86	96b&x86	03b86	03b&x86
Homens													
18-29	Gini	0,8236	0,7695	0,7631	0,7528	0,7863	0,8019	0,8009	0,8376	0,7882	0,7908	0,7707	0,7857
	Theil	1,4423	1,1788	1,1470	1,1084	1,2439	1,3181	1,3126	1,5132	1,2522	1,2658	1,1809	1,2468
30-42	Gini	0,8249	0,7830	0,7527	0,7355	0,7166	0,7427	0,7271	0,7551	0,7538	0,7615	0,7337	0,7467
	Theil	1,4484	1,2319	1,1037	1,0385	0,9844	1,0726	1,0175	1,1178	1,1070	1,1369	1,0328	1,0787
43-55	Gini	0,8204	0,7711	0,7633	0,7283	0,7673	0,7781	0,7314	0,7719	0,7660	0,7719	0,7148	0,7337
	Theil	1,4149	1,1800	1,1513	1,0166	1,1814	1,2276	1,0345	1,1874	1,1627	1,1884	0,9710	1,0394
56 e +	Gini	0,8613	0,8573	0,8637	0,8063	0,8844	0,8804	0,8257	0,8165	0,8679	0,8649	0,8150	0,8045
	Theil	1,6802	1,6538	1,7931	1,4696	2,0106	1,9537	1,6306	1,5653	1,8267	1,7979	1,5183	1,4563
Mulheres													
18-29	Gini	0,7611	0,6956	0,7217	0,7117	0,6958	0,7024	0,7555	0,7464	0,7173	0,7251	0,7344	0,7379
	Theil	1,1745	0,9170	1,0142	0,9944	0,9367	0,9613	1,1871	1,1269	1,0030	1,0281	1,0854	1,0888
30-42	Gini	0,7455	0,6223	0,7245	0,7363	0,7354	0,7701	0,7757	0,7706	0,7329	0,7406	0,7582	0,7626
	Theil	1,1029	0,7253	1,0164	1,0780	1,0917	1,2525	1,2439	1,2128	1,0428	1,0729	1,1601	1,1757
43-55	Gini	0,7703	0,6522	0,7235	0,7342	0,7351	0,7591	0,7385	0,7481	0,7240	0,7335	0,7357	0,7527
	Theil	1,1950	0,7962	1,0360	1,0719	1,0841	1,1859	1,0882	1,1264	1,0363	1,0746	1,0779	1,1414
56 e +	Gini	0,8334	0,8136	0,8749	0,8200	0,8824	0,8893	0,8275	0,8539	0,8767	0,8817	0,8213	0,8355
	Theil	1,5613	1,5236	2,0399	1,6841	2,1054	2,1221	1,7427	1,8645	2,0565	2,0812	1,6937	1,7710

TABELA IX

Mudanças decomposicionais do Gini e Theil por faixas etárias

Faixas etárias	Medidas	1996-1976				2003-1976				1996-1986				2003-1986			
		Variação total	Benefícios	Outros fatores	Residual	Variação total	Benefícios	Outros fatores	Residual	Variação total	Benefícios	Outros fatores	Residual	Variação total	Benefícios	Outros fatores	Residual
Homens																	
18-29	Gini	–0,0605	–0,0232	–0,0156	–0,0217	–0,0707	–0,0481	–0,0367	0,0140	–0,0065	–0,0251	–0,0026	0,0212	–0,0167	–0,0179	–0,0150	0,0162
			38,30%	25,80%	35,90%		67,99%	51,83%			387,59%	40,19%	–327,77%		107,12%	89,74%	–96,87%
	Theil	–0,2953	–0,0969	–0,0742	–0,1241	–0,3338	–0,2042	–0,2006	0,0710	–0,0317	–0,1052	–0,0136	0,1188	–0,0703	–0,0724	–0,0659	0,0680
			32,82%	25,14%	42,05%		61,17%	60,09%	–21,27%		331,35%	42,95%	–374,30%		103,00%	93,75%	–96,75%
30-42	Gini	–0,0722	0,0361	–0,0261	–0,0822	–0,0894	0,0084	–0,0280	–0,0698	–0,0303	–0,0011	–0,0077	–0,0215	–0,0475	0,0018	–0,0130	–0,0363
			–50,02%	36,17%	113,86%		–9,43%	31,33%	78,10%		3,64%	25,46%	70,90%		–3,86%	27,46%	76,40%
	Theil	–0,3447	0,1193	–0,0882	–0,3758	–0,4099	0,0210	–0,1004	–0,3306	–0,1282	–0,0034	–0,0299	0,0332	–0,1934	0,0057	–0,0459	–0,1532
			–34,60%	25,58%	109,02%		–5,13%	24,48%	80,64%		2,63%	23,29%	–25,92%		–2,94%	23,74%	79,20%
43-55	Gini	–0,0571	–0,0040	–0,0109	–0,0423	–0,0921	–0,0030	–0,0406	–0,0485	–0,0078	–0,0027	–0,0059	0,0008	–0,0427	0,0136	–0,0190	–0,0374
			6,92%	19,01%	74,07%		3,28%	44,05%	52,67%		34,93%	75,68%	–10,60%		–31,78%	44,35%	87,43%
	Theil	–0,2635	–0,0301	–0,0461	–0,1873	–0,3983	–0,0179	–0,1529	–0,2275	–0,0287	–0,0114	–0,0257	0,0371	–0,1634	0,0455	–0,0683	–0,1407
			11,43%	17,51%	71,07%		4,49%	38,40%	57,11%		39,68%	89,71%	–129,39%		–27,86%	41,80%	86,06%
56 e +	Gini	0,0023	–0,0207	0,0040	0,0191	–0,0551	–0,0194	0,0092	–0,0449	0,0064	–0,0042	0,0029	0,0076	–0,0510	–0,0087	0,0105	–0,0527
			–897,41%	171,84%	825,57%		35,28%	–16,72%	81,44%		–66,22%	46,25%	119,97%		17,14%	–20,52%	103,37%
	Theil	0,1129	–0,2175	0,0568	0,2736	–0,2106	–0,1611	0,0654	–0,1149	0,1393	–0,0336	0,0288	0,0048	–0,1842	–0,0488	0,0620	–0,1975
			–192,64%	50,34%	242,30%		76,48%	–31,04%	54,56%		–24,11%	20,68%	3,43%		26,47%	–33,68%	107,21%

(continua)

(continuação)

Faixas etárias	Medidas	1996-1976				2003-1976				1996-1986				2003-1986			
		Variação total	Benefícios	Outros fatores	Residual	Variação total	Benefícios	Outros fatores	Residual	Variação total	Benefícios	Outros fatores	Residual	Variação total	Benefícios	Outros fatores	Residual
Mulheres																	
18-29 anos	Gini	–0,0394	0,0259	–0,0066	–0,0587	–0,0494	–0,0438	0,0091	–0,0147	0,0261	0,0043	–0,0078	0,0296	0,0161	–0,0227	–0,0035	0,0423
			–65,63%	16,76%	148,86%		88,71%	–18,37%	29,66%		16,60%	–29,75%	113,15%		–140,72%	–21,77%	262,49%
	Theil	–0,1603	0,0775	–0,0246	–0,2132	–0,1802	–0,1928	0,0602	–0,0476	0,0973	0,0112	–0,0251	0,1111	0,0774	–0,0911	–0,0033	0,1718
			–48,36%	15,34%	133,02%		106,98%	–33,40%	26,42%		11,52%	–25,81%	114,28%		–117,70%	–4,31%	222,01%
30-42 anos	Gini	–0,0209	–0,0109	–0,0347	0,0246	–0,0092	–0,0394	0,0051	0,0251	0,1022	–0,0084	–0,0077	0,1183	0,1140	–0,0218	–0,0045	0,1403
			51,85%	165,51%	–117,36%		429,90%	–55,92%	–273,98%		–8,19%	–7,52%	115,71%		–19,15%	–3,92%	123,07%
	Theil	–0,0866	–0,0754	–0,1608	0,1495	–0,0249	–0,1658	0,0311	0,1098	0,2911	–0,0265	–0,0301	0,3476	0,3527	–0,0821	–0,0156	0,4504
			87,06%	185,65%	–172,71%		665,89%	–124,84%	–441,05%		–9,10%	–10,34%	119,44%		–23,26%	–4,43%	127,70%
43-55 anos	Gini	–0,0469	–0,0116	–0,0241	–0,0112	–0,0361	–0,0043	–0,0096	–0,0222	0,0713	–0,0005	–0,0096	0,0813	0,0820	–0,0015	–0,0170	0,1005
			24,73%	51,34%	23,92%		11,87%	26,57%	61,56%		–0,66%	–13,43%	114,09%		–1,80%	–20,70%	122,49%
	Theil	–0,1590	–0,0481	–0,1019	–0,0090	–0,1231	–0,0163	–0,0382	–0,0686	0,2398	–0,0003	–0,0383	0,2784	0,2757	–0,0060	–0,0634	0,3451
			30,25%	64,06%	5,69%		13,24%	31,01%	55,75%		–0,12%	–15,99%	116,11%		–2,18%	–23,00%	125,18%
56 e +	Gini	0,0415	–0,0075	–0,0068	0,0559	–0,0134	–0,0075	–0,0264	0,0205	0,0613	–0,0018	–0,0050	0,0682	0,0064	–0,0013	–0,0142	0,0219
			–18,17%	–16,50%	134,66%		56,13%	197,32%	–153,45%		–2,96%	–8,23%	111,19%		–19,87%	–220,24%	340,11%
	Theil	0,4786	–0,0655	–0,0167	0,5608	0,1228	–0,0586	–0,1218	0,3032	0,5162	–0,0166	–0,0247	0,5576	0,1604	–0,0096	–0,0773	0,2474
			–13,69%	–3,49%	117,18%		–47,74%	–99,19%	246,93%		–3,22%	–4,79%	108,01%		–5,99%	–48,18%	154,18%

TABELA X

Índices de desigualdade para diversas densidades por faixas etárias com ordem de decomposição reversa

Faixas etárias	Medidas	1976	1986	1996	2003	96x76	96x&b76	03x76	03x&b76	96x86	96x&b86	03x86	03x&b86
Homens													
18-29	Gini	0,8236	0,7695	0,7631	0,7528	0,8022	0,8019	0,8380	0,8376	0,7914	0,7908	0,7869	0,7857
	Theil	1,4423	1,1788	1,1470	1,1084	1,3199	1,3181	1,5157	1,5132	1,2692	1,2658	1,2528	1,2468
30-42	Gini	0,8249	0,7830	0,7527	0,7355	0,7416	0,7427	0,7548	0,7551	0,7615	0,7615	0,7468	0,7467
	Theil	1,4484	1,2319	1,1037	1,0385	1,0683	1,0726	1,1167	1,1178	1,1368	1,1369	1,0792	1,0787
43-55	Gini	0,8204	0,7711	0,7633	0,7283	0,7875	0,7781	0,7745	0,7719	0,7729	0,7719	0,7336	0,7337
	Theil	1,4149	1,1800	1,1513	1,0166	1,2786	1,2276	1,2002	1,1874	1,1933	1,1884	1,0389	1,0394
56 e +	Gini	0,8613	0,8573	0,8637	0,8063	0,9057	0,8804	0,8727	0,8165	0,8776	0,8649	0,8299	0,8045
	Theil	1,6802	1,6538	1,7931	1,4696	2,1833	1,9537	1,9397	1,5653	1,9048	1,7979	1,6160	1,4563
Mulheres													
18-29	Gini	0,7611	0,6956	0,7217	0,7117	0,7130	0,7024	0,7425	0,7464	0,7262	0,7251	0,7364	0,7379
	Theil	1,1745	0,9170	1,0142	0,9944	0,9930	0,9613	1,0955	1,1269	1,0325	1,0281	1,0788	1,0888
30-42	Gini	0,7455	0,6223	0,7245	0,7363	0,7689	0,7701	0,7691	0,7706	0,7417	0,7406	0,7612	0,7626
	Theil	1,1029	0,7253	1,0164	1,0780	1,2411	1,2525	1,2057	1,2128	1,0777	1,0729	1,1695	1,1757
43-55	Gini	0,7703	0,6522	0,7235	0,7342	0,7721	0,7591	0,7484	0,7481	0,7371	0,7335	0,7529	0,7527
	Theil	1,1950	0,7962	1,0360	1,0719	1,2577	1,1859	1,1276	1,1264	1,0918	1,0746	1,1431	1,1414
56 e +	Gini	0,8334	0,8136	0,8749	0,8200	0,9174	0,8893	0,8975	0,8539	0,9005	0,8817	0,8548	0,8355
	Theil	1,5613	1,5236	2,0399	1,6841	2,4214	2,1221	2,2260	1,8645	2,2650	2,0812	1,9163	1,7710

TABELA XI

Revertendo as mudanças decomposicionais do Gini e Theil por faixas etárias

Faixas etárias	Medidas	1996-1976				2003-1976				1996-1986				2003-1986			
		Variação total	Outros fatores	Benefícios	Residual	Variação total	Outros fatores	Benefícios	Residual	Variação total	Outros fatores	Benefícios	Residual	Variação total	Outros fatores	Benefícios	Residual
Homens																	
18-29	Gini	–0,0605	–0,0391	0,0003	–0,0217	–0,0707	–0,0852	0,0004	0,0140	–0,0065	–0,0284	0,0006	0,0212	–0,0167	–0,0341	0,0012	0,0162
			64,63%	–0,54%	35,90%		120,39%	–0,57%	–19,82%		437,74%	–9,97%	–327,77%		203,99%	–7,12%	–96,87%
	Theil	–0,2953	–0,1729	0,0018	–0,1241	–0,3338	–0,4073	0,0024	0,0710	–0,0317	–0,1222	0,0034	0,1188	–0,0703	–0,1443	0,0060	0,0680
			58,55%	–0,59%	42,05%		121,99%	–0,72%	–21,27%		385,01%	–10,70%	–374,30%		205,22%	–8,47%	–96,75%
30-42	Gini	–0,0722	0,0111	–0,0011	–0,0822	–0,0894	–0,0193	–0,0003	–0,0698	–0,0303	–0,0088	0,0000	–0,0215	–0,0475	–0,0113	0,0001	–0,0363
			–15,42%	1,56%	113,86%		21,60%	0,30%	78,10%		29,00%	0,11%	70,90%		23,83%	–0,24%	76,40%
	Theil	–0,3447	0,0354	–0,0043	–0,3758	–0,4099	–0,0782	–0,0011	–0,3306	–0,1282	–0,0331	–0,0001	0,0332	–0,1934	–0,0407	0,0005	–0,1532
			–10,26%	1,24%	109,02%		19,08%	0,28%	80,64%		25,82%	0,11%	–25,92%		21,05%	–0,25%	79,20%
43-55	Gini	–0,0571	–0,0241	0,0093	–0,0423	–0,0921	–0,0462	0,0026	–0,0485	–0,0078	–0,0096	0,0010	0,0008	–0,0427	–0,0053	–0,0001	–0,0374
			42,29%	–16,36%	74,07%		50,12%	–2,79%	52,67%		123,49%	–12,89%	–10,60%		12,30%	0,28%	87,43%
	Theil	–0,2635	–0,1273	0,0511	–0,1873	–0,3983	–0,1836	0,0128	–0,2275	–0,0287	–0,0420	0,0048	0,0371	–0,1634	–0,0223	–0,0005	–0,1407
			48,31%	–19,38%	71,07%		46,10%	–3,21%	57,11%		146,29%	–16,90%	–129,39%		13,66%	0,28%	86,06%
56 e +	Gini	0,0023	–0,0421	0,0253	0,0191	–0,0551	–0,0665	0,0563	–0,0449	0,0064	–0,0140	0,0127	0,0076	–0,0510	–0,0236	0,0253	–0,0527
			– 1821,15%	1095,58%	825,57%		120,69%	–102,13%	81,44%		–219,13%	199,16%	119,97%		46,27%	–49,64%	103,37%
	Theil	0,1129	–0,3903	0,2296	0,2736	–0,2106	–0,4701	0,3744	–0,1149	0,1393	–0,1118	0,1070	0,0048	–0,1842	–0,1465	0,1597	–0,1975
			–345,67%	203,36%	242,30%		223,21%	–177,77%	54,56%		–80,25%	76,83%	3,43%		79,49%	–86,70%	107,21%

(continua)

(continuação)

Faixas etárias	Medidas	1996-1976				2003-1976				1996-1986				2003-1986			
		Variação total	Outros fatores	Benefícios	Residual	Variação total	Outros fatores	Benefícios	Residual	Variação total	Outros fatores	Benefícios	Residual	Variação total	Outros fatores	Benefícios	Residual
Mulheres																	
18-29	Gini	–0,0394	0,0259	–0,0066	–0,0587	–0,0494	–0,0438	0,0091	–0,0147	0,0261	0,0043	–0,0078	0,0296	0,0161	–0,0227	–0,0035	0,0423
			–65,63%	16,76%	148,86%		88,71%	–18,37%	29,66%		16,60%	–29,75%	113,15%		–140,72%	–21,77%	262,49%
	Theil	–0,1603	0,0775	–0,0246	–0,2132	–0,1802	–0,1928	0,0602	–0,0476	0,0973	0,0112	–0,0251	0,1111	0,0774	–0,0911	–0,0033	0,1718
			–48,36%	15,34%	133,02%		106,98%	–33,40%	26,42%		11,52%	–25,81%	114,28%		–117,70%	–4,31%	222,01%
30-42	Gini	–0,0209	–0,0443	–0,0012	0,0246	–0,0092	–0,0328	–0,0015	0,0251	0,1022	–0,0172	0,0011	0,1183	0,1140	–0,0249	–0,0014	0,1403
			211,63%	5,74%	–117,36%		357,86%	16,12%	–273,98%		–16,80%	1,10%	115,71%		–21,81%	–1,26%	123,07%
	Theil	–0,0866	–0,2247	–0,0114	0,1495	–0,0249	–0,1277	–0,0070	0,1098	0,2911	–0,0614	0,0048	0,3476	0,3527	–0,0914	–0,0063	0,4504
			259,55%	13,16%	–172,71%		512,81%	28,24%	–441,05%		–21,08%	1,64%	119,44%		–25,91%	–1,78%	127,70%
43-55	Gini	–0,0469	–0,0486	0,0130	–0,0112	–0,0361	–0,0142	0,0003	–0,0222	0,0713	–0,0136	0,0036	0,0813	0,0820	–0,0187	0,0002	0,1005
			103,74%	–27,66%	23,92%		39,21%	–0,77%	61,56%		–19,07%	4,99%	114,09%		–22,76%	0,27%	122,49%
	Theil	–0,1590	–0,2217	0,0718	–0,0090	–0,1231	–0,0557	0,0012	–0,0686	0,2398	–0,0558	0,0172	0,2784	0,2757	–0,0712	0,0018	0,3451
			139,44%	–45,13%	5,69%		45,22%	–0,97%	55,75%		–23,27%	7,16%	116,11%		–25,83%	0,65%	125,18%
56 e +	Gini	0,0415	–0,0426	0,0282	0,0559	–0,0134	–0,0775	0,0436	0,0205	0,0613	–0,0257	0,0188	0,0682	0,0064	–0,0348	0,0193	0,0219
			–102,54%	67,88%	134,66%		580,01%	–326,56%	–153,45%		–41,87%	30,67%	111,19%		–540,07%	299,96%	340,11%
	Theil	0,4786	–0,3816	0,2994	0,5608	0,1228	–0,5420	0,3615	0,3032	0,5162	–0,2251	0,1838	0,5576	0,1604	–0,2322	0,1453	0,2474
			–79,73%	62,55%	117,18%		–441,35%	294,42%	246,93%		–43,61%	35,60%	108,01%		–144,73%	90,55%	154,18%

TABELA XII

Resumo das evidências sobre a progressividade/regressividade da previdência

Faixas etárias	Decomposição		Evidência
	Normal	Reversa	
Homens			
18 e +	Regressivo (1996/1976) / pouco progressivo (1996/1986 e 2003/1986)	Regressivo	Regressivo
18-29	Progressivo	Igual	Igual/progressivo
30-42	Igual/regressivo	Igual	Igual/pouco regressivo
43-55	Igual/pouco regressivo	Igual/pouco regressivo	Igual/pouco regressivo
56 e +	Progressivo	Regressivo	Inconclusiva
Mulheres			
18 e +	Progressivo	Regressivo	Inconclusiva
18-29	Progressivo (1996/1976 e 1996/1986) / regressivo (2003/1976 e 2003/1986)	Igual/pouco regressivo	Igual/regressivo
30-42	Progressivo	Igual/pouco regressivo	Pouco progressivo
43-55	Progressivo	Igual/regressivo	Inconclusiva
56 e +	Progressivo	Regressivo	Inconclusiva

Nota: As faixas etárias são da amostra total filtrada (18 ou mais anos) e por faixas etárias. A classificação do sistema pela análise das decomposições (normal e reversa) é: pouco regressivo, regressivo, igual (efeitos distributivos insignificantes), pouco progressivo e progressivo. Em alguns casos, onde a decomposição gera resultados ambíguos (progressivo e regressivo para a mesma amostra etária), citamos os anos desses resultados. Por exemplo, o resultado regressivo para a amostra 18 e + dos homens foi obtida na comparação dos anos 1996/1976 e 2003/1976.