

Impactos da Previdência na Distribuição de Renda: Uma Análise Contrafactual para o Brasil*

Rodrigo Leandro de Moura
EPGE/FGV

Paulo Tafner
Ipea

Jaime de Jesus Filho
University of Chicago

Resumo

As regras previdenciárias brasileiras de benefícios e contribuições têm mudado ao longo das décadas. Portanto, averiguamos se esta mudança tem gerado um aumento da progressividade do sistema em termos de menor desigualdade, dado o grande aumento da proporção de beneficiários de 1976 para 2003 e a queda da taxa de contribuintes. Como metodologia, estendemos o método de construção de densidades contrafactuais (Dinardo, Fortin e Lemieux, 1996), e estimamos qual seria a distribuição de renda do Brasil em 2003/1996 se a proporção de beneficiários e contribuintes fosse aquela observada em 1976 /1986. Uma primeira evidência encontrada aponta para uma crescente progressividade. Mas ao controlarmos para diversos atributos (educação, idade, horas de trabalho etc.) o efeito da previdência é na direção de crescente regressividade.

Abstract

The Brazilian social security rules of benefits and contributions have been changing along decades. Therefore, we test if this change has been inducing an increase of the progressiveness of the system in minor terms inequality, given the great increase of the beneficiaries proportion from 1976 to 2003 and the fall of the taxpayers proportion. As methodology, we extended the method of construction of contrafactual densities (Dinardo, Fortin and Lemieux, 1996), and we estimated which would be the distribution of income of Brazil in 2003/1996 if the beneficiaries and taxpayers proportion went the one observed in 1976/1986. The first evidence appears for a growing progressiveness. But when we control for several attributes (education, age, working hours etc.) the effect of the social security is in the direction of growing regressivity.

Palavras-Chave: previdência social, distribuição de renda, distribuição contrafactual.

Código JEL: H55, C14, D31.

Área Anpec 4 - Economia do Setor Público

*Este artigo faz parte do segundo capítulo da tese de doutorado de Rodrigo Moura. Agradecemos os comentários de Carlos Eugênio da Costa, Luis Henrique Braido, Marcelo Neri, Ricardo Cavalcanti, da EPGE/FGV; Fernando Holanda Barbosa Filho, do IBRE/FGV; Rafael Souza, Gabriel Hartung e Christiam Gonzáles-Chávez, doutorandos da EPGE/FGV; Fábio Gomes do IBMEC-SP; a Márcia Marques Carvalho, da UCAM; e a todos os participantes do Seminário de Pesquisa da EPGE/FGV, quando uma versão anterior deste artigo foi apresentada. Logicamente, os erros remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores.

1 Introdução

O sistema previdenciário brasileiro é caracterizado como um sistema de repartição, semelhante ao da Alemanha, França, Japão e Estados Unidos (EUA), no qual os mais jovens (contribuintes atuais) financiam os mais velhos (aposentados e pensionistas). É da lógica desse sistema o seu não-equacionamento; e a partir da evidência apresentada no Brasil e nesses países, é consenso que este tipo de sistema previdenciário tem gerado crescentes déficits. Adicionalmente, alguns países, como o Brasil, têm presenciado um agravamento deste déficit devido à transição demográfica que vem ocorrendo. Para se ter uma idéia, o déficit previdenciário brasileiro tem alcançado a ordem de 5% do PIB, um dos mais elevados do mundo (Tafner e Giambiagi, 2007). A insolvência, que o sistema está destinado, tem gerado debates sobre novas reformas, dentre elas 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, como fez o Chile em 1981. Mas antes, procuramos entender as razões que justificam a existência de sistemas públicos, a fim de se realizar uma análise destes sistemas. Diamond (1977) aponta três razões: redistribuição de renda, falhas de mercado e paternalismo; as quais descrevemos brevemente.

Redistribuição de Renda A primeira razão seria a possibilidade de redistribuição de renda. O imposto de renda anual é imperfeito em termos de redistribuição de renda, pois restringe a mensuração da renda do indivíduo a um instante do tempo, não conseguindo, assim, definir sua necessidade ou capacidade de pagamento, que se altera ao longo do ciclo de trabalho. Já a previdência pública, em alguns países como o Brasil, define uma fórmula para o benefício a ser concedido (após a aposentadoria), a qual é baseada apenas em uma média dos anos nos quais os indivíduos tiveram os seus maiores rendimentos, e não exatamente em uma função dos seus rendimentos ao longo de todo o seu ciclo de trabalho. Assim, em termos intrageracionais, a previdência pública funcionaria como um mecanismo de redistribuição complementar ao imposto de renda. Em termos intergeracionais, o aumento dos benefícios relativo a um fundo pequeno (típico de sistemas de repartição) geraria uma redistribuição de gerações mais jovens para gerações mais velhas, visto que neste tipo de sistema os mais jovens financiam os mais velhos. Esta redistribuição seria apropriada se fosse esperado que gerações mais velhas fossem mais pobres em média ou porque determinadas gerações passaram por períodos de maior recessão.

Falhas de Mercado Uma segunda justificativa para a existência da previdência, seria a presença de falhas de mercado. Dentre as falhas apontadas, destacamos a incapacidade do mercado privado de oferecer seguros contra o risco associado ao tempo de trabalho do agente, devido a problemas de risco moral e seleção adversa. Estes riscos seriam: (i) uma queda na capacidade de obter renda (devido a uma queda nas habilidades ou saúde, decorrentes, por exemplo, de doença, invalidez ou morte); (ii) a um aumento na desutilidade do trabalho (devido também a uma saúde ruim, e declínio na força e motivação do agente no trabalho). Assim, a previdência pública atuaria como um **seguro social** compulsório contra declínios nos rendimentos dos agentes ao longo do seu ciclo de vida. Mais especificamente, nos casos (i) e (ii) apontados, os benefícios previdenciários seriam as pensões e aposentadorias por invalidez.

Em relação à justificativa para a existência de aposentadoria por idade, podemos apontar dois motivos em relação a este contexto de falhas de mercado. O primeiro motivo seria a presença de informação assimétrica em um mercado de anuidades¹. Os agentes que tivessem uma expectativa de vida elevada procurariam tal mercado. Assim, dada esta auto-seleção dos agentes, os vendedores de anuidades elevariam o preço até que o sistema entrasse em colapso, levando à sua extinção (Rothschild e Stiglitz, 1976; apud, Ferreira, 2007). Assim, o governo poderia interferir, provendo ao indivíduo uma aposentadoria por idade, mediante contribuições compulsórias ao longo da vida. Um segundo motivo que podemos apontar é que o equilíbrio de mercado competitivo em um modelo de gerações sobrepostas

¹O termo em inglês seria *annuity*, título que paga um cupom mensal vitalício (Ferreira, 2007).

pode não ser ótimo de Pareto². Neste equilíbrio, os indivíduos sobreacumulam capital ao longo do ciclo da vida; e ao tomar estas decisões de poupança, não se preocupam com as gerações futuras. Isso gera uma ineficiência dinâmica da economia. Assim, existe espaço para o governo intervir com um sistema de previdência de repartição compulsório, fazendo com que o estoque de capital seja reduzido e assim o nível de consumo aumentado, reduzindo a ineficiência do sistema³.

Paternalismo Uma terceira razão estaria relacionada ao paternalismo do governo, pois os agentes não poupariam o suficiente para sua aposentadoria. Isso ocorreria devido: (i) à dificuldade de obter informação apropriada sobre a necessidade de poupança em relação às suas necessidades futuras; (ii) à dificuldade de tomar decisões sob incerteza; (iii) à própria irracionalidade dos agentes, ou seja, são míopes em relação ao futuro; (iv) para evitar o dilema do Bom Samaritano, no qual os indivíduos poupariam de forma reduzida ou nula, pois saberiam que, no fim do ciclo de trabalho, a sociedade de qualquer forma proveria recursos para sua sobrevivência⁴. Assim, a previdência pública desempenharia um papel importante de um programa de poupanças forçadas.

Assim, segundo a primeira razão apontada, a previdência poderia ser vista como um mecanismo de distribuição de renda, ou seja, um mecanismo de execução de políticas públicas de caráter distributivo. No entanto, como destacado por Tafner (2007), a previdência sendo um seguro social também gera, em menor grau, redistribuição de renda, em duas circunstâncias: (i) em caso de sinistro como apontado (morte, invalidez ou doença) o agente (ou sua família) receberia uma pensão pelo resto do ciclo de vida, sem ter contribuído por todo o seu ciclo de trabalho e; (ii) caso o tempo de vida do agente, após a aposentadoria, fosse suficientemente alto a ponto do valor total dos benefícios recebidos nesse período superasse o valor total das contribuições pagas durante o ciclo de trabalho. Portanto, o artigo, visa testar essa propriedade distributiva do sistema previdenciário brasileiro. Se a previdência for um contrato vantajoso para determinados grupos de pessoas, em particular para os mais pobres, então temos uma transferência progressiva de renda⁵, caso contrário, teremos uma transferência regressiva. Barros e Carvalho (2005) e Tafner (2007) têm chamado a atenção para o fato de que a previdência brasileira enquadra-se no segundo grupo.

Assim, para realizar tal teste, estendemos o estudo de Moura, Tafner e Jesus (2007), o qual incorpora apenas o fluxo de benefícios. Em uma análise do aspecto distributivo é importante considerar também o fluxo de contribuições, o qual incorporamos neste artigo.

Em virtude da mudança da estrutura etária no Brasil, observa-se ao longo dos anos um significativo aumento da proporção de pessoas beneficiadas pela previdência social. **Controlando-se** por alguns fatores, se a previdência tem um caráter distributivo, 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 pouco⁶.

Para testar a característica distributiva do sistema devemos definir qual medida de renda é a mais apropriada. Aliado ao aumento do número de beneficiários, ao longo das décadas observamos um aumento das alíquotas de contribuição previdenciária, tanto do empregado como do empregador. Assim, se considerarmos que a elasticidade imposto-renda é zero, ou seja, que qualquer aumento de alíquota não é repassado pela firma em forma de redução salarial para os trabalhadores, podemos considerar os **rendimentos brutos** dos últimos para se avaliar a progressividade do sistema. Mas se considerarmos que a elasticidade imposto-renda é infinita, ou seja, que qualquer aumento de alíquota é repassada integralmente pela firma em forma de redução salarial, podemos considerar os **rendimentos líquidos**

²Ver a respeito Blanchard e Fischer (1989).

³Segundo Blanchard e Fischer (1989), essa melhora de Pareto ocorre desde que a taxa de retorno que o governo paga pela contribuição (que é igual a taxa de crescimento da população) seja maior que a taxa de juros.

⁴Este último fator segue de Becker e Murphy (1988).

⁵Utilizaremos o termo progressivo, para a situação na qual a previdência, através das regras que definem contribuições e benefícios, melhora a desigualdade de renda. E o termo regressivo quando piora a desigualdade.

Assim, o sistema previdenciário é dito progressivo quando os indivíduos de menor nível de renda pagam (recebem) proporcionalmente menos (mais) contribuições (benefícios) do que os de maior nível de renda.

⁶Deve-se destacar que apenas em anos mais recentes a desigualdade declinou, porém não como consequência da previdência social. (Barros et al., 2007).

das contribuições. Portanto, consideramos estas duas medidas de renda correntes⁷, as quais podem ser consideradas como limites inferiores e superiores da progressividade (regressividade) do sistema. Como os resultados foram próximos, apresentamos apenas os resultados dos rendimentos líquidos⁸.

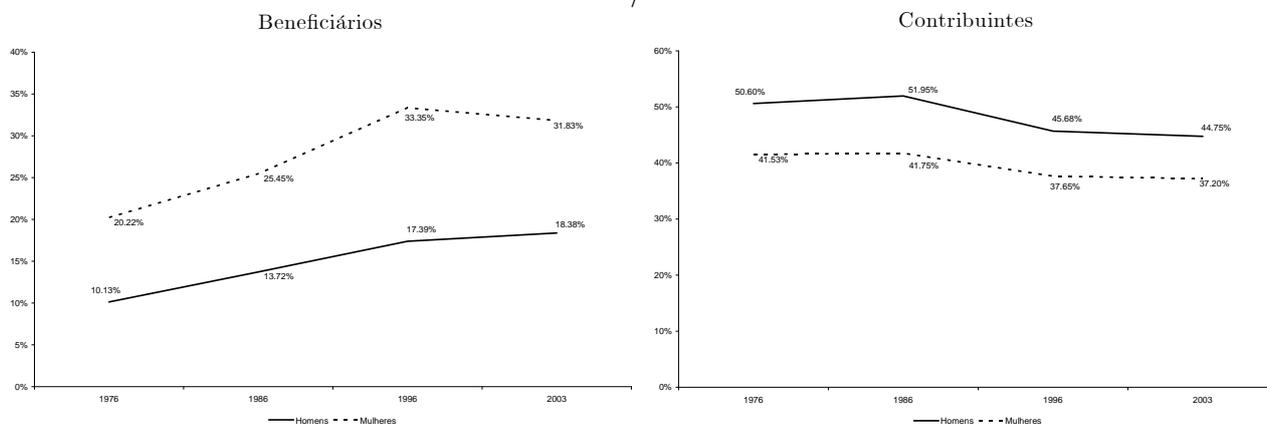
Em termos de metodologia, para testar a característica distributiva do sistema podemos fazer um simples exercício contrafactual: o que aconteceria com a distribuição de renda do Brasil hoje se mantivéssemos a mesma proporção de pessoas beneficiadas e contribuintes pela previdência de 10/20 anos atrás? Para responder esta questão podemos usar duas diferentes abordagens: (i) uma regressão simples, estimando-se uma equação de salários; (ii) 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 se tornou mais progressivo espera-se uma piora na distribuição de renda.

Portanto, para testar a propriedade distributiva do sistema de previdência de repartição nós faremos dois exercícios: primeiramente, eliminamos o benefício dos rendimentos e calculamos o índice de Gini/Theil. E depois adicionamos o valor das contribuições aos rendimentos. Uma comparação com o Gini real nos dá o efeito combinado dos benefícios e contribuições sobre a distribuição de renda.

No segundo exercício, mudamos a distribuição de beneficiários e contribuintes, **controlando** por seus atributos individuais pelas características geográficas, e estimamos a nova distribuição de renda. Neste exercício, utilizamos a metodologia de Dinardo, Fortin e Lemieux (1996, daqui em diante DFL), de construção de densidades contrafactuais, utilizada também em Moura, Tafner e Jesus (2007). No entanto, ao incorporarmos também o fluxo de contribuições, estendemos o procedimento de DFL, resultando em uma generalização desse procedimento e em uma análise mais precisa da mudança da progressividade (regressividade) do sistema.

Gráfico 1. % dos homens e mulheres com idade igual ou superior a 18 anos que são beneficiários/contribuintes



Do Gráfico 1, 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, um aumento em torno de 60%: de 20,22%, em 1976, para 31,83%, em 2003. Em relação à proporção de contribuintes, entre os homens, apresentou uma queda de até 14%: ao passar de 51,95%, em 1986, para 44,75%, em 2003. Entre as mulheres, a queda chegou a ser de até 11%: passando de 41,75%, em 1986, para 37,20%, 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 e aumentarmos a proporção de contribuintes, a distribuição de renda tende a melhorar um pouco para

⁷ Ressaltamos que os rendimentos ao longo do ciclo da vida são mais apropriados quando vale a hipótese de mercados de crédito perfeitos, ou seja, o agente não têm restrições em tomar empréstimo e realocar riqueza do futuro para o presente. No entanto, aqui supomos que existem falhas de mercado, como por exemplo, imperfeição no mercado de crédito, e assim os agentes estão impossibilitados de tomar empréstimo.

⁸ Os demais resultados podem ser requisitados aos autores.

os homens, significando que a previdência têm se tornado levemente mais progressiva. Mas quando condicionamos primeiramente em diversos fatores como educação, moradia e estados de residência, no nível de 1976, o efeito dos benefícios previdenciários passa a ser que o sistema tem se tornado levemente mais regressivo. Para as mulheres, a primeira evidência é de aumento da progressividade, enquanto a segunda é de aumento da regressividade.

Este artigo divide-se da seguinte forma: 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 se 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. No entanto, poucos estudos no Brasil têm abordado a previdência social como seguro social e segundo a ótica dos seus aspectos distributivos. A seguir, apresentamos uma revisão seletiva da literatura internacional e nacional relacionada aos aspectos distributivos da previdência social.

Evidência Internacional Feldstein (1976) já considerava o valor dos benefícios da previdência social como parte da riqueza total das famílias americanas. O autor sugere que, benefícios da previdência provêm renda de aposentadoria relativamente grande para famílias de baixa e média renda, o que reduz sua necessidade de acumular riqueza fungível⁹. Ele mostra, para dados de 1962, que a desigualdade deste tipo de riqueza é maior em relação à riqueza total, o que mostra o caráter distributivo 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 e Kotlikoff, 2002a) ou até 21% (Gokhale e Kotlikoff, 2002b) o coeficiente de Gini. Um dos motivos, segundo os autores, é que previdência social transforma heranças em uma força não-equalizadora, visto que, a previdência reduz o fluxo intergeracional de heranças por mais de 50%. Mas a razão principal desta 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 microsimulação da distribuição das taxas internas de retorno, transferências líquidas e taxas de contribuição líquidas da vida toda da previdência (considerando somente os 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. Nesta 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 ser progressiva no sentido de transferir renda dos mais ricos para os mais pobres; mas redistribuição também ocorre de agentes com baixa para alta expectativa de vida; de trabalhadores solteiros e casais com rendimentos significativos recebidos pelo segundo beneficiário na união¹⁰ para casais nos quais 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 pelo qual 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 maior quintil de renda do ciclo da vida recebem transferências líquidas que são maiores que as transferências médias para pessoas no menor quintil.

⁹Feldstein (1976) define a riqueza fungível como a riqueza total menos a riqueza proveniente do sistema previdenciário.

¹⁰Nos EUA, a parceira (o) de um (a) trabalhador (a) aposentado (a) recebe um benefício de 50% do benefício deste (a) trabalhador (a), enquanto este viver e, depois deste falecer, passa a receber o valor integral do benefício deste ao tempo em que o trabalhador que era vivo (a).

Coronado et al. (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. Eles reclassificam os indivíduos com base na renda da vida toda¹¹ potencial¹², levam em conta que salários acima de um piso máximo são tributados sobre este piso¹³, une os recursos de cônjuges de modo tal que cada indivíduo é classificado de acordo com a renda familiar *per capita* da vida toda¹⁴, incorporam probabilidades de mortalidade que variam de acordo com a renda¹⁵ e, por fim, aumentam a taxa de desconto de 2% para 4%¹⁶. 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.

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. Dada estas 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 estabilizando-se 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 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. Hoffmann (2005 e 2003) também chega à mesma conclusão de Ferreira (2006) utilizando a mesma abordagem de decomposição do índice de Gini, mas Hoffman (2005) realiza também a decomposição do índice de Mehran (que é mais sensível a modificações na cauda esquerda da distribuição) e do índice de Piesch (que é mais sensível a modificações na cauda direita da distribuição). Ou seja, em seus dois estudos, Hoffman obtém também que o rendimento de aposentadorias e pensões contribuem para aumento do nível de desigualdade em 1999 (Hoffman, 2003) e entre 2002 e 2004 (Hoffman, 2005). Tafner (2007) analisa o impacto sobre a pobreza familiar em três cenários mantendo-se constante o montante de recursos transferidos pela previdência: (i) antes e (ii) depois do pagamento de aposentadorias e pensões e; (iii) realizando uma simulação da focalização entre os mais pobres. Ele concluiu que se a previdência reduz a pobreza, mas se o sistema fosse focalizado para os mais pobres dos pobres, a redução seria bem mais significativa. Assim, a previdência não impacta necessariamente em uma redução significativa da desigualdade e, portanto, o sistema não tem atuado de forma eficiente sobre

¹¹A progressividade da previdência é reduzida pois 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.

¹²A 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 inclui lazer e produção doméstica ao invés de apenas oferta de trabalho do mercado.

¹³Este máximo tributável já foi discutido no parágrafo anterior e reduz a progressividade do sistema.

¹⁴O cônjuge de baixo salário agora não é tão pobre. Isso reduz mais ainda a progressividade do sistema.

¹⁵Como 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 estes ajustes, o sistema é muito pouco progressivo.

¹⁶Impõe 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.

a distribuição de renda, constituindo-se como um deficiente programa de transferência de renda.

Segundo Ferreira (2006), as causas do sistema previdenciário brasileiro ser 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. Estes 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 - Constituição aprovada em 1988 ampliou significativamente os benefícios; e ao aumento da informalidade¹⁷ (que acaba reduzindo a arrecadação). Tafner (2007) cita também que as transferências líquidas providas pela previdência não estão relacionadas somente à renda, mas também à ocorrência de sinistros. Como exemplo, o autor cita que: agentes com rendimentos localizados no topo da distribuição, ao sofrerem algum tipo de sinistro (por exemplo, invalidez), receberão benefícios por toda a vida, financiados pelos mais pobres, ocorrendo assim uma transferência dos mais pobres para os mais ricos.

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 análise, utilizamos amostras extraídas das PNADs. Comparamos quatro pares de anos: 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 previdenciário¹⁸. Em relação 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 beneficiários¹⁹, 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 positiva²⁰.

¹⁷O 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 Apêndice C e Afonso e Fernandes, 2005.

¹⁸Existem algumas limitações no estudo devido aos dados disponibilizados pela PNAD: (i) não é possível diferenciar beneficiários oriundos da previdência rural da urbana, o que seria importante, pois existem regras previdenciárias distintas; (ii) não é possível diferenciar se o agente é aposentado como funcionário público ou privado; (iii) não é possível saber quando o indivíduo se aposentou; e (iv) não é possível controlar para informalidade, pois não sabemos por quanto tempo o indivíduo trabalhou sem carteira assinada. Estas mesmas limitações foram encontradas por Afonso e Fernandes (2005).

Outra limitação é a inexistência de perguntas referentes ao valor das contribuições. Para isso, seguimos estratégia semelhante a Afonso e Fernandes (2005), para mensurar estes valores. Através da PNAD, obtivemos: o valor dos rendimentos; uma variável indicadora se o agente é contribuinte ou não da previdência em todas as suas ocupações; e qual é o tipo de relação trabalhista - empregado comum, público, doméstico ou conta-própria. A partir destas informações e da legislação, obtivemos e aplicamos as alíquotas previdenciárias, referentes a cada grupo de trabalhadores, sobre os rendimentos de todas as ocupações. A tabela 1B apresenta as alíquotas aplicadas. Uma descrição detalhada da legislação podem ser requisitadas aos autores.

¹⁹Consideramos 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 não estar sendo capturado pelas pesquisas mais antigas, viesando assim, para baixo, a proporção de beneficiados.

²⁰Em todas as estimativas utilizamos os pesos amostrais da PNAD.

Notamos do gráfico 1 apresentado na Introdução que a proporção de **beneficiários** cresceu bastante ao longo das décadas: chegando a um aumento de mais de 80% para homens e mais de 50% para as mulheres. 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). 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. Os idosos (com mais de 58 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. Em relação à proporção de **contribuintes**, notamos do gráfico 1 apresentado anteriormente que houve uma queda de até 14% para os homens, e uma queda de até 11% para as mulheres. Apesar da queda em termos relativos, em números absolutos, os contribuintes cresceram muito, de 12.97 (4.48) milhões em 1976 para 21.08 (14.6) milhões em 2003 para os homens (mulheres). Os trabalhadores comuns são os que mais contribuem. Por faixas etárias, notamos que os únicos aumentos significativos observados foram para as mulheres de meia-idade (de 38 a 57 anos).

Afim de se averiguar inicialmente os aspectos distributivos do sistema previdenciário brasileiro, calculamos os índices de desigualdade de Gini e Theil, para toda a amostra filtrada, e por faixas etárias. Adicionalmente, estimamos estes índices subtraindo a renda de benefícios e somando o valor das contribuições, separadamente e conjuntamente. Estas estimativas do Gini e Theil adicionais podem ser interpretadas como um contrafactual amostral bruto, sem controlar para diversos fatores. Os resultados seguem na tabela 1 no Apêndice. Notamos desta, ao comparar o factual com o contrafactual (1), que os benefícios ajudam a reduzir a desigualdade da renda líquida, tanto para homens e mulheres com mais de 18 anos. Ou seja, a previdência, em termos de benefícios, é progressiva e tem se tornado cada vez mais, visto que as razões "(1)/Factual" tem crescido ao longo dos anos, principalmente para as mulheres. Comparando os índices factuais com o contrafactual (2), notamos que as contribuições previdenciárias têm impactos distributivos bem menores, mas tem também impactado progressivamente na desigualdade ao longo dos anos. Juntos, benefícios e contribuições têm um efeito progressivo na desigualdade, tanto **em nível** como **crecente ao longo dos anos**, como notado pelo aumento da razão "(3)/Factual". A redução no nível de desigualdade chega a 25.1% (53.6%) em termos de Gini (Theil) para as mulheres (ver coluna (3)/Factual - 18+ anos)²¹. Analisando por faixas etárias, notamos que o efeito dos benefícios é progressivo e crescente com a idade. Para as idades mais precoces, o ganho é relativamente pequeno tanto em nível como ao longo dos anos. O efeito das contribuições é pequeno, principalmente para as faixas etárias mais velhas, e em alguns casos impacta de forma regressiva no sistema, nos anos mais antigos, mas em termos longitudinais, torna o sistema mais progressivo ao longo das décadas. Analisando conjuntamente o efeito benefício-contribuição, notamos da razão "(3)/Factual", que o impacto da previdência para cada ano é menor para os mais jovens e de meia-idade (até 47 anos) e o efeito de aumento da progressividade ao longo das décadas também é menor para este grupo. Assim, para os mais velhos (acima de 48 anos) os benefícios e contribuições previdenciárias contribuem progressivamente na distribuição de renda e, as mudanças nas regras de benefícios e contribuições ao longo das décadas tem tornado também o sistema cada vez mais progressivo para os idosos. Para os EUA, evidências similares já tinham sido obtidas por Feldstein (1976) e por estimativas iniciais de Coronado et al. (2000) sem ajustar para diversos fatores.

Comparando os indicadores de desigualdade contrafactuais entre homens e mulheres, notamos que os delas são relativamente maiores para todos os anos. Isso também mostra um aspecto de distribuição progressiva intrageracional, visto que as mulheres tendem a ter um menor nível de renda comparativamente aos homens. Assim, sem a renda de benefícios elas apresentam um maior nível de desigualdade.

Mas como mencionado, necessitamos **controlar** para vários atributos dos agentes, a fim de isolar

²¹As razões "(3)/(1)" e "(3)/(2)" foram omitidas da tabela 3B, as quais medem o efeito das contribuições dado o efeito dos benefícios e o efeito dos benefícios dado o efeito das contribuições, respectivamente. Como o efeito das contribuições, em geral, é pequeno e no mesmo sentido que o dos benefícios, estas razões não diferem muito do efeito isolado das contribuições e benefícios, respectivamente.

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* (núcleo), 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, adaptados por DFL. Assim, seja uma amostra aleatória de rendimentos $\{W_i\}_{i=1}^n$, da qual se estima a densidade f , cujo estimador é \hat{f}_h , ponderada pelos pesos amostrais $\{\theta_i\}_{i=1}^n$, $\sum_i \theta_i = 1$. Logo:

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

em que, h é a janela e $K(\cdot)$ 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 também utilizado por DFL. Em termos da escolha da janela, iniciamos com a "regra prática" de Silverman, como um chute inicial, a qual se apresentou demasiadamente suavizada, com valor abaixo de 0.05 nos anos contemplados. Assim, a partir deste valor inicial, nós o elevamos até obter 0.1, valor para o qual se apresentaram estimativas com bom grau de suavização²².

4.1 Estimação das Densidades Contrafactuais

O procedimento de DFL 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*?"²³.

Seja cada observação um vetor (w, z, t) , onde w é a **renda de todas fontes líquida das contribuições** (variável contínua), z são os atributos individuais (dummy para beneficiário da previdência, dummies para anos de estudo, idade, raça, *status* matrimonial, horas totais de trabalho, local de residência [urbano ou rural] 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: $z = (b, c, x)$, onde b é uma dummy para beneficiários, c é uma dummy para contribuintes e x são todos os outros fatores. Essa divisão se deve a que o foco do nosso estudo está na proporção de beneficiários (e na proporção de contribuintes - que será incorporado a seguir), que tem aumentado (e diminuído, respectivamente) ao longo das últimas décadas. Assim, seja $F(w, b, c, x, t)$ a distribuição conjunta dos rendimentos, atributos individuais e

²²A 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.

²³Ressaltamos que esta abordagem contrafactual está sujeita à crítica de Lucas. Ou seja, os agentes poderiam mudar seu comportamento se esperassem uma mudança (ou imposição) de uma política do governo (por exemplo, aumento dos benefícios previdenciários). Assim, esta técnica não incorpora os ajustes e expectativas dos agentes. Como exemplo, poderíamos citar uma mudança de decisão de uma mulher que passa a receber uma pensão e poderia se separar do marido pois ela era maltratada por ele.

No entanto, ressaltamos que ela é uma boa aproximação para analisar a economia com uma mudança repentina nas regras previdenciárias, sem permitir mudanças comportamentais (de decisão) dos agentes. Assim, antes do exercício contrafactual, a economia está em equilíbrio, mas após a mudança das regras, este método não considera as expectativas e ajustes dos agentes.

datas. Essa distribuição dos rendimentos e atributos para uma data fixada seria a distribuição condicional $F(w, b, c, x|t)$. A densidade dos rendimentos de uma data fixada, $f_t(w)$, pode ser escrita como a integral da densidade de rendimentos condicionada aos atributos individuais e a uma data $t_{w|b,x}$, $f(w|b, c, x, t_{w|b,x})$, sobre a distribuição de atributos individuais $F(z|t_z)$ na data t_z :

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

em que, $\Omega_x, \Omega_b, \Omega_c$ são os domínios dos atributos individuais. A notação $t_{w,b,c,x} = t$ indica que os valores dos salários, proporção de beneficiários, proporção de contribuintes e todos os outros atributos são referentes ao período t . Assim, $f(w; t_{w|b,c,x} = 96, t_{b|c,x} = 96, t_{c|x} = 96, t_x = 96)$ representa a densidade real da renda de 1996. No caso de $f(w; t_{w|b,c,x} = 96, t_{b|c,x} = 76, t_{c|x} = 96, t_x = 96)$, representa a densidade contrafactual dos rendimentos pagos de 1996, caso **somente** a estrutura previdenciária dos benefícios (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)²⁴, $f(w|b, c, x, t_{w|b,c,x} = 96)$, não dependa da distribuição de benefícios, $dF(b|c, x, t_{b|c,x} = 76)$, podemos escrever a densidade contrafactual $f(w; t_{w|b,c,x} = 96, t_{b|c,x} = 76, t_{c|x} = 96, t_x = 96)$, na qual **somente** a proporção de beneficiários se mantém constante ao nível de 1976, mas nenhum dos outros atributos, como²⁵:

$$\begin{aligned} f(w; t_{w|b,c,x} = 96, t_{b|c,x} = 76, t_{c|x} = 96, t_x = 96) &= \left[\int \int f(w|b, c, x, t_{w|b,c,x} = 96) dF(b|c, x, t_{b|c,x} = 76) \right. \\ &\quad \left. dF(c|x, t_{c|x} = 96) dF(x|t_x = 96) \right] \\ &= \left[\int \int \int f(w|b, c, x, t_{w|b,c,x} = 96) \Psi_{b|c,x}(b, c, x) dF(b|c, x, t_{b|c,x} = 96) dF(c|x, t_{c|x} = 96) dF(x|t_x = 96) \right], \quad (1) \end{aligned}$$

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

$$\begin{aligned} \Psi_{b|c,x}(b, c, x) &\equiv dF(b|c, x, t_{b|c,x} = 76) / dF(b|c, x, t_{b|c,x} = 96) \\ &= b \frac{\Pr(b = 1|c, x, t_{b|c,x} = 76)}{\Pr(b = 1|c, x, t_{b|c,x} = 96)} + (1 - b) \frac{\Pr(b = 0|c, x, t_{b|c,x} = 76)}{\Pr(b = 0|c, x, t_{b|c,x} = 96)}, \quad (2) \end{aligned}$$

em que, a última parte da equação (2) é obtida notando-se que b é uma dummy tal que $dF(b|c, x, t_{b|c,x}) = b \Pr(b = 1|c, x, t_{b|c,x}) + (1 - b) \Pr(b = 0|c, x, t_{b|c,x})$. Note que esta densidade contrafactual é idêntica a factual (1996) exceto pela função $\Psi_{b|c,x}(b, c, x)$. Assim, a estimação do contrafactual se resume simplesmente a estimar essa função reponderação. Portanto, o estimador por *kernel* da densidade contrafactual se resume a:

$$\hat{f}(w; t_{w|b,c,x} = 96, t_{b|c,x} = 76, t_{c|x} = 96, t_x = 96) = \sum_{i \in S_{96}} \frac{\theta_i}{h} \hat{\Psi}_{b|c,x}(b, c, x) K\left(\frac{w - W_i}{h}\right). \quad (3)$$

A diferença entre a densidade real de 1996 e esta densidade hipotética representa o efeito da mudança na distribuição de beneficiários, mantido os outros fatores constantes. Uma forma de estimar as funções reponderações da equação (2) é estimando um modelo probit para cada ano separadamente²⁶, ou seja, estimar:

$$\Pr(b = 1|c, x, t_{b|c,x} = t) = 1 - \Phi(-\alpha'_t G(c, x)), \quad (4)$$

²⁴ Utilizamos na explicação da metodologia sempre 1996, com os atributos mantidos ao nível de 1976, por simplicidade. Mas, lembramos que comparações são feitas comparando pares de anos distintos.

²⁵ Omitimos os domínios Ω_x e Ω_b por simplicidade.

²⁶ Mais precisamente, estimamos este modelo probit para as amostras dos anos de 1976 e 1996 separadas. Depois, imputamos a probabilidade ajustada $\widehat{\Pr}(b = 1|x, t_{b|x} = t)$, e expandimos para toda amostra. Logo, quando utilizarmos os dados de 1996 teremos $\widehat{\Pr}(b = 1|x_{96}, t_{b|x} = 96)$ e $\widehat{\Pr}(b = 1|x_{96}, t_{b|x} = 76)$, 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, respectivamente

em que, $\Phi(\cdot)$ é a função distribuição normal e $G(\cdot)$ é uma função dos outros atributos. Agora, a distribuição contrafactual caso b e c tivessem permanecido no nível de 1976 (ou seja, toda a estrutura previdenciária seja mantida segundo as regras de 1976) é:

$$f(w; t_w|b,c,x = 96, t_b|c,x = 76, t_c|x = 76, t_x = 96) = \left[\int \int \int f(w|b, c, x, t_w|b,c,x = 96) dF(b|c, x, t_b|c,x = 76) dF(c|x, t_c|x = 76) dF(x|t_x = 96) \right]$$

$$= \left[\int \int \int f(w|b, c, x, t_w|b,c,x = 96) \Psi_{b|c,x}(b, c, x) dF(b|c, x, t_b|c,x = 76) \Psi_{c|x}(c, x) dF(c|x, t_c|x = 76) dF(x|t_x = 96) \right],$$

onde, $\Psi_{c|x}(c, x) = dF(c|x, t_c|x = 76)/dF(c|x, t_c|x = 96)$. Da mesma forma que em (4) podemos estimar $\Psi_{c|x}(c, x)$, através de um probit, tendo como variável resposta a dummy c e o mesmo conjunto de regressores. Finalmente, alterando b, c e x , a densidade contrafactual será:

$$f(w; t_w|b,c,x = 96, t_b|c,x = 76, t_c|x = 76, t_x = 76) = \left[\int \int \int f(w|b, c, x, t_w|b,c,x = 96) dF(b|c, x, t_b|c,x = 76) dF(c|x, t_c|x = 76) dF(x|t_x = 76) \right]$$

$$= \left[\int \int \int f(w|b, c, x, t_w|b,c,x = 96) \Psi_{b|c,x}(b, c, x) dF(b|c, x, t_b|c,x = 76) \Psi_{c|x}(c, x) dF(c|x, t_c|x = 96) \Psi_x(x) dF(x|t_x = 96) \right],$$

em que, $\Psi_x(x) = dF(x|t_x = 76)/dF(x|t_x = 96)$, o qual pode ser escrito, segundo a regra de Bayes como: $\Psi_x(x) = \frac{\Pr(t_b=76|x) \Pr(t_b=96)}{\Pr(t_b=96|x) \Pr(t_b=76)}$. Assim, para inferir a primeira razão basta estimar um probit do ano contra a variável x , e a segunda razão basta calcular a proporção de observações em cada ano. Obtidos os novos pesos, podemos estimar as densidades contrafactuais de *kernel* através de:

$$\hat{f}(w; t_w|b,c,x = 96, t_b|c,x = 76, t_c|x = 96, t_x = 96) = \sum_{i \in S_{96}} \frac{\theta_i}{h} \hat{\Psi}_{b|c,x}(b, c, x) K\left(\frac{w - W_i}{h}\right),$$

$$\hat{f}(w; t_w|b,c,x = 96, t_b|c,x = 76, t_c|x = 76, t_x = 96) = \sum_{i \in S_{96}} \frac{\theta_i}{h} \hat{\Psi}_{b|c,x}(b, c, x) \hat{\Psi}_{c|x}(c, x) K\left(\frac{w - W_i}{h}\right),$$

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

ou seja, basta multiplicar os novos pesos ao peso extraído da PNAD de acordo com cada densidade a ser estimada. Portanto, a mudança nas variáveis (para o nível de 1976) será feita primeiramente nesta ordem: benefícios, (contribuições) e outros fatores. Essa decomposição chamaremos por **decomposição normal**²⁷. A seguir segue a seção dos 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 estimativas não-paramétricas, o domínio das densidades estimadas é o logaritmo da renda de todas as fontes, cujo suporte definimos como o intervalo $[0.01, 14]$ com passo de 0.01, abrangendo assim toda massa salarial.

Os gráficos do Painel 2B estão organizados da seguinte forma: (i) primeiramente por anos de comparação, como por exemplo, 1996 e 1976; (ii) depois, cada par de anos apresenta três gráficos, dos quais, no item (a) são apresentadas as densidades reais para homens de 1976 (fr176h) e 1996 (fr196h), no item (b), (c) e (d) as densidades contrafactuais dos rendimentos líquidos, onde no painel (b) mantém fixos os benefícios, no painel (c) benefícios e contribuições e no painel (d) benefícios,

²⁷ Em subseção posterior, discutiremos para o caso de revertermos a ordem da mudança nas variáveis, ou seja, se alterarmos as variáveis para o nível de 1976 na seguinte ordem: outros fatores, (contribuições) e benefícios. Essa decomposição será chamada de **decomposição reversa**.

contribuições e outros atributos. Assim, a notação fr96b76h refere-se à densidade de rendimentos de 1996 (fr96) mantido fixo os benefícios de 1976 (b76) para homens (h). A notação frl96b76h refere-se à densidade de rendimentos líquidos de 1996 (frl96) mantido fixos os benefícios de 1976 (b76). A notação frl96bc76h é semelhante à anterior, mas mantendo fixos benefícios e contribuições, e a notação frl96bcx76h mantendo fixos **também** os outros atributos. O mesmo padrão segue para os outros gráficos. Estes gráficos referem-se aos homens afim de exemplificar o exercício. No entanto, os gráficos das mulheres podem ser requisitados aos autores.

Assim, nota-se do gráfico 2B 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 do painel (b) que a distribuição salarial, tanto bruta como líquida, 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. Este deslocamento indica, a priori, que o sistema previdenciário apresenta características distributivas, mas regressivas. Quando mantemos fixos benefícios e contribuições (gráfico 2B) o efeito é muito pequeno. Ao alterarmos **todas variáveis** ao mesmo tempo (gráfico 2B) observamos o mesmo comportamento de se alterar apenas benefícios. Da mesma forma, a comparação dos anos 2003-1976 segue o mesmo padrão.

A partir das estimativas das densidades plotadas nos gráficos citados, calculamos e apresentamos na tabela 4B, diversas medidas de diferencial entre percentis e índices de desigualdade. Comparando o factual de 1996/2003 com o contrafactual dos benefícios de 1976/1986 (96b76, 96b86, 03b76, 03b86) notamos que há uma redução do diferencial entre os percentis considerados, ou seja, o aumento da proporção de beneficiários ao longo das décadas aumentou o *gap* de rendimentos entre mais pobres e mais ricos. O efeito das contribuições é relativamente pequeno e sem um padrão bem definido. Os índices de desigualdade do Gini e Theil corroboram de forma mais precisa o aspecto distributivo do sistema previdenciário. Notamos desta tabela, que o efeito combinado do aumento da proporção de beneficiários e redução dos contribuintes gera uma melhora de desigualdade para os homens. Este fato pode ser notado, por exemplo, da comparação de 1996 com 96b&c76, no qual a desigualdade aumenta de 0.7851 para 0.7927. Em termos percentuais, notamos da tabela 3 que, o efeito dos benefícios e contribuições chega a reduzir o Gini (Theil) em até 3.25% (9.36%) na comparação de 2003 com 03b&c76. Para as mulheres, o sistema tem se tornado mais progressivo, com exceção apenas da comparação de 1996 com o contrafactual 96b&c76. Em termos percentuais, chega a uma redução do Gini (Theil) de até 1.98% (6.86%). Já o efeito dos outros atributos é sempre no sentido progressivo para homens e mulheres.

Na comparação entre homens e mulheres, que nos fornece alguma informação sobre a distribuição intrageracional, notamos uma evidência de que a desigualdade do contrafactual (mantendo-se fixa apenas a porcentagem de beneficiários) seja maior para as mulheres relativamente aos homens, com exceção da comparação de 03b86. Assim, para a amostra toda (18 anos ou mais) existe um pequeno efeito distributivo, no sentido do sistema ter se tornado intrageracionalmente mais progressivo, ou seja, uma melhora na desigualdade das mulheres em relação aos homens, em termos de benefícios previdenciários.

Assim, as estimativas das densidades contrafactuais obtidas até aqui corroboram o aspecto que o sistema previdenciário brasileiro apresenta um caráter distributivo da distribuição de renda dos agentes ao longo das últimas décadas. O sistema tem se tornado mais progressivo tanto para os homens como para as mulheres. Assim, uma interpretação desse resultado é: os agentes que ganham o nível de renda de 2003/1996, que tenham os atributos individuais (educação, horas de trabalho, idade etc) de 2003/1996 estão melhores (em termos de menor desigualdade) com as regras previdenciárias de 2003/1996 em relação às regras de 1986/1976.

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 realizar a decomposição reversa, ou seja, alterando, respectivamente, x , c e b , procedemos da mesma forma que a seção anterior, mas em ordem reversa, segundo DFL (necessitamos

estimar $\Psi_{x|c,b}(x, c, b)$, $\Psi_{c|b}(c, b)$ e $\Psi_b(b)$. Assim:

$$\Psi_b(b) = \frac{dF(b|t_b = 76)}{dF(b|t_b = 96)} \stackrel{\text{Regra de Bayes}}{=} \frac{\Pr(t_b = 76|b) \Pr(t_b = 96)}{\Pr(t_b = 96|b) \Pr(t_b = 76)} \quad (5)$$

pode ser estimado como $\Psi_x(x)$, simplesmente substituindo x por b . Para realizar a decomposição reversa, ou seja, alterando, respectivamente, x , c e b , procedemos como acima. O termo $\Psi_{c|b}(b, c)$ definido como:

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

é estimado de forma análoga a (4), através de um probit, com a variável dependente igual a c e a independente igual a b . Para estimar $\Psi_{x|c,b}(b, c, x)$, sabe-se que: $F(b, c, x) = F(b|c, x)F(c|x)F(x) = F(x|b, c)F(c|b)F(b)$. E segundo a Regra de Bayes, obtemos:

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

em que, os termos do numerador e $\widehat{\Psi}_b(b)$ já foram obtidos na decomposição normal e o termo $\widehat{\Psi}_{c|b}(c, b)$ obtido acima.

Resultados da decomposição reversa Aqui descrevemos os resultados da decomposição reversa²⁸. Em relação aos homens, uma vez mantidos fixos os atributos no nível do ano base, os benefícios e contribuições têm um efeito praticamente nulo, ou seja, sem efeitos distributivos. Para as mulheres, a evidência se reverte, em relação à decomposição normal, pois o efeito de benefícios e contribuições, dada a alteração nos outros fatores, é de aumento da regressividade do sistema, ao longo das décadas. Notamos que este aumento chega a 2.75% (10.91%) para o Gini (Theil).

Mas o efeito total, mantendo fixos os outros atributos e benefícios (e contribuições), é de melhora da desigualdade de renda. 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, *status* 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.

Assim, a evidência, ao passar da decomposição normal para a reversa, passa a ser mais regressiva em geral. Na análise intrageracional também notamos uma maior propensão à regressividade²⁹. Assim, uma interpretação desse resultado é: os agentes que ganham o nível de renda de 2003/1996, que tenham os atributos individuais (educação, horas de trabalho, idade etc) de 1986/1976 estão piores (em termos de maior desigualdade) com as regras previdenciárias de 2003/1996 em relação às regras de 1986/1976.

Análise entre faixas etárias diferentes Para analisar o aspecto distributivo intergeracional (entre gerações distintas), foram reestimadas as densidades factuais e contrafactuais por faixas etárias. Os resultados foram omitidos por economia de espaço, mas podem ser requisitados aos autores. Dentre os homens, ao manter fixa a proporção de beneficiários e contribuintes ($b \& c$), no nível do ano base, houve um aumento na desigualdade para todas as faixas etárias, ou seja, uma evidência de aumento da regressividade, chegando a ter uma redução do Gini (Theil) de até 6.75% (18.95%) para a faixa 18-27. Dentre as mulheres, com exceção das mais jovens que apresentaram efeitos ambíguos, houve uma melhora para as faixas etárias até 47 anos e acima de 68 anos. Para as outras faixas, o efeito foi

²⁸ Os resultados desta decomposição podem ser requisitados aos autores.

²⁹ Na parte dos Comentários, a seguir, citamos algumas das possíveis causas da tendência da previdência ser mais progressiva ou regressiva ao longo das décadas, dependendo da decomposição que é tomada como referência.

praticamente nulo ou levemente regressivo. Analisando a redistribuição intrageracional, notamos que o Gini e o Theil contrafactual dos benefícios e contribuições conjuntamente (b&c) são menores para as mulheres relativamente aos homens, ou seja, a previdência tem um caráter regressivo para a coorte mais jovem (18-27 anos) e nas faixas compreendidas no intervalo de 38 a 57 anos. O efeito é ambíguo na faixa de 28-37 anos. E para as coortes mais velhas, notamos que o sistema é mais progressivo, ou seja, o aumento da proporção de beneficiários privilegiou as mulheres, em termos de realocação de renda.

Realizamos também a análise para a decomposição seqüencial reversa por faixas etárias. Os efeitos distributivos obtidos tendem a ser nulos ou regressivos. Em termos percentuais, o Gini (Theil) chega a aumentar em até 5.53% (18.26%) para os homens, e em até 5.35% (18.2%) para as mulheres, ambos na faixa de 58-67. Por fim, na análise intrageracional, a evidência da decomposição reversa é bem próxima à da decomposição normal, ou seja, o sistema previdenciário atual tende a ser mais regressivo intrageracionalmente para todas as faixas etárias, com exceção dos mais idosos (68+). Assim, com a mudança dos benefícios e contribuições, a desigualdade tende a ser maior para as mulheres do que para os homens.

Resumo das Evidências A primeira parte da tabela 4 resume as evidências encontradas, baseadas nos índices de Gini e Theil. Para os homens, considerando-se toda a amostra (maiores de 18 anos), a mudança da estrutura dos benefícios leva o sistema previdenciário a ser levemente mais progressivo ao longo das décadas, sem alterar todos os outros atributos. Mas, ao mantermos fixo primeiramente todos os fatores no nível do ano base, o efeito dos benefícios passa a ser levemente mais regressivo. Por faixas etárias, destacamos que a mudança da decomposição normal para a reversa torna também o sistema de mais progressivo para mais regressivo ao longo das décadas (com exceção das faixas 28-37 anos). Destacamos o efeito da decomposição reversa dos benefícios, sem impacto distributivo para as coortes até 47 anos e mais regressivo para os mais idosos. Justamente este último grupo apresenta a maior proporção de beneficiários. Assim, podemos concluir que o sistema tem se apresentado altamente regressivo para os homens, dado que mantivermos fixos os outros fatores no nível de 1976/86. Para as mulheres, a evidência é muito parecida com a dos homens, passando de progressivo/igual, na decomposição normal, para igual/regressivo, para a decomposição reversa. Na segunda parte da tabela 4, analisamos a desigualdade intrageracional. Considerando toda a amostra, os resultados apontam fortemente para regressividade, com exceção do grupo mais idoso que têm uma distribuição intrageracional mais progressiva, dos homens para as mulheres.

Comentários Alguns dos motivos que explicam o resultado da crescente regressividade da previdência brasileira, apresentado pela decomposição reversa, 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 e 2002b), Gokhale et al (2001) e Tafner e Giambiagi (2007) é o teto máximo para as contribuições. Conforme apresentado na tabela 5, este 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 10 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.

Outro conjunto de possíveis motivos que tem tornado a previdência mais regressiva é apontado por Liebman (2002) e Tafner e Giambiagi (2007). Segundo o autor, a previdência gera redistribuição não apenas relacionada à renda (ou seja, tende a transferir renda dos mais ricos para os mais pobres), como evidenciado pela decomposição normal. Mas, pela decomposição reversa, ela gera também redistribuição entre grupos de pessoas com atributos individuais diferentes. Assim, o efeito combinado desses atributos (e capturado pela variável x em nosso estudo) levam a um aumento da regressividade. Por exemplo, poderia estar ocorrendo transferência de renda entre agentes de menor para maior nível

educacional, de não-brancos para brancos, de casados para solteiros, e de quem reside na área rural para a área urbana. Assim, isso levaria a um aumento da regressividade pois os agentes com maior nível de renda tendem a ser mais educados, predominantemente brancos, casados, e residem na área urbana.

Logo, a evidência da decomposição normal pode ser interpretada da seguinte forma: os agentes que ganham o nível de renda de 2003/1996, que tenham os atributos individuais (educação, horas de trabalho, idade etc) de 2003/1996 estão melhores (em termos de menor desigualdade) com as regras previdenciárias de 2003/1996 em relação às de 1986/1976. Já a evidência da decomposição reversa pode ser interpretada da seguinte forma: os agentes que ganham o nível de renda de 2003/1996, que tenham os atributos individuais de 1986/1976 estariam piores (em termos de maior desigualdade) com as regras previdenciárias de 2003/1996 em relação às de 1986/1976.

Portanto, a distribuição de renda causada pela previdência brasileira não está apenas relacionada à renda, como também ocorre em razão dos fatores mencionados. Pesquisa futura ainda é necessária para se verificar quais das causas acima citadas são predominantes para se explicar o aumento da regressividade da previdência para os homens (mulheres).

6 Conclusão

O presente estudo concluiu que o sistema previdenciário brasileiro apresenta uma característica distributiva ao longo dos anos. O sistema tem se tornado mais progressivo quando alteramos apenas os benefícios e contribuições ao nível de 1976/1986. Ou seja, ao longo de duas ou três décadas, os benefícios (e contribuições) previdenciárias reduziram mais ainda o nível de desigualdade. No entanto, ao alterarmos variáveis relacionadas aos atributos individuais e características geográficas no nível dos anos-bases, o efeito dos benefícios e contribuições ao longo do tempo tem se tornado nulo ou mais regressivo. Desta última evidência, da decomposição reversa, o efeito sobre a distribuição para os homens é nulo para as faixas etárias até 47 anos e regressivo acima de 47 anos. Para as mulheres, a evidência é fortemente regressiva para quase todas as faixas etárias.

Referências

- [1] Afonso, L. E. e R. Fernandes (2005). Uma Estimativa dos Aspectos Distributivos da Previdência Social no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 59(3): 295-334.
- [2] Barros, R. P. de, M. Carvalho (2005). Salário mínimo e distribuição de renda. *Sem.Dimac*, 196.
- [3] Barros, R. P. de, M. Carvalho, S. Franco, R. Mendonça (2007). A importância da queda recente da desigualdade na redução da pobreza. Texto para discussão, n. 1256, Rio de Janeiro: Ipea.
- [4] Becker, G. S. e K. M. Murphy (1988). The Family and the State. *J. of Law & Economics*, 31(1): 1-18.
- [5] Blanchard, O. J. e S. Fischer (1989). *Lectures on Macroeconomics*. Cambridge: MIT Press.
- [6] Coronado, J. L., D. Fullerton, T. Glass (2000). The Progressivity of Social Security. NBER, 7520.
- [7] Diamond, P. A. (1977). A framework for social security analysis. *J. of Public Economics*, 8(3): 275-298.
- [8] Dinardo, J. N. M. Fortin e T. Lemieux (1996). Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semi-parametric Approach. *Econometrica*, 64(5): 1001-1044.
- [9] Feldstein, M. (1976). Social Security and the Distribution of Wealth. *JASA*, 21(356): 800-807.
- [10] Ferreira, C. R. (2006). Aposentadorias e Distribuição da Renda no Brasil: uma nota sobre o período 1981 a 2001. *Revista Brasileira de Economia*, 60(3): 247-260.
- [11] Ferreira, S. G. (2007). Sistemas Previdenciários no Mundo: Sem "Almoço Grátis". In: Tafner, P. e F. Giambiagi (ed.), *Previdência no Brasil: debates, dilemas e escolhas*. Rio de Janeiro: Ipea, cap.2: 65-93.
- [12] Gokhale, J., L. J. Kotlikoff (2002a). Simulating the Transmission of Wealth Inequality. *The American Economic Review - Papers and Proceedings*, 92(2): 265-269.

- [13] ————. (2002b). The Impact of Social Security and Other Factors on the Distribution of Wealth. In: Feldstein, M. e J. B. Liebman (ed.), *The Distributional Aspects of Social Security and Social Security Reform*. Chicago: University of Chicago Press, chap.3: 85-114.
- [14] Gokhale, J., L. J. Kotlikoff, J. Sefton, M. Weale (2001). Simulating the transmission of wealth inequality via bequests. *Journal of Public Economics*, 79: 93-128.
- [15] Hoffmann, R. (2003). Inequality in Brazil: The Contribution of Pensions. *RBE*,57(4):755-773.
- [16] ————. (2005). As transferências não são a causa principal da redução na desigualdade. *Econômica*, 7(1): 77-95.
- [17] Liebman, J. B. (2002). Redistribution in the Current U.S. Social Security System. In: Feldstein, M. e J. B. Liebman (ed.), *The Distributional Aspects of Social Security and Social Security Reform*. Chicago: University of Chicago Press, chap.1: 11-48.
- [18] Moura, R. L. de, P. Tafner e J. de Jesus Filho (2007). Testando a Propriedade Redistributiva do Sistema Previdenciário Brasileiro: Uma Abordagem Semi-Paramétrica. In: Tafner, P. e F. Giambiagi (ed.), *Previdência no Brasil: debates, dilemas e escolhas*. Rio de Janeiro: Ipea, cap.10: 349-400.
- [19] Rothschild, M. e J. Stiglitz (1976). Equilibrium in Competitive Insurance Market. *QJE*, 90:630-649.
- [20] Silverman, B. (1986). *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*.
- [21] Tafner, P. (2007). Seguridade e Previdência: Conceitos Fundamentais. In: Tafner, P. e F. Giambiagi (ed.), *Previdência no Brasil: debates, dilemas e escolhas*. Rio de Janeiro: Ipea, cap.1: 29-63.
- [22] Tafner, P. e F. Giambiagi (2007). Introdução. In: Tafner, P. e F. Giambiagi (ed.), *Previdência no Brasil: debates, dilemas e escolhas*. Rio de Janeiro: Ipea, Introdução: 11-25.

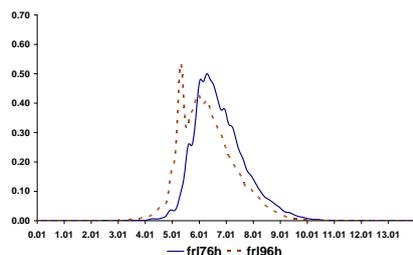
Apêndice

Tabela 1. Índices de desigualdade factuais e contrafactuais amostrais e razões contrafactual-factual

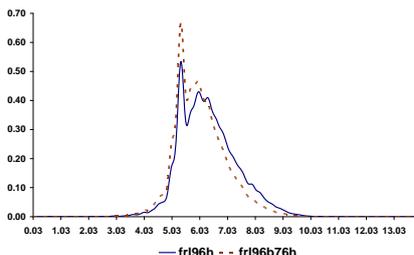
Faixa etária	Ano	Mulheres													
		Factual		Contrafactual				Razões							
		Gini	Theil	(1)		(2)		(3)		(1)/Factual		(2)/Factual		(3)/Factual	
18+ anos	1976	0.5670	0.7770	0.6388	0.9596	0.5739	0.7617	0.6433	0.9371	12.7%	23.5%	1.2%	-2.0%	13.5%	20.6%
	1986	0.5598	0.7449	0.6448	0.9812	0.5716	0.7389	0.6522	0.9600	15.2%	31.7%	2.1%	-0.8%	16.5%	28.9%
	1996	0.5581	0.6520	0.6730	0.9431	0.5655	0.6605	0.6769	0.9471	20.6%	44.7%	1.3%	1.3%	21.3%	45.3%
	2003	0.5306	0.5833	0.6552	0.8808	0.5387	0.5921	0.6641	0.8962	23.5%	51.0%	1.5%	1.5%	25.1%	53.6%
18 - 27 anos	1976	0.4841	0.5439	0.4869	0.5399	0.4937	0.5342	0.4967	0.5326	0.6%	-0.7%	2.0%	-1.8%	2.6%	-2.1%
	1986	0.4505	0.4034	0.4553	0.4134	0.4655	0.4138	0.4703	0.4238	1.1%	2.5%	3.3%	2.6%	4.4%	5.1%
	1996	0.4442	0.3873	0.4560	0.4108	0.4572	0.3969	0.4693	0.4203	2.7%	6.1%	2.9%	2.5%	5.7%	8.5%
	2003	0.4310	0.3646	0.4509	0.4020	0.4474	0.3840	0.4674	0.4222	4.6%	10.3%	3.8%	5.3%	8.5%	15.8%
28 - 37 anos	1976	0.5698	0.7492	0.5849	0.7903	0.5758	0.7304	0.5910	0.7699	2.6%	5.5%	1.1%	-2.5%	3.7%	2.8%
	1986	0.5819	0.9973	0.5959	1.0424	0.5852	0.9224	0.5983	0.9611	2.4%	4.5%	0.6%	-7.5%	2.8%	-3.6%
	1996	0.5457	0.5770	0.5656	0.6204	0.5513	0.5812	0.5706	0.6232	3.7%	7.5%	1.0%	0.7%	4.6%	8.0%
	2003	0.5388	0.5707	0.5617	0.6233	0.5519	0.5894	0.5744	0.6410	4.2%	9.2%	2.4%	3.3%	6.6%	12.3%
38 - 47 anos	1976	0.6063	0.8787	0.6516	1.0125	0.6132	0.8714	0.6577	0.9990	7.5%	15.2%	1.1%	-0.8%	8.5%	13.7%
	1986	0.5628	0.6181	0.6039	0.7179	0.5762	0.6388	0.6154	0.7349	7.3%	16.1%	2.4%	3.3%	9.4%	18.9%
	1996	0.5818	0.6787	0.6246	0.7939	0.5875	0.6912	0.6292	0.8029	7.4%	17.0%	1.0%	1.8%	8.2%	18.3%
	2003	0.5534	0.5983	0.5944	0.6975	0.5641	0.6175	0.6053	0.7174	7.4%	16.6%	1.9%	3.2%	9.4%	19.9%
48 - 57 anos	1976	0.5919	0.7432	0.7020	1.0658	0.5988	0.7529	0.7085	1.0755	18.6%	43.4%	1.2%	1.3%	19.7%	44.7%
	1986	0.5746	0.6450	0.6949	0.9864	0.5852	0.6705	0.7045	1.0161	20.9%	52.9%	1.8%	4.0%	22.6%	57.5%
	1996	0.5856	0.6994	0.7228	1.1267	0.5906	0.7155	0.7270	1.1437	23.4%	61.1%	0.9%	2.3%	24.1%	63.5%
	2003	0.5681	0.6255	0.6941	0.9896	0.5732	0.6363	0.7010	1.0038	22.2%	58.2%	0.9%	1.7%	23.4%	60.5%
58 - 67 anos	1976	0.5952	0.8300	0.8314	1.7250	0.5993	0.8359	0.8331	1.7216	39.7%	107.8%	0.7%	0.7%	40.0%	107.4%
	1986	0.5779	0.7142	0.8577	1.8022	0.5844	0.7320	0.8619	1.8286	48.4%	152.4%	1.1%	2.5%	49.1%	156.1%
	1996	0.5465	0.6944	0.8921	2.0596	0.5531	0.7140	0.8944	2.0879	63.2%	196.6%	1.2%	2.8%	63.7%	200.7%
	2003	0.5111	0.5883	0.8667	1.8681	0.5173	0.6043	0.8709	1.8984	69.6%	217.5%	1.2%	2.7%	70.4%	222.7%
68+ anos	1976	0.5891	1.2768	0.9446	3.4172	0.5899	1.2752	0.9443	3.3990	60.4%	167.6%	0.1%	-0.1%	60.3%	166.2%
	1986	0.5096	0.6491	0.9487	2.8135	0.5109	0.6518	0.9488	2.8139	86.2%	333.5%	0.2%	0.4%	86.2%	333.5%
	1996	0.5315	0.7545	0.9632	3.2036	0.5323	0.7567	0.9633	3.2046	81.2%	324.6%	0.1%	0.3%	81.2%	324.7%
	2003	0.4661	0.5532	0.9594	3.0882	0.4674	0.5570	0.9600	3.1021	105.8%	458.2%	0.3%	0.7%	105.9%	460.7%

Nota: (1) = renda de todas fontes - renda dos benefícios previdenciários, (2) = renda de todas fontes - contribuições previdenciárias, (3) = renda de todas fontes - renda dos benefícios previdenciários - contribuições previdenciárias.

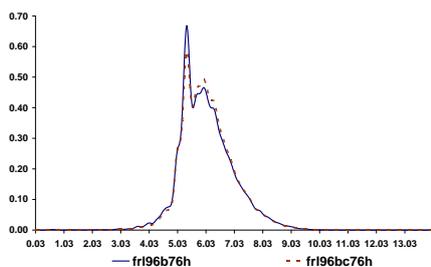
Painel 2B. Densidades factuais e contrafactuais dos homens
1996-1976



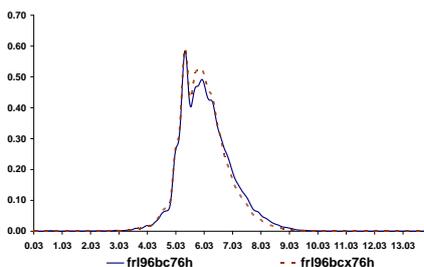
a. Densidades reais
1996-1976



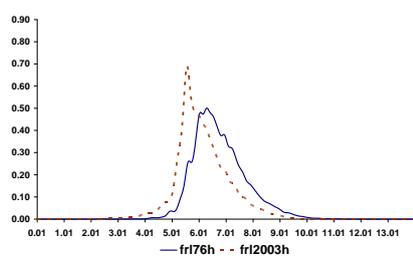
b. Benefícios
1996-1976



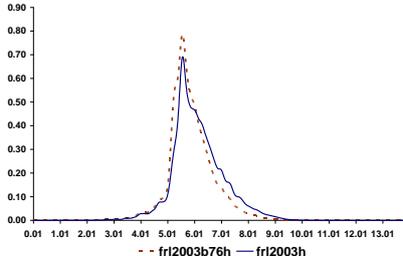
c. Benefícios e contribuições
2003-1976



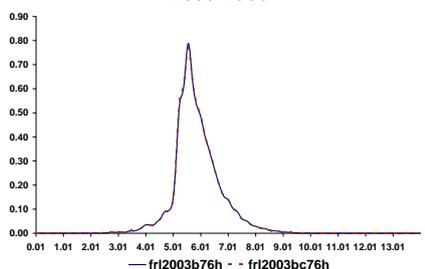
d. Benefícios, contribuições e outros atributos
2003-1976



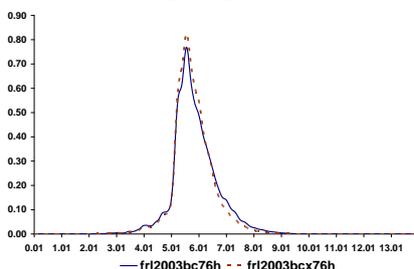
a. Densidades reais
2003-1976



b. Benefícios
2003-1976

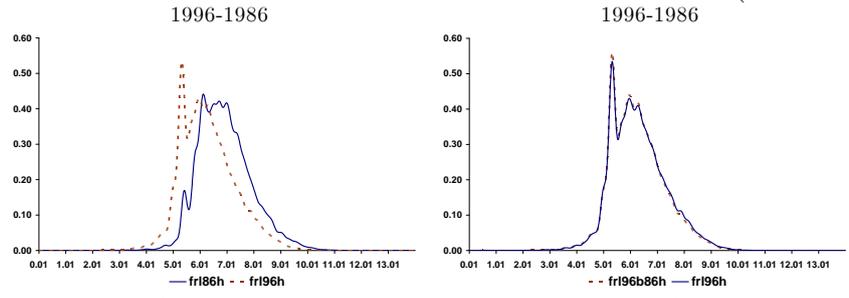


c. Benefícios e contribuições



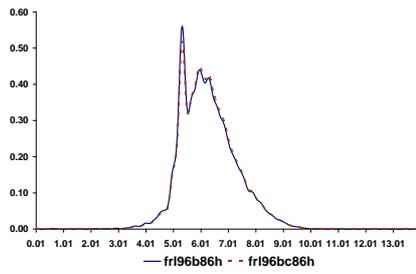
d. Benefícios, contribuições e outros atributos

Painel 2B. Densidades factuais e contrafactuais dos homens (continuação)

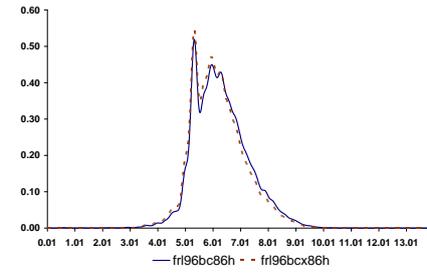


a. Densidades reais
1996-1986

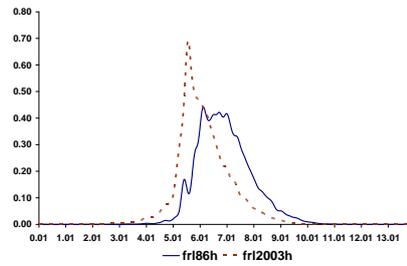
b. Benefícios
1996-1986



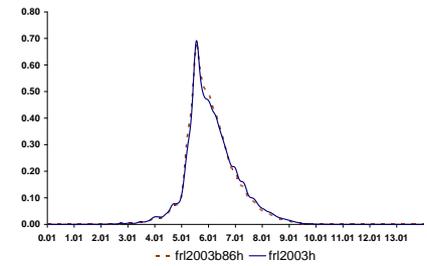
c. Benefícios e contribuições
1996-1986



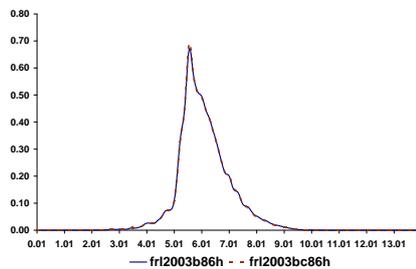
d. Benefícios, contribuições e outros atributos
1996-1986



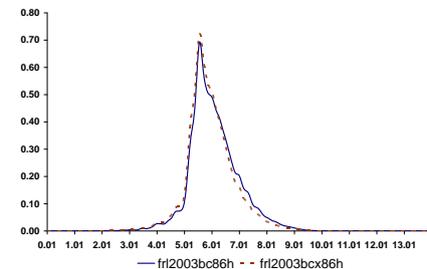
a. Densidades reais
2003-1986



b. Benefícios
2003-1986



c. Benefícios e contribuições
2003-1986



d. Benefícios, contribuições e outros atributos
2003-1986

Tabela 2. Diferença de percentis e Índices de Desigualdade para diversas densidades

Medidas	Homens															
	1976	1986	1996	2003	96b76	96b&c76	96b&c&x76	03b76	03b&c76	03b&c&x76	96b86	96b&c86	96b&c&x86	03b86	03b&c86	03b&c&x86
90-10	2869	3425	1964	1408	1238	1233	995	848	818	604	1781	1797	1549	1257	1215	951
50-10	454	589	304	220	213	223	204	150	150	133	291	302	262	208	204	180
90-50	2415	2836	1660	1188	1025	1010	791	698	668	471	1490	1495	1287	1049	1010	772
75-25	1054	1310	740	513	487	485	407	315	309	250	687	694	597	457	450	361
95-5	5084	5703	3322	2469	2088	2057	1629	1445	1384	1020	3026	3053	2619	2169	2081	1608
Gini	0.8267	0.7745	0.7851	0.7626	0.7857	0.7927	0.8046	0.7863	0.7882	0.8220	0.7789	0.7816	0.7835	0.7752	0.7710	0.7801
Theil	1.4531	1.1923	1.2449	1.1495	1.2459	1.2749	1.3310	1.2591	1.2682	1.4416	1.2173	1.2272	1.2338	1.2024	1.1860	1.2233
Mulheres																
90-10	1429	1764	1179	1005	972	1155	866	838	949	645	1073	1144	929	914	936	677
50-10	273	289	155	192	124	173	158	202	217	189	122	131	120	202	211	206
90-50	1156	1476	1024	812	849	983	708	636	732	455	951	1013	810	712	725	471
75-25	508	687	410	313	346	422	337	257	303	221	365	392	324	278	287	222
95-5	2415	2945	2025	1661	1701	1951	1460	1404	1529	1061	1860	1973	1624	1524	1527	1114
Gini	0.7648	0.6929	0.7569	0.7365	0.7686	0.7517	0.7656	0.7472	0.7435	0.7451	0.7689	0.7721	0.7700	0.7455	0.7477	0.7527
Theil	1.1505	0.9219	1.1606	1.0672	1.2271	1.1307	1.1776	1.1086	1.0979	1.0970	1.2294	1.2460	1.2226	1.1023	1.1113	1.1320

Nota: 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_v . 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 mantido fixo 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 3. Aumento/Redução do Gini devido ao efeito da proporção de beneficiários e contribuintes de um ano base para um ano final

Homens Faixas etárias	Indicador	Decomposição Normal				Decomposição Reversa			
		1996/96b&c76	2003/03b&c76	1996/96b&c86	2003/03b&c86	96x76/96x&b&c76	03x76/03x&b&c76	96x86/96x&b&c86	03x86/03x&b&c86
18+	Gini	-0.96%	-3.25%	0.45%	-1.09%	0.77%	0.07%	0.56%	0.08%
	Theil	-2.36%	-9.36%	1.44%	-3.07%	2.66%	0.31%	1.88%	0.25%
18-27	Gini	-3.83%	-6.75%	-1.32%	-1.11%	0.01%	-0.05%	0.16%	0.16%
	Theil	-10.95%	-18.95%	-3.88%	-3.56%	0.02%	-0.17%	0.47%	0.47%
28-37	Gini	0.65%	-1.20%	-1.76%	-1.35%	0.12%	-0.02%	0.02%	-0.03%
	Theil	1.90%	-3.18%	-4.71%	-3.35%	0.33%	-0.06%	0.07%	-0.07%
38-47	Gini	-1.23%	-3.51%	0.24%	-2.16%	0.81%	0.04%	0.30%	-0.01%
	Theil	-3.46%	-9.46%	0.61%	-5.77%	2.29%	0.12%	0.78%	-0.03%
48-57	Gini	-1.69%	-2.92%	-0.43%	-1.10%	1.36%	0.20%	0.19%	-0.01%
	Theil	-5.18%	-7.90%	-1.19%	-2.81%	4.96%	0.75%	0.69%	-0.03%
58-67	Gini	-1.14%	-0.34%	-0.56%	-0.27%	2.48%	5.53%	1.10%	1.23%
	Theil	-3.66%	-0.15%	-2.49%	-0.27%	10.10%	18.26%	4.32%	4.03%
68+	Gini	-2.55%	0.40%	-3.28%	-1.15%	0.87%	1.02%	0.27%	0.26%
	Theil	-12.17%	3.16%	-15.94%	-5.45%	3.78%	4.39%	1.31%	1.06%
Mulheres Faixas etárias	Indicador	Decomposição Normal				Decomposição Reversa			
		1996/96b&c76	2003/03b&c76	1996/96b&c86	2003/03b&c86	96x76/96x&b&c76	03x76/03x&b&c76	96x86/96x&b&c86	03x86/03x&b&c86
18+	Gini	0.69%	-0.93%	-1.98%	-1.49%	2.75%	0.60%	2.53%	0.16%
	Theil	2.65%	-2.80%	-6.86%	-3.97%	10.91%	2.36%	10.18%	0.52%
18-27	Gini	6.72%	-10.29%	2.49%	-8.65%	1.11%	-1.77%	0.24%	-1.43%
	Theil	14.37%	-26.85%	5.40%	-22.73%	2.58%	-7.37%	0.60%	-4.34%
28-37	Gini	-2.33%	-4.14%	-0.84%	-6.88%	-0.30%	-0.54%	0.10%	-0.45%
	Theil	-7.38%	-12.36%	-2.39%	-18.84%	-1.40%	-1.79%	0.16%	-1.32%
38-47	Gini	-3.55%	-0.95%	-2.04%	-3.39%	-0.01%	-0.11%	0.30%	-0.13%
	Theil	-8.17%	-2.55%	-4.73%	-9.65%	0.10%	-0.28%	1.12%	-0.41%
48-57	Gini	1.76%	-0.06%	-0.03%	0.72%	3.40%	0.60%	1.91%	0.03%
	Theil	6.19%	1.61%	-0.73%	2.50%	12.17%	2.23%	7.22%	0.14%
58-67	Gini	2.37%	2.33%	-2.17%	-0.46%	3.64%	5.35%	1.53%	1.66%
	Theil	11.87%	9.82%	-5.90%	-3.09%	14.45%	18.20%	7.14%	5.64%
68+	Gini	0.74%	-4.26%	-3.29%	-4.09%	0.82%	0.66%	0.01%	-0.14%
	Theil	3.95%	-19.45%	-18.30%	-16.62%	3.54%	3.07%	0.07%	-0.78%

Nota: Os aumentos/reduções do Gini/Theil são calculadas através da razão do indicador factual pelo contrafactual do benefício e contribuição para a decomposição normal e, da razão do indicador do contrafactual dos outros fatores pelo contrafactual dos outros fatores, benefício e contribuição. Assim, porexemplo, a razão 1996/96b76 mede o aumento (neste caso) do Gini/Theil devido ao efeito da mudança da proporção de beneficiários e contribuintes de 1976 para 1996. A razão 96x76/96x&b76 mede o aumento do Gini/Theil devido ao efeito da mudança da proporção de beneficiários e contribuintes de 1976 para 1996, dada a mudança de x.

Tabela 4. Resumo das Evidências sobre a Progressividade/Regressividade da Previdência intergeracional

Faixas etárias	Intergeracional			
	Homens Decomposição		Mulheres Decomposição	
	Normal	Reversa	Normal	Reversa
18+	Progressivo	Igual	Progressivo	Regressivo
18-27	Progressivo	Igual	Ambíguo	Igual/Progressivo
28-37	Progressivo	Igual	Progressivo	Igual/Progressivo
38-47	Progressivo	Igual	Progressivo	Igual
48-57	Progressivo	Igual/Regressivo	Igual/Regressivo	Regressivo
58-67	Igual/Progressivo	Regressivo	Igual/Regressivo	Regressivo
68+	Progressivo	Regressivo	Progressivo	Regressivo
Faixas etárias	Intrageracional Decomposição			
	Normal	Reversa		
18+	Regressivo	Regressivo		
18-27	Regressivo	Regressivo		
28-37	Ambíguo	Regressivo		
38-47	Regressivo	Regressivo		
48-57	Regressivo	Regressivo		
58-67	Igual/Progressivo	Regressivo		
68+	Progressivo	Progressivo		

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:

Regressivo, Igual (efeitos distributivos insignificantes) e Progressivo. A classificação é feita se pelo menos três pares de anos dos quatro analisados apontam para Igual e/ou Progressivo, ou Igual e/ou Regressivo. Em alguns casos, onde a decomposição gera Progressivo para dois pares de anos e Regressivo para os outros dois pares, definimos o efeito sendo ambíguo.

Tabela 5. Alíquotas previdenciárias para empregados e empregadores, segundo grupo de ocupação

Faixas de renda	Comuns		Domésticos		Contas-Próprias	
	1976		1976		1976	
	Empregado	Empregador	Empregado	Empregador	Empregado	Empregador
1SMR <= w <= 20 SMR	8%	15.90%	8% do SMR	8% do SMR	7.98%	4.40%
	1986		1986		1986	
	Empregado	Empregador	Empregado	Empregador	Empregado	Empregador
1SM <= w <= 3 SM	8.5%	18.2%	8%	8% do SM	7.64%	3.18%
3 SM < w <= 5 SM	8.75%	18.2%	-	8% do SM	7.64%	3.18%
5 SM < w <= 10 SM	9%	18.2%	-	8% do SM	7.64%	3.18%
10 SM < w <= 15 SM	9.5%	18.2%	-	8% do SM	7.64%	3.18%
15 SM < w <= 20 SM	10%	18.2%	-	8% do SM	7.64%	3.18%
	1996		1996		1996	
	Empregado	Empregador	Empregado	Empregador	Empregado	Empregador
1SM <= w <= 249.8	8%	20%	8%	12%	3.79%	3.81%
249.8 SM < w <= 416.33	9%	20%	9%	12%	3.79%	3.81%
416.33 SM < w <= 832.66	11%	20%	11%	12%	3.79%	3.81%
	2003		2003		2003	
	Empregado	Empregador	Empregado	Empregador	Empregado	Empregador
1SM <= w <= 560.81	7.65%	20%	7.65%	12%	20%	11%
560.81 SM < w <= 720	8.65%	20%	8.65%	12%	20%	11%
720 SM < w <= 934.67	9%	20%	9%	12%	20%	11%
934.67 < w <= 1869.34	11%	20%	11%	12%	20%	11%