

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA - UnB

Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e
Ciência da Informação e Documentação – FACE

Departamento de Economia – ECO

**PREVIDÊNCIA – SIMULAÇÕES E IMPACTOS SOBRE A
DESIGUALDADE DE RENDA**

GABRIELA SILVESTRIN PANTOJA

Dissertação de mestrado

BRASÍLIA

2012

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA - UnB

Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e
Ciência da Informação e Documentação – FACE

Departamento de Economia – ECO

**PREVIDÊNCIA – SIMULAÇÕES E IMPACTOS SOBRE A
DESIGUALDADE DE RENDA**

GABRIELA SILVESTRIN PANTOJA

Orientadora: Prof. PhD Maria Eduarda Tannuri-Pianto

Dissertação apresentada ao Programa de
Pós Graduação em Economia da Faculdade
de Economia, Administração,
Contabilidade e Ciência da Informação e
Documentação (FACE) da Universidade de
Brasília (UnB) como requisito parcial à
obtenção do título de mestre em Economia.

BRASÍLIA

2012

PANTOJA, Gabriela Silvestrin.

Previdência – Simulações e Impactos sobre a Desigualdade de Renda

Brasília, 2010. 45p.

Dissertação (Mestrado) - Programa de Pós Graduação em Economia da Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciência da Informação e Documentação - FACE/UnB.

Orientadora: Prof. PhD Maria Eduarda Tannuri-Pianto

Dedico este trabalho à minha família pelo
constante apoio.

AGRADECIMENTOS

À Profa. Doutora Maria Eduarda Tannuri-Pianto, orientadora desta dissertação, pelo seu constante empenho, apoio, pelas suas sugestões, pelos ricos debates e pelo seu comprometimento e ensinamentos.

Ao Prof. Doutor Donald Pianto, pelas contribuições e apoio.

Ao Prof. Doutor Marcelo Medeiros, pelas inestimáveis sugestões e atenção.

Ao Prof. Doutor Vander Lucas, pela contribuição e participação.

Ao Prof. Doutor Blaise Melly pela ajuda e contribuição.

Aos professores da pós-graduação do Departamento de Economia pelos conhecimentos transmitidos e motivação.

Aos funcionários do Departamento de Economia pelo auxílio.

RESUMO

O presente trabalho é motivado pela análise do sistema previdenciário pelo seu caráter distributivo. Fazemos simulações levando em conta o desenho etário da população brasileira e sua evolução. Para isso utilizamos uma metodologia de decomposição de diferenciais de renda. Na primeira simulação, analisamos como será a composição dos aposentados em 10 anos, simulando uma base de dados para o ano de 2019 e comparando com a base de dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios (PNAD) de 2009. Na segunda simulação, calculamos o impacto na distribuição de renda de uma reforma previdenciária que aumenta a idade mínima para se aposentar. Nas simulações comparamos não apenas a renda de toda a população, como também a renda entre os aposentados. O principal resultado encontrado é que o aumento na proporção dos aposentados leva a uma melhoria da distribuição da renda.

ABSTRACT

This work is motivated by social security analysis in its distributive aspects. We perform some simulations taking into account the Brazilian age structure and its future development. For this we use a methodology which decomposes income differences. In the first simulation we estimate the composition of the retirees in ten years, generating a database for 2019 and comparing with 2009 database. In the second simulation we measure the impact in income distribution of a social security reform that raises the minimum age to retirement. In the simulations we compare the retirees income and also the entire income. The main result is that the raise of the proportion of retirees leads to an improvement of the income distribution.

Keywords: Social security; Income distribution

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Decomposição das diferenças na distribuição (1995 2009). Efeito das características, coeficientes e diferença total.....	22
Gráfico 2 – Distribuição estimada da renda 2009 e contrafactual 2009 com características de 1995.....	23
Gráfico 3 - Distribuição estimada da renda 1995 e contrafactual 2009 com características de 1995.....	24
Gráfico 4 - Decomposição das diferenças na distribuição da renda (1995 2009). Efeito dos coeficientes, característica Analfab, outras características e diferença total.....	26
Gráfico 5 – Distribuição estimada da renda 2009 e contrafactuais com características de 1995. Característica separada: Analfab.....	27
Gráfico 6 – Decomposição das diferenças na distribuição da renda (1995 2009). Efeito dos coeficientes, característica Efund, outras características e diferença total.....	26
Gráfico 7 – Distribuição estimada da renda 2009 e contrafactuais com características de 1995. Característica separada: Efund.....	27
Gráfico 8 – Decomposição das diferenças na distribuição da renda (1995 2009). Efeito dos coeficientes, característica Emedio, outras características e diferença total.....	26
Gráfico 9 – Distribuição estimada da renda 2009 e contrafactuais com características de 1995. Característica separada Emedio.....	27
Gráfico 10 – Decomposição das diferenças na distribuição da renda (1995 2009). Efeito dos coeficientes, característica Esup, outras características e diferença total.....	26
Gráfico 11 – Distribuição estimada da renda 2009 e contrafactuais com características de 1995. Característica separada Esup.....	27

Gráfico 12 – Decomposição das diferenças na distribuição da renda (1995 2009). Efeito dos coeficientes, característica b, outras características e diferença total.....	28
Gráfico 13 – Distribuição estimada da renda 2009 e contrafactuais com características de 1995. Característica separada: b.....	28
Gráfico 14 – Decomposição das diferenças na distribuição da renda (1995 2009). Efeito dos coeficientes, característica branco, outras características e diferença total.....	28
Gráfico 15 – Distribuição estimada da renda 2009 e contrafactuais com características de 1995. Característica separada: branco.....	28
Gráfico 16 – Distribuição incondicional da renda estimada 2009 e 2019.....	31
Gráfico 17 – Distribuição da renda em 2009 e contrafactual com característica de 2019. Característica separada b.....	32
Gráfico 18 – Distribuição da renda de aposentados em 2009 e em 2019.....	33
Gráfico 19 – Decomposição da diferença da renda dos aposentados (2009 2019).....	34
Gráfico 20 – Decomposição das diferenças na distribuição entre beneficiários (2009 2019). Característica separada Analfab.....	34
Gráfico 21 – Decomposição das diferenças na distribuição entre beneficiários (2009 2019). Característica separada Efund.....	34
Gráfico 22 – Decomposição das diferenças na distribuição entre beneficiários (2009 2019). Característica separada Emedio.....	34
Gráfico 23 – Decomposição das diferenças na distribuição entre beneficiários (2009 2019). Característica separada Esup.....	34
Gráfico 24 – Decomposição da diferença na distribuição entre beneficiários (2009 2019). Característica: Branco.....	35
Gráfico 25 – Distribuição incondicional da renda estimada 2009 e base simulada.....	37
Gráfico 26 – Distribuição da renda em 2009 e contrafactual com característica da base simulada. Característica separada: b.....	38

Gráfico 27 – Distribuição da renda de aposentados em 2009 e na base simulada.....	39
Gráfico 28 – Decomposição da diferença da renda dos aposentados em 2009 e na base simulada.....	40

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Indicadores de distribuição.	
Valores gerados da amostra PNAD para os anos 1995 e 2009.....	15
Tabela 2 – Estatísticas descritivas para 1995 e 2009.	
Tabela gerada a partir dos dados da PNAD de 1995 e 2009.....	17
Tabela 3 – Descrição das variáveis explicativas do modelo.....	18
Tabela 4 – 1995: Coeficientes das regressões quantílicas nos quantis 0.1, 0.25, 0.5, 0.75, 0.9. Número de observações: 89272.	
Nota: todos os valores são significativos ao nível de 1% de significância. Em itálico estão os erros-padrão.....	20
Tabela 5 – 2009: Coeficientes das regressões quantílicas nos quantis 0,1, 0,25, 0,5, 0,75, 0,9. Número de observações: 115211.	
Nota: todos os valores são significativos ao nível de 1% de significância. Em itálico estão os erros-padrão.	21
Tabela 6 – Estatísticas descritivas para 2009 e 2019.	
Tabela gerada a partir dos dados da PNAD de 2009, com simulação para 2019, onde o tamanho da amostra de 2019 está baseado nos dados de projeção populacional do IBGE. Amostra de homens com renda pessoal positiva e mais de 16 anos.....	30
Tabela 7 – Estatísticas descritivas para 2009 e base simulada.	
Tabela gerada a partir dos dados da PNAD de 2009, com simulação para reforma previdência instituindo idade mínima para se aposentar de 67 anos. Amostra de homens com renda pessoal positiva e mais de 16 anos.....	36

SUMÁRIO

RESUMO	i
ABSTRACT	ii
LISTA DE GRÁFICOS	iii
LISTA DE TABELAS	vi
1. INTRODUÇÃO	1
2. REVISÃO DE LITERATURA	5
3. METODOLOGIA	9
4. BASE DE DADOS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS.....	15
5. RESULTADOS.....	19
5.1. UTILIZANDO OS DADOS DE 1995 E 2009.....	19
5.2. SIMULAÇÃO 1	29
5.3. SIMULAÇÃO 2.....	36
6. CONCLUSÃO	41
7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	43

1. INTRODUÇÃO

A previdência social é um importante tema de debate nas sociedades modernas, uma vez que tem como objetivo prestar assistência aos idosos e incapacitados, e tem como contrapartida a contribuição da população economicamente ativa, isso é, é um tema que diz respeito a todas as gerações.

No Brasil o sistema de previdência foi criado no início do século XX, mas sua universalidade foi alcançada com a promulgação da Constituição de 1988. Além da universalidade da previdência, a Constituição dá outras garantias como a irredutibilidade do valor dos benefícios, a equivalência dos benefícios das populações rurais e urbanas, o piso de um salário mínimo, diversidade da base de financiamento, entre outros. Além disso, a Constituição determina critérios de aposentadoria e de contribuição.

A previdência é um tema sensível. Por um lado, a assistência aos incapacitados é muito importante e leva a uma melhoria social, e por outro, deve ser encontrado um sistema de contribuições viável, que mantenha um equilíbrio orçamentário desse sistema. Dados do Ministério da Previdência mostram que em 2011 houve um superávit na previdência, quando somados o regime geral e o regime próprio. No entanto, a composição da população tem mudado nos últimos anos, a expectativa de vida está aumentando e a taxa de fecundidade está diminuindo, isto é, a população brasileira está em processo de envelhecimento. De acordo com dados do IBGE de 2010, a população com mais de 60 anos representou 10,7% da população total, enquanto a população de 0 a 14 anos representou 24%. A projeção para 2050 é de que 29,75% da população seja composta por pessoas com 60 anos ou mais e de que 13,15% seja composta por pessoas de 0 a 14 anos. A população beneficiária tende a aumentar não apenas pelo aumento da expectativa de vida, mas também pela maior inserção da mulher no mercado de trabalho nos últimos anos. Por outro lado, a tendência da contribuição é de diminuir já que os nascimentos estão diminuindo, apesar de a inserção feminina no mercado de trabalho também aumentar a contribuição. Assim, a necessidade de reforma na previdência social reflete mudanças demográficas e no mercado de trabalho. Com efeito, os dados demográficos mostram que se as regras do sistema não mudarem o equilíbrio orçamentário não mais será atingido nos próximos anos. Visto que as características da

população têm mudado, as regras da previdência devem ser alteradas, para estar em sintonia com as características populacionais.

A reforma da previdência é tema de amplo debate nas Casas do Congresso Nacional. Existem muitas propostas de reformas, mas é difícil chegar a ponto comum, por ser um assunto que abrange toda a população e que tem um aspecto de conflito distributivo intergeracional (entre as gerações, inclusive as que ainda não nasceram) e intrageracional (entre uma mesma geração, trabalhadores urbanos e rurais, de diferentes regiões, de diferentes raças).

A partir da Constituição de 1988 o sistema previdenciário brasileiro se inseriu no conceito de seguridade social, tem um aspecto assistencialista, sendo utilizada como instrumento de redistribuição de renda. Observando dados dos rendimentos de previdência podemos calcular a distribuição de renda com e sem esse benefício. Percebemos que a distribuição de renda é melhor quando incluímos a previdência, principalmente para a porção mais idosa¹.

O sistema previdenciário brasileiro tem um forte componente distributivo, tanto intergeracional, quanto intrageracional. Entre os indivíduos que recebem aposentadoria, encontramos diferenças na distribuição dos benefícios. A estrutura atual da previdência social é composta por três regimes. O Regime Próprio de Previdência Social (RPPS) abrange os servidores públicos (União, Estados e Municípios). O Regime Geral de Previdência Social (RGPS) e os regimes complementares abrangem o setor privado. O RPPS é compulsório, a aposentadoria por tempo de contribuição é concedida com 30 anos para as mulheres e 35 para os homens. A aposentadoria por idade é concedida aos 55 anos para as mulheres e aos 60 anos para os homens. O RGPS é compulsório, com teto, e benefício reajustado com a inflação. A aposentadoria por idade é concedida aos homens com 65 anos, se for de área urbana e 60 se for de área rural. Para as mulheres, é concedida aos 60 anos, se de área urbana e aos 55, se de área rural. Já a aposentadoria por tempo de contribuição é concedida com 35 anos para os homens e com 30 anos para as mulheres.

¹ Ver, a respeito, MOURA, R. L., TAFNER, P. e FILHO, J. J. (2007)

Com o objetivo de iniciar uma convergência entre o RPPS e o RGPS e de alcançar um equilíbrio de longo prazo no sistema previdenciário, foram discutidas e aprovadas reformas no sistema previdenciário em 1998, 2003 e 2005. A Emenda Constitucional n 20/1998 aumentou a idade mínima para a aposentadoria por idade no regime próprio, instituiu exigência de tempo no cargo e tempo de serviço público para a concessão de aposentadoria pelo RPPS, além de algumas mudanças no RGPS. A Emenda Constitucional n 41/2003 instituiu uma maior reforma no RPPS, como a contribuição previdenciária de inativos e o fim da paridade entre o último salário e o valor inicial da aposentadoria. A instituição de um teto para os benefícios do RPPS, apesar de estar prevista na Emenda constitucional n 41/2003, ainda não está em vigor, aguardando regulamentação. As diferenças nas regras de cada regime são refletidas nos respectivos orçamentos. Enquanto o RGPS, que tem aproximadamente 29 milhões de beneficiários, teve, em 2011, déficit de 36,5 bilhões, o RPPS, que abrange um milhão de beneficiários, teve um déficit de 56 bilhões. Por outro lado, dentro do regime geral vemos a distribuição de renda entre regiões e classes sociais. As regras do RGPS são diferentes para os trabalhadores rurais e trabalhadores urbanos. Enquanto esses precisam comprovar um período mínimo de 180 meses de contribuição para aposentadoria por idade, aqueles precisam comprovar um período mínimo de 180 meses de atividade rural, isto é, não precisam contribuir para a previdência.

Além da distribuição de renda intrageracional, outro aspecto de relevância no sistema previdenciário é seu impacto na distribuição de renda intergeracional. De acordo com estudos do Ministério da Previdência Social (MPS)², o RGPS em 2007 foi responsável por retirar da pobreza aproximadamente 22,23 milhões de pessoas. Com a universalidade do benefício, as desigualdades regionais e de classes diminuíram. Embora esse sistema promova uma melhor distribuição, vemos um aspecto de distribuição etária da pobreza, uma vez que esse sistema beneficia a população com mais idade.

No estudo de Barros et al. (2006) verificamos como foi a evolução da distribuição de renda no Brasil nos últimos anos. Este estudo decompõe a redução da desigualdade em seus elementos causadores. A renda não derivada do trabalho, que

² Ver *Panorama da Previdência Social Brasileira*, 3 edição.

inclui aposentadorias e pensões, é responsável por 36% da redução da desigualdade de renda. De fato, alterações nas regras previdenciárias podem afetar a distribuição de renda. Com a situação atual no Brasil, de um sistema previdenciário universal, a expectativa de vida aumentando e a taxa de natalidade diminuindo, a previdência possivelmente terá que se ajustar a essas diferenças. O enfoque desse trabalho é exatamente analisar qual o impacto desses ajustes na distribuição de renda.

Assim, o presente trabalho tem por objetivo analisar a previdência sob a ótica do seu aspecto distributivo. Para tanto, será analisado qual o impacto das alterações nas características populacionais na distribuição de renda da população ativa e inativa. Além disso, da mesma forma que vamos analisar o impacto de alterações na proporção de beneficiários do sistema previdenciário na distribuição de renda como um todo, vamos analisar o impacto de mudanças nas características da amostra dos trabalhadores da ativa na renda dos aposentados.

O trabalho está organizado em cinco capítulos além dessa introdução. No segundo capítulo é feita uma revisão de literatura. No capítulo 3, a metodologia do trabalho será descrita. No capítulo 4 serão apresentadas a base de dados e as estatísticas descritivas. No capítulo 5 temos os resultados, e o capítulo 6 conclui o trabalho.

2. REVISÃO DE LITERATURA

A importância da previdência social como fator de redistribuição de renda foi apontada por Feldstein (1976). Ao comparar a distribuição da renda total com a distribuição da renda deduzida do benefício previdenciário para dados dos Estados Unidos da América (EUA), Feldstein encontra que a primeira é mais igual, o que revela o caráter progressivo do sistema previdenciário. Além disso, mostra como esse sistema desestimula o acúmulo de riqueza, principalmente para as famílias de menor renda.

Liebman (2002) faz uma análise da distribuição de renda promovida pelo sistema de seguridade social dos EUA ao simular um modelo de como seria a distribuição de renda caso as gerações que nasceram de 1925 a 1929 tivessem vivido sobre o atual regime de previdência. O resultado encontrado é que a redistribuição promovida pelo sistema é da ordem de 13% da quantidade de benefícios recebidos, sendo que apenas 9% é relacionado com transferência de renda dos mais ricos para os mais pobres, a outra parte é explicada por outras transferências como dos indivíduos com baixa expectativa de vida para os que possuem alta expectativa de vida, de trabalhadores solteiros e casais em que ambos possuem rendimentos para casais em que apenas um possui rendimentos e de indivíduos que trabalharam por mais de 35 anos para indivíduos que trabalharam menos de 35 anos. A modesta redistribuição de renda entre os indivíduos de maior renda e os indivíduos de menor renda é explicada pelo fato de que os indivíduos de maior renda tendem a ter maior expectativa de vida e a receberem maiores benefícios dos cônjuges.

Gokhale e Kotlikoff (2002), utilizando um modelo de simulação de herança de Gokhale (2001), analisam o impacto de um sistema de seguridade social no índice de Gini dos EUA. Os autores encontram que a presença desse sistema acarreta um índice de Gini 16% maior. Além disso, entre os 10% mais ricos da amostra, a renda é quase 25% maior na presença desse sistema. A explicação para isso é que a seguridade social não incentiva os mais pobres a poupar, e, portanto, a transferir herança para os mais jovens. O mesmo não é verdade para os mais ricos, esses continuam poupando e transferem herança para seus descendentes, o que agrava a desigualdade de renda.

Em uma análise de como a seguridade social afeta o grau de pobreza, Brown, Coronado e Fullerton (2009) concluem que a resposta depende da definição de pobreza. Usando dados dos rendimentos familiares dos EUA, calculam o grau de redistribuição

da renda causado pelo sistema previdenciário, como esse grau varia com a medida de renda utilizada, e como muda entre as coortes analisadas. São encontrados resultados importantes. Quando a redistribuição é medida utilizando um conceito de renda mais amplo (a renda da família incluindo ganhos potenciais e não apenas a renda individual), a previdência social apresenta um impacto quase nulo na distribuição de renda. Além disso, mesmo quando a redistribuição ocorre, não é feita de forma eficiente, famílias com renda alta recebem transferência líquida de renda e famílias com renda baixa transferem renda líquida. Por fim, o efeito da seguridade social em reduzir a desigualdade varia entre as coortes, e essa mudança depende do conceito de renda utilizado.

Por outro lado, alguns estudos mostram que o sistema de previdência no Brasil é progressivo. Caetano (2006) estuda os subsídios cruzados dentro do sistema previdenciário, isto é, as diferenças de retorno da previdência social obtido pelos diferentes segmentos do sistema. Por exemplo, a aposentadoria de alguns segmentos do sistema é concedida com menos tempo de contribuição, de modo que esse segmento recebe subsídios cruzados (ou maiores retornos da previdência social) de outro segmento que recebem aposentadoria com maior tempo de contribuição. Utilizando-se de cálculo atuarial ordena os segmentos em ordem decrescente de retorno. O resultado encontrado é que a previdência social tem caráter distributivo de maneira progressiva, isto porque os segmentos que possuem maior retorno nesse sistema, são os que em geral recebem menor rendimento ou que possuem maior dificuldade para se inserirem no mercado de trabalho. Resultado semelhante é encontrado em outro estudo, de Caetano (2008). Nesse estudo é feita uma análise de distribuição de renda regional com foco nos municípios. O modelo desenvolvido pelo autor mostra que a previdência gera distribuição de renda progressiva entre as regiões, isto é, há uma redistribuição dos municípios com maior renda para os municípios de menor renda. Esses resultados são corroborados pela análise do índice de Gini dos benefícios previdenciários médios comparados com o índice de Gini do PIB per capital municipal. O último é maior, de modo que a previdência contribui para uma distribuição de renda mais igualitária.

Barros e Carvalho (2006) relacionam os efeitos do sistema previdenciário no nível de pobreza e distribuição de renda ao estudarem a efetividade do salário mínimo como forma de diminuir a desigualdade de renda. Para tanto analisam o impacto na

desigualdade de renda e na pobreza de um aumento de 10% do salário mínimo. Comparam esse resultado com quanto seria necessário aumentar as transferências do programa Bolsa Família e Salário família para alcançar o mesmo resultado na diminuição da pobreza e da desigualdade de renda. O resultado encontrado é que a eficácia desses programas de transferência é 2,5 vezes maior no combate à pobreza e desigualdade. O aumento do salário mínimo altera a renda das famílias por diversos canais, sendo que a previdência é responsável por mais da metade dessa alteração. Não obstante, apenas 21% do total do aumento dos rendimentos de previdência devido ao aumento do salário mínimo beneficia os pobres e apenas 3% beneficia os extremamente pobres, isso ocorre porque poucas famílias pobres têm idosos.

Tafner (2007) mostra também que a previdência tem componente distributivo, no entanto, não é a forma mais eficiente de diminuir a desigualdade de renda, devido à questão da distribuição intergeracional. O estudo faz simulações alterando as regras de previdência de modo que os beneficiados continuem recebendo benefícios, mas em valor menor e o montante total de dinheiro gasto é mantido. O resultado encontrado é que o percentual de pobres no Brasil reduziria (de maneira desigual entre as regiões e entre as faixas etárias). A desigualdade de renda também reduziria, sendo que a perda dos mais ricos, em termos percentuais, seria menor que o ganho dos mais pobres. A conclusão que se chega é que apesar de o sistema previdenciário promover uma redistribuição de renda, isso não significa que seja o sistema mais eficiente. Existe espaço para mudanças nas regras de aposentadoria que promovam uma melhor distribuição de renda.

Outro estudo que analisa a característica distributiva do sistema previdenciário é de Moura, Tafner e Filho (2007). Para tanto, utilizam dados da PNAD de alguns anos para estimar as densidades contrafactuais da renda e algumas medidas de distribuição de renda. O resultado encontrado é que para os homens o sistema previdenciário é regressivo, no sentido de que os que contribuem menos, tendem a receber menos benefícios. Já para as mulheres, não se pode afirmar que o sistema previdenciário é progressivo. Esse resultado vai ao encontro do resultado de Barros e Carvalho (2006) descrito acima.

Além do sistema previdenciário, outros fatores contribuíram para alterar a distribuição da renda nos últimos anos. Hoffman (2005) em seu estudo sobre as causas da queda da desigualdade de renda brasileira conclui que as mudanças nos rendimentos do trabalho explicam a maior parte dessa queda entre os anos 1997 e 2005. Barros, Franco e Mendonça (2006) analisam o impacto da educação nos rendimentos de trabalho, e concluem que a redução nos diferenciais de remuneração por nível educacional foi um dos principais responsáveis pela queda da desigualdade dos rendimentos de trabalho. Os mesmos autores, Barros, Franco e Mendonça (2006), em trabalho sobre os efeitos da discriminação (variáveis de gênero e cor) e segmentação (mercados de trabalho formal e informal, espacial e setorial) no mercado de trabalho na desigualdade de renda entre os anos 1995 e 2005, concluem que o efeito de ambas declinou ao longo da década, levando a uma queda da desigualdade nos rendimentos do trabalho. Ainda, Soares et al. (2006), analisam os fatores que levaram a mudança na distribuição da renda entre os anos 1995 e 2004 e atribui parte dessas mudanças aos programas de transferência de renda. No entanto, mostram que houve uma piora na distribuição da renda dos aposentados e pensionistas que ganham acima do piso previdenciário.

Nesse estudo nos propomos a analisar os efeitos de alterações na proporção de aposentados na desigualdade de renda, sendo essa alteração da proporção resultante tanto de alterações demográficas quanto de reformas no sistema previdenciário. Para tanto, faremos uma análise de regressão quantílica e de decomposições contrafactuais para quantis de renda incondicional estimada com base em modelos condicionais utilizando a metodologia de Chernozhukov, Fernández-Val e Melly (2009). Essa metodologia nos possibilitará fazer uma análise de desigualdade de renda em toda a distribuição de rendimentos. Além disso, podemos decompor os efeitos de cada característica nos diferenciais de renda.

3. METODOLOGIA

Nesse capítulo será discutida a metodologia utilizada para estimar o modelo proposto. Utilizamos o método de Chernozhukov, Fernández-Val e Melly (2009), que designamos CFM a partir de agora. Nesse estudo os autores desenvolvem um método geral que utiliza modelos de regressão para estimar efeitos de políticas na distribuição marginal de uma característica. Essas políticas são mudanças tanto na distribuição das características quanto nos retornos às mesmas características. A contribuição desse modelo está em desenvolver estimadores que permitem avaliar efeitos quantílicos, distributivos, entre outros, de uma política de intervenção. Além disso, deriva ferramentas de inferência para esses estimadores. Assim, o modelo CFM permite a análise de várias políticas, sendo uma generalização de diversos outros métodos para a análise de políticas desenvolvidos em estudos anteriores como os métodos de Gosling, Machin e Meghir (2000) e de Machado e Mata (2005). Em particular, nosso trabalho utiliza a regressão quantílica como método de análise das políticas de intervenção no sistema previdenciário e outras características.

O método CFM substituiu os trabalhos anteriores dos autores³. Melly (2005) propõe um estimador para analisar funções de distribuição. Esse estimador tem procedimento semelhante aos estimadores expostos nos estudos de Machado e Mata (2005) e Gosling et al. (2000). A contribuição de Melly está em resolver os problemas de cruzamento de curvas de quantis diferentes e em determinar a distribuição assintótica dos coeficientes. O procedimento de Melly consiste na estimação da distribuição condicional da variável independente por regressão quantílica e posteriormente esse resultado é integrado sobre as covariadas, o que permite encontrar a distribuição incondicional da variável dependente. Esse procedimento é um caso particular do modelo CFM, e é o caso que estamos estimando nesse estudo. Assim, a metodologia será explicada com base no estudo de Melly (2005).

A regressão quantílica condicional foi inicialmente proposta por Koenker e Basset (1978). Esse tipo de regressão permite uma análise mais abrangente da distribuição em questão. De acordo com Koenker (2005), a regressão quantílica complementa a clássica regressão de mínimos quadrados para a média condicional ao oferecer uma estratégia

³ Melly (2005), "Estimation of Counterfactual Distributions Using Quantile Regression" e Chernozhukov & Fernández-Val (2005) "Inference on Counterfactual Distributions Using Conditional Quantile Models".

para examinar como as variáveis influenciam o local, escala e forma da distribuição em análise.

Com a regressão quantílica condicional obtemos os coeficientes estimados das variáveis explicativas para cada quantil da variável dependente condicional às variáveis explicativas. Suponha uma análise do rendimento usando como variável explicativa o nível educacional. Podemos classificar os indivíduos em ordem crescente de rendimentos, assim, os que recebem salários mais altos estarão nos quantis incondicionais da renda mais altos. Ao fazer a regressão quantílica, analisamos quanto o indivíduo ganha condicional ao seu nível educacional. Um indivíduo com um salário alto pode estar, na regressão quantílica, no quantil condicional de renda mais baixo, isto é, apesar de estar nos quantis mais altos na distribuição incondicional, está nos quantis mais baixos na distribuição condicional. Isso porque condicional ao seu nível de educação, seu salário é baixo, é um caso em que o nível de educação é muito alto, e dentre os indivíduos que possuem esse nível de educação, o indivíduo em análise ganha um salário baixo, isto é, seu retorno à educação é baixo. Da mesma forma, um indivíduo que ganha pouco em termos absolutos e com baixa educação, pode estar no quantil condicional de renda mais alto, isto é, dentre os indivíduos que possuem o mesmo nível educacional que este, sua remuneração é maior, seu retorno à educação é alto.

Para explicar formalmente a regressão quantílica seguiremos a metodologia de Koenker (2005). Suponha uma função de distribuição:

$$F(x) = P(X \leq x)$$

onde para qualquer $0 < \tau < 1$,

$$F^{-1}(\tau) = \inf \{x : F(x) \geq \tau\}$$

é o quantil τ , isto é, é o menor x tal que sua probabilidade acumulada seja maior que τ . Para encontrar os quantis da distribuição de x , costuma-se ordenar a distribuição de forma crescente e então dividir os quantis. A inovação da regressão quantílica é exatamente definir os quantis de forma alternativa, como um problema de otimização. Assim como a média amostral é definida como a solução de um problema de minimizar a soma dos quadrados dos resíduos, podemos definir a mediana como solução para o

problema de minimizar a soma dos desvios absolutos. Os outros quantis amostrais podem ser definidos de forma análoga. Para isso resolvemos:

$$\min_{\xi \in \mathfrak{R}} \sum \rho_{\tau}(y_i - \xi)$$

onde $\rho_{\tau}(\cdot)$ é a função perda definida por:

$$\rho_{\tau}(u) = u(\tau - I(u < 0))$$

Para algum $\tau \in (0,1)$. Uma vez encontrando os quantis incondicionais, podemos encontrar os quantis condicionais de forma análoga. Seja uma amostra aleatória $\{y_i, x_i\}_{i=1}^N$, onde x_i é um vetor $K \times 1$ de regressores. No nosso trabalho, y_i é o logaritmo dos rendimentos, e o vetor x_i está representado na tabela 3. Especificamos a função do quantil condicional como

$$F_{y|x}^{-1}(\tau|x_i) = x_i^T \beta(\tau), \forall \tau \in (0,1)$$

e estimamos $\hat{\beta}(\tau)$ como:

$$\min_{\beta \in \mathfrak{R}^p} \sum_{i=1}^n \rho(y_i - x_i^T \beta) \quad (1)$$

assim, conseguimos estimar a regressão quantílica condicional aos quantis de renda.

Apesar dos resultados que podemos obter com a regressão quantílica, o interesse pode estar, muitas vezes, no impacto das variáveis explicativas na distribuição incondicional da variável dependente. Aplicando no exemplo acima, queremos saber qual o impacto de uma variação da educação na renda dos 20% mais ricos. Como explicado anteriormente, podemos estimar a distribuição incondicional com o modelo CFM. Esse modelo nos permite comparar diferentes distribuições incondicionais e, inclusive, decompor a diferença entre as distribuições em efeitos das características, efeitos dos coeficientes e efeito dos resíduos. Ou seja, podemos analisar a natureza da diferença entre duas distribuições incondicionais. Essa decomposição será explicada abaixo, com base no estudo de Melly (2005).

Inicialmente, podemos reescrever (1) como:

$$\hat{\beta}(\tau) = \min_{\beta \in \mathbb{R}^K} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (y_i - x_i \beta) (\tau - 1(y_i \leq x_i \beta))$$

onde $\hat{\beta} = (\hat{\beta}(\tau_1), \dots, \beta(\tau_j), \dots, \beta(\tau_J))$ é o vetor de coeficientes de todas as regressões quantílicas, e J denota os quantis em que as regressões são feitas.

Para encontrar a distribuição incondicional precisamos integrar a distribuição condicional sobre as covariadas. No entanto, uma propriedade da regressão quantílica que pode dificultar os cálculos é que há uma possível falta de monotonicidade na estimação⁴, isto é $\tau_j \leq \tau_k$ não necessariamente implica que $x_i \hat{\beta}(\tau_j) \leq x_i \hat{\beta}(\tau_k)$. Para solucionar esse problema, utilizaremos uma propriedade do τ -ésimo quantil de y, que podemos chamar de q_0 :

$$\begin{aligned} q_0 = F_Y^{-1}(\theta) &\Leftrightarrow \int 1(y \leq q_0) dF_Y(y) = \theta \\ &\Leftrightarrow \int \left(\int 1(y \leq q_0) f_{Y|X}(y|x) dy \right) dF_X(x) = \theta \\ &\Leftrightarrow \int \left(\int_0^1 1(F_{Y|X}^{-1}(\tau|x) \leq q_0) d\tau \right) dF_X = \theta \end{aligned}$$

Substituindo $F_{Y|X}^{-1}(\tau_i|x_i)$ por $x_i \hat{\beta}(\tau_j)$ obtemos o estimador dos quantis incondicionais da distribuição incondicional:

$$\hat{q}(\hat{\beta}, x) = \inf \left\{ q : \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^J (\tau_j - \tau_{j-1}) 1(x_i \hat{\beta}(\tau_j) \leq q) \geq \theta \right\} \quad (2)$$

Estimar a distribuição incondicional nos permite estimar a decomposição das diferenças na distribuição incondicional ao simularmos distribuições contrafactuais. No nosso estudo estamos comparando a distribuição dos rendimentos dos anos 1995 e 2009. Seja t a variável que denota o ano, t=09 se o ano for 2009 e t=95 se o ano for 1995.

Com a equação (2) podemos responder perguntas do tipo: como seria a distribuição dos rendimentos em 1995 se a distribuição dos atributos individuais fosse

⁴ Esse problema é conhecido na literatura como “quantile crossing”.

igual à de 2009? Podemos estimar esse contrafactual substituindo na equação (2) a distribuição das características de 2009 e os coeficientes estimados em 1995:

$$\hat{q}(\hat{\beta}^{95}, x^{09}) = \inf \left\{ q : \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^J (\tau_j - \tau_{j-1}) 1(x_i^{09} \hat{\beta}^{95}(\tau_j) \leq q) \geq \theta \right\}$$

A diferença entre $\hat{q}(\hat{\beta}^{95}, x^{09})$ e $\hat{q}(\hat{\beta}^{95}, x^{95})$ nos dá o efeito das características na distribuição incondicional. Podemos ainda, decompor a diferença total entre as distribuições em efeitos dos coeficientes e efeitos dos resíduos, ou seja, explicar a diferença entre $\hat{q}(\hat{\beta}^{95}, x^{95})$ e $\hat{q}(\hat{\beta}^{09}, x^{09})$. Para encontrar o efeito dos coeficientes, fixamos os valores da distribuição e dos resíduos para um ano, e variamos os valores dos coeficientes nos dois anos da análise. Da mesma forma, para analisar o efeito dos resíduos, deixamos os valores das características e dos coeficientes fixos, e variamos apenas os valores dos resíduos.

Para exemplificar o cálculo da decomposição, vamos supor que estamos calculando o efeito dos coeficientes de uma regressão na mediana, ou seja, vamos usar a seguinte equação de rendimentos:

$$y_i^t = x_i^t \beta^t (0.5) + u_i^t$$

onde t denota o ano em análise. Além disso, usaremos o fato de que o τ -ésimo quantil da distribuição dos resíduos condicional às variáveis explicativas, pode ser consistentemente estimado por $x(\hat{\beta}(\tau) - \hat{\beta}(0.5))$. Podemos estimar a distribuição dos rendimentos caso o retorno das características na mediana fosse o mesmo que em 2009, mas os resíduos fossem distribuídos como em 1995. Vamos denotar esse resultado por $\hat{q}(\hat{\beta}^{09,95}, x^{09})$, onde $\hat{\beta}^{09,95}$ denota o vetor $J \times 1$ no qual o j-ésimo elemento é dado por:

$$\hat{\beta}^{09,95}(\tau_j) = (\hat{\beta}^{09}(0.5) + \hat{\beta}^{95}(\tau_j) - \hat{\beta}^{95}(0.5))$$

ou seja, é o vetor dos coeficientes da estimação na mediana em que a distribuição das características é como a de 2009 e os resíduos são como em 1995. Temos assim que a diferença entre $\hat{q}(\hat{\beta}^{95}, x^{09})$ e $\hat{q}(\hat{\beta}^{09,95}, x^{09})$ é explicada pelas mudanças nos

coeficientes. Com efeito, estamos comparando um caso em que as características são distribuídas como em 2009, e os coeficientes e resíduos são distribuídos como em 1995 com um caso em que as características e os coeficientes são distribuídos como em 2009 e os resíduos são distribuídos como em 1995. Desse modo, a diferença é a medida exata do efeito da variação dos coeficientes.

Por fim, encontramos o efeito dos resíduos ao comparar $\hat{q}(\hat{\beta}^{09}, x^{09})$ com $\hat{q}(\hat{\beta}^{09,95}, x^{09})$, isto é, fixamos as características e os coeficientes em um ano e variamos apenas os resíduos. O efeito dos resíduos indica as mudanças nas variáveis que não estão inclusas no modelo. Com esses resultados, temos que a diferença total é decomposta da seguinte forma:

$$\hat{q}(\hat{\beta}^{09}, x^{09}) - \hat{q}(\hat{\beta}^{95}, x^{95}) = \\ (\hat{q}(\hat{\beta}^{09}, x^{09}) - \hat{q}(\hat{\beta}^{09,95}, x^{09})) + (\hat{q}(\hat{\beta}^{09,95}, x^{09}) - \hat{q}(\hat{\beta}^{95}, x^{09})) + (\hat{q}(\hat{\beta}^{95}, x^{09}) - \hat{q}(\hat{\beta}^{95}, x^{95}))$$

ou seja, a diferença total é igual à soma da variação causada pela mudança nos resíduos, da variação causada pela mudança nos coeficientes e da variação causada pela mudança nas características.

O modelo CFM nos possibilita estimar uma gama de distribuições por diversos métodos. Nesse trabalho estamos interessados especificamente em estimar a distribuição incondicional dos rendimentos a partir de regressões quantílicas condicionais. Além disso, buscamos explicar as diferenças nas distribuições de rendimento a cada ano.

4. BASE DE DADOS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Ao longo desse trabalho, utilizamos amostras extraídas da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios (PNAD) dos anos 1995 e 2009. O trabalho tem como objetivo analisar o impacto de alterações demográficas e das regras previdenciárias na distribuição de renda de toda a população. Para estimar as densidades, utilizaremos o logaritmo da renda pessoal⁵. Dessa forma, serão excluídos da amostra todos os indivíduos que não possuem renda pessoal. Além disso, são excluídos da amostra os que possuem menos de 16 anos.

A variável utilizada para as simulações será a proporção de beneficiários de aposentadoria. Analisando os dados de pensão por morte e aposentadorias ativas do Ministério da Previdência Social⁶ e comparando-os com os dados da PNAD, encontramos uma divergência de resultados para os indivíduos do sexo feminino. A relação entre pensões por morte e aposentadorias para as mulheres é maior nos dados administrativos que na PNAD, indicando que pode haver um erro dos entrevistados na declaração de pensão e aposentadoria na PNAD, de modo a superestimar a quantidade de aposentadorias. Assim, amostra também será restrita para o sexo masculino. A amostra final do ano 2009 é composta por 115.211 indivíduos, e do ano 1995 é composta por 89.272 indivíduos.

Tabela 1 – Indicadores de distribuição

	1995	2009
Índice de Gini	0,589	0,524
Índice de Theil	0,710	0,594

Valores gerados da amostra PNAD para os anos 1995 e 2009.

⁵ A renda pessoal é composta pelo somatório das rendas provenientes de todos os empregos, de aposentadorias e de pensões.

⁶ Ver *Anuário Estatístico da Previdência Social*, MPS. (2009)

Na tabela 1, disposta acima, podemos observar indicadores de distribuição de renda. Comparando o rendimento proveniente de todas as fontes entre os anos em estudo, percebemos que a distribuição de renda é mais igualitária no ano de 2009⁷.

As características da amostra em porcentagem estão dispostas na tabela 2. Dividimos a amostra dos anos 1995 e 2009 entre beneficiários e não beneficiários. Nesse trabalho serão considerados beneficiários os indivíduos que recebem rendimentos de aposentadoria. Os dados de educação mostram uma evolução semelhante para os beneficiários e para os não beneficiários. A proporção dos indivíduos com menor grau de educação caiu, enquanto a proporção de indivíduos com maior grau de educação aumentou, isto é, o nível educacional aumentou de uma forma geral para a amostra analisada. Podemos observar também que a proporção de beneficiários aumentou de 1995 para 2009, essa variação é resultado do aumento da expectativa de vida da população e da diminuição da taxa de natalidade. Com relação à idade, podemos observar que a proporção de beneficiários nos grupos formados por indivíduos com mais de 55 anos aumentou de 1995 para 2009. Essa mudança é resultado, em parte, das novas regras do sistema previdenciário em vigor a partir de 1995, por exemplo, o fator previdenciário⁸, que atrasam a idade de aposentadoria. Além disso, tais resultados também podem ser explicados pelo crescimento da expectativa de vida entre os anos de 1995 e 2009⁹. Com relação à variável de cor, temos que entre os beneficiários a proporção de brancos na amostra diminuiu. Isso mostra uma maior inserção de indivíduos de outras etnias no sistema previdenciário. Além disso, a proporção de brancos diminuiu consideravelmente também entre os não beneficiários, o que significa que os indivíduos de outras etnias estão se inserindo mais no mercado de trabalho, com essa proporção se aproximando da proporção de diferentes etnias no Brasil. Com relação à região, temos que a proporção dos que vivem em zona rural não variou muito

⁷ A literatura aponta muitos determinantes para essa queda na desigualdade de renda nos últimos anos, entre eles estão as transferências governamentais, redução das imperfeições no funcionamento do mercado de trabalho e redução da heterogeneidade educacional da força de trabalho. Para uma análise mais profunda ver: Desigualdade de renda no Brasil: Uma análise da queda recente, IPEA (2006).

⁸ O fator previdenciário foi instituído em 1995 pela Lei 9.867. Sua instituição incentiva o segurado a adiar sua aposentadoria prolongando o tempo de contribuição ao equiparar a contribuição do segurado ao valor do benefício.

⁹ Ver Projeção da População do Brasil por sexo e idade: 1980-2050 - Revisão 2008. IBGE.

entre os dois anos em análise tanto para beneficiários quanto para não beneficiários. No nosso trabalho não separaremos a aposentadoria rural da aposentadoria urbana pois a amostra na PNAD não possui essa informação.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas para 1995 e 2009.

	1995		2009	
	Beneficiários	Não beneficiários	Beneficiários	Não beneficiários
Total	13.045	76.227	18.296	96.915
Idade				
16-25	0,25%	29,08%	0,15%	23,36%
26-45	4,71%	52,44%	2,71%	52,05%
46-55	14,95%	12,99%	9,74%	17,43%
56-65	30,86%	4,92%	31,18%	6,42%
66-75	33,41%	0,49%	36,31%	0,61%
A partir de 75	15,82%	0,08%	19,91%	0,12%
Cor				
Branco	59,93%	51,67%	52,55%	43,80%
Anos de estudo				
0-3	54,28%	31,15%	44,24%	17,07%
4-7	25,88%	34,61%	26,82%	24,73%
8-10	5,86%	14,15%	8,46%	17,78%
11-14	7,93%	14,47%	12,94%	31,68%
15 ou mais	6,01%	5,31%	7,49%	8,36%
Não determinado	0,03%	0,32%	0,04%	0,38%
Região				
Urbana	81,53%	82,28%	81,74%	85,08%

Tabela gerada a partir dos dados da PNAD de 1995 e 2009

A variável dependente usada ao longo do trabalho é o logaritmo da renda pessoal. As variáveis explicativas utilizadas no modelo, por sua vez, estão descritas na tabela 3. A variável b é uma variável dummy que indica se o indivíduo está aposentado ou não. Essa variável será importante para o modelo pois com base nela serão feitas algumas alterações para as simulações. As variáveis de educação são qualitativas e são divididas entre os níveis educacionais: analfabetos, ensino primário, ensino fundamental, ensino médio, ensino superior, e ensino primário (4 a 7 anos de estudo) é utilizado como base de comparação.

Tabela 3 - Descrição das variáveis explicativas do modelo

Variável	Descrição
Idade	idade atual
Idadesqr	idade atual elevada ao quadrado
Analfab	1 se a pessoa possui até 3 anos de estudo, 0 caso contrário
Efund	1 se a pessoa possui ensino fundamental completo, 0 caso contrário
Emedio	1 se a pessoa possui ensino médio completo, 0 caso contrário
Esup	1 se a pessoa possui ensino superior completo, 0 caso contrário
Sexo	1 se mulher, 0 caso contrário
Branco	1 se branco, 0 caso contrário
B	1 se é aposentado, 0 caso contrário

5. RESULTADOS

5.1. UTILIZANDO OS DADOS DE 1995 E 2009

Utilizando a metodologia explicada acima, estimamos regressões quantílicas e o modelo CFM. Na tabela 4 temos os valores da regressão quantílica nos quantis 0.1, 0.25, 0.5, 0.75 e 0.9 para o ano de 1995. Todos os resultados da regressão quantílica são significantes a 1%. Os coeficientes de educação para esse ano aumentaram em termos absolutos ao longo dos quantis, tendo apenas uma pequena queda entre os quantis 0.75 e 0.9 para as variáveis Analfab e Esup. Ou seja, para os quantis menores condicionais às características, o efeito da educação foi menor, enquanto nos quantis maiores condicionais às características, o efeito da educação foi maior.

Na tabela 5 temos os valores da regressão quantílica nos quantis 0.1, 0.25, 0.5, 0.75 e 0.9 para o ano de 2009. Podemos notar, em 2009, que os efeitos das variáveis de educação tiveram uma tendência de queda ao longo dos quantis. Além disso, assim como em 1995, notamos que o efeito das variáveis de educação na renda é maior quanto maior é nível educacional.

Comparando as variáveis de educação de 1995 com 2009, notamos que, apesar de o sinal dos coeficientes continuar o mesmo nos dois anos, em geral o valor absoluto desses coeficientes diminuiu de 1995 para 2009, isto é, os retornos à educação são menores em 2009 que em 1995. Com efeito, o analfabetismo tem um efeito menor na diminuição dos rendimentos em 2009, e a conclusão do ensino fundamental, médio ou superior tem um efeito menor no aumento dos rendimentos no mesmo ano. A exceção é o quantil 0.1, no qual os retornos do analfabetismo e do ensino superior são menores de 1995 para 2009, mas o retorno do ensino fundamental aumenta.

Analisando os coeficientes da variável b para o ano de 1995, temos que essa variável tem menor impacto no quantil 0.1. Nos outros quantis, o impacto dessa variável é maior, sendo no quantil 0.25 seu maior valor. No ano de 2009 os resultados são opostos, o maior impacto dessa variável é no quantil 0.1. Comparando os dois anos, percebemos que a variável b, que representa se o indivíduo recebe aposentadoria ou não, tinha coeficiente negativo em 1995, e em 2009 tem coeficiente positivo, exceto no quantil 0.25, mas mesmo assim, seu valor absoluto diminuiu. Ou seja, comparados aos

não aposentados, os aposentados tem rendimento maior em 2009, o resultado contrário é encontrado em 1995.

Com relação à variável branco temos que em 1995 e em 2009, nos quantis mais altos, a diferença de rendimentos entre brancos e não brancos é maior. Há uma tendência de crescimento desse coeficiente ao longo dos quantis. Assim, nos dois anos temos que mudanças nos rendimentos devido à cor foram menores nos quantis mais baixos da distribuição, enquanto que no quantil mais alto, o efeito desses fatores no rendimento aumentou.

Tabela 4 – 1995: Coeficientes das regressões quantílicas nos quantis 0.1, 0.25, 0.5, 0.75, 0.9

	$\hat{\beta}(0.1)$	$\hat{\beta}(0.25)$	$\hat{\beta}(0.5)$	$\hat{\beta}(0.75)$	$\hat{\beta}(0.9)$
Constante	3,777 <i>0,0167</i>	4,264 <i>0,0069</i>	4,636 <i>0,0078</i>	4,955 <i>0,0103</i>	5,287 <i>0,0155</i>
Idade	0,025 <i>0,0004</i>	0,019 <i>0,0001</i>	0,022 <i>0,0002</i>	0,026 <i>0,0002</i>	0,030 <i>0,0004</i>
Idadesqr	-0,000 <i>0,0000</i>	-0,000 <i>0,0000</i>	-0,000 <i>0,0000</i>	-0,000 <i>0,0000</i>	-0,000 <i>0,0000</i>
Analfab	-0,408 <i>0,0108</i>	-0,476 <i>0,0045</i>	-0,546 <i>0,0057</i>	-0,563 <i>0,0082</i>	-0,521 <i>0,0131</i>
Efund	0,321 <i>0,0136</i>	0,349 <i>0,0059</i>	0,349 <i>0,0074</i>	0,380 <i>0,0105</i>	0,402 <i>0,0165</i>
Emedio	0,706 <i>0,0135</i>	0,785 <i>0,0058</i>	0,837 <i>0,0073</i>	0,902 <i>0,0103</i>	0,932 <i>0,0163</i>
Esup	1,402 <i>0,0194</i>	1,654 <i>0,0083</i>	1,753 <i>0,0104</i>	1,750 <i>0,0146</i>	1,698 <i>0,0232</i>
B	-0,192 <i>0,0160</i>	-0,440 <i>0,0068</i>	-0,472 <i>0,0086</i>	-0,391 <i>0,0123</i>	-0,356 <i>0,0199</i>
Branco	0,169 <i>0,0086</i>	0,201 <i>0,0037</i>	0,259 <i>0,0047</i>	0,275 <i>0,0066</i>	0,279 <i>0,0105</i>

Número de observações: 89272

Nota: todos os valores são significativos ao nível de 1% de significância. Em itálico estão os erros-padrão.

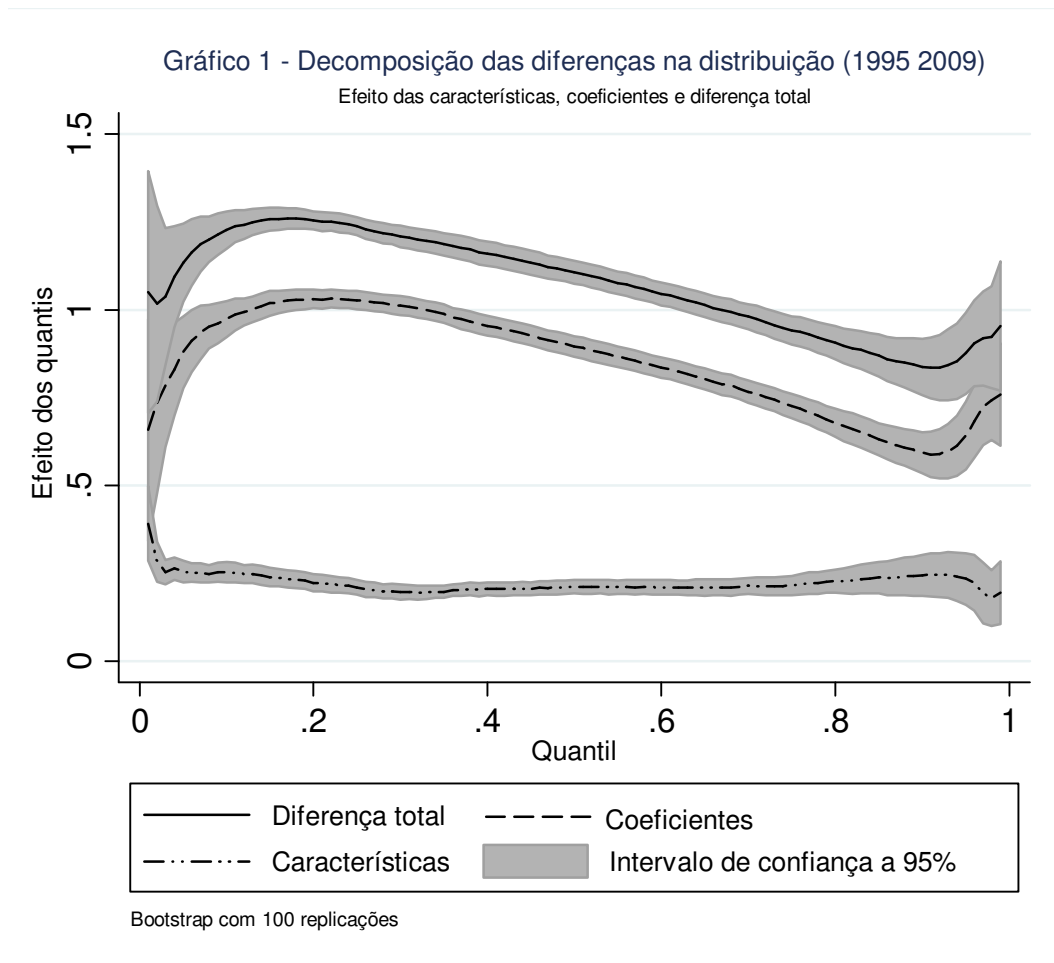
Tabela 5 – 2009: Coeficientes das regressões quantílicas nos quantis 0,1, 0,25, 0,5, 0,75, 0,9

	$\hat{\beta}(0.1)$	$\hat{\beta}(0.25)$	$\hat{\beta}(0.5)$	$\hat{\beta}(0.75)$	$\hat{\beta}(0.9)$
Constante	4,008 <i>0,0257</i>	4,599 <i>0,0127</i>	4,925 <i>0,0112</i>	4,991 <i>0,0142</i>	5,705 <i>0,0239</i>
Idade	0,058 <i>0,0011</i>	0,055 <i>0,0005</i>	0,059 <i>0,0005</i>	0,071 <i>0,0006</i>	0,079 <i>0,0011</i>
Idadesqr	-0,000 <i>0,0000</i>	-0,000 <i>0,0000</i>	-0,000 <i>0,0000</i>	-0,000 <i>0,0000</i>	-0,000 <i>0,0000</i>
Analfab	-0,237 <i>0,0103</i>	-0,244 <i>0,0056</i>	-0,366 <i>0,0050</i>	-0,362 <i>0,0063</i>	-0,360 <i>0,0105</i>
Efund	0,358 <i>0,0107</i>	0,275 <i>0,0058</i>	0,210 <i>0,0053</i>	0,207 <i>0,0066</i>	0,230 <i>0,0109</i>
Emedio	0,705 <i>0,0093</i>	0,539 <i>0,0050</i>	0,487 <i>0,0046</i>	0,580 <i>0,0057</i>	0,678 <i>0,0094</i>
Esup	1,086 <i>0,0133</i>	1,166 <i>0,0072</i>	1,373 <i>0,0067</i>	1,589 <i>0,0082</i>	1,688 <i>0,0135</i>
B	0,469 <i>0,0155</i>	-0,191 <i>0,0078</i>	0,163 <i>0,0071</i>	0,183 <i>0,0089</i>	0,134 <i>0,0149</i>
Branco	0,185 <i>0,0067</i>	0,155 <i>0,0037</i>	0,189 <i>0,0034</i>	0,210 <i>0,0042</i>	0,223 <i>0,0069</i>

Número de observações: 115211

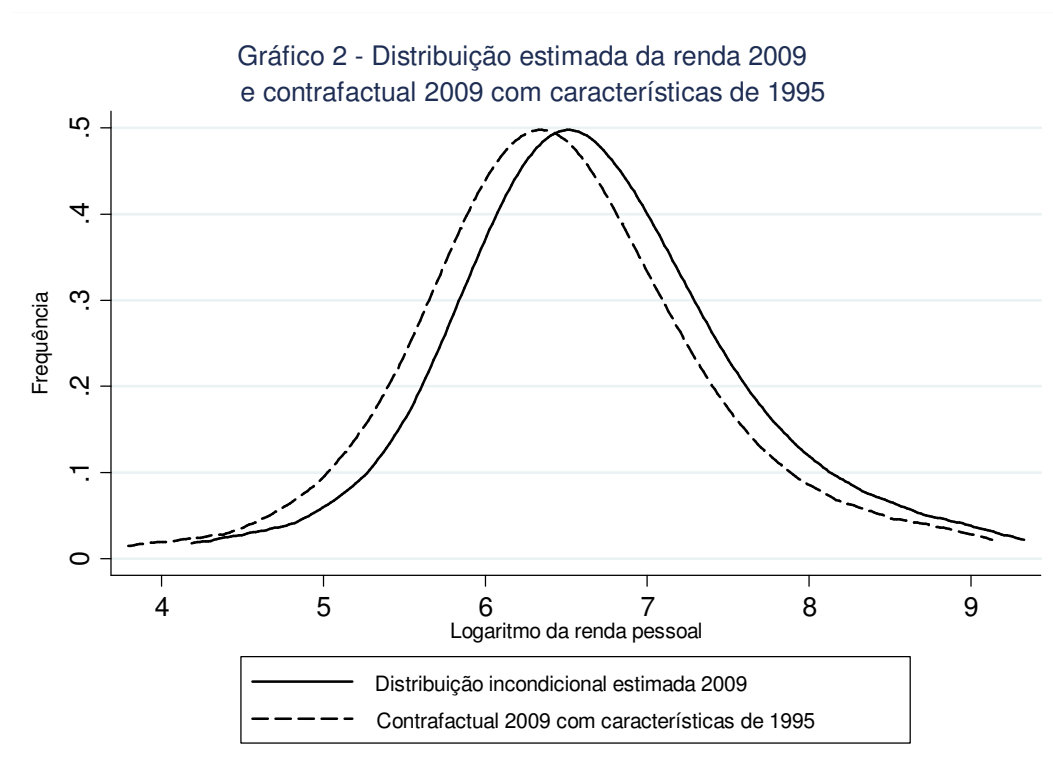
Nota: todos os valores são significativos ao nível de 1% de significância. Em itálico estão os erros-padrão.

No gráfico 1 disposto abaixo podemos analisar a decomposição do diferencial de rendimento entre os anos 1995 e 2009 para toda a amostra, isto é, beneficiários e não beneficiários. O diferencial total é positivo, é crescente até o quantil 0,2 e depois passa a decrescer. O valor positivo é reflexo do aumento dos rendimentos de 1995 para 2009. O aumento inicial dessa curva mostra que a distância de rendimentos entre 1995 e 2009 aumenta para os indivíduos com menos renda até os que estão no quantil 0,2. A partir do quantil 0,2 a distância de rendimentos decresce, isto é, quanto maior a renda menor a diferença de rendimentos entre 1995 e 2009. Assim, temos que os indivíduos de renda baixa e de renda média tiveram um diferencial total de renda maior que os indivíduos de renda alta. Esse resultado pode ser explicado, em partes, pelas políticas governamentais implementadas nessa década. Os programas de transferência de renda aumentaram a renda das classes baixas, de modo que houve um grande aumento de população na chamada classe C.

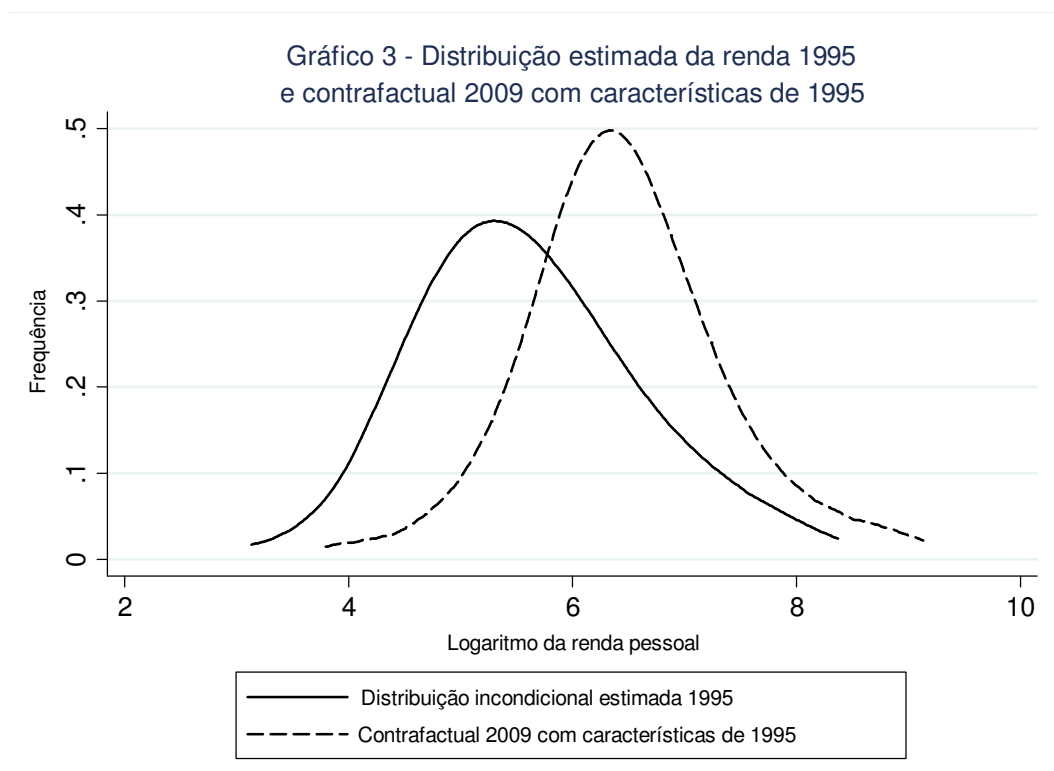


A diferença entre os efeitos dos quantis de renda é decomposto em efeitos das características e efeitos dos coeficientes. Os efeitos das características são pequenos e variam pouco na distribuição, com uma leve diminuição até o quantil 0,3 e a partir desse quantil há um leve aumento de acordo com o aumento dos quantis de renda. Isso significa que o efeito das características pessoais é mais determinante na renda entre os indivíduos com mais renda e entre os indivíduos com menos renda, ou seja, as características são mais bem remuneradas entre os mais pobres e entre os mais ricos. O efeito dos coeficientes é o principal fator que determina o efeito dos quantis. Sua evolução é semelhante à evolução da diferença total na distribuição, isto é, é o efeito dos coeficientes que determina o desenho da diferença total na renda entre 1995 e 2009. O efeito dos coeficientes é decrescente até o quantil 0,2 e a partir disso passa a ser crescente, ou seja, o retorno das características pessoais é maior entre as pessoas no

quantil incondicional 0,3 de renda, e menor entre as pessoas de rendas extremas (renda alta ou renda baixa).



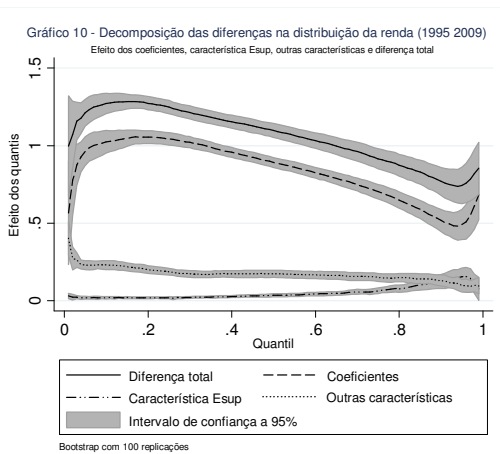
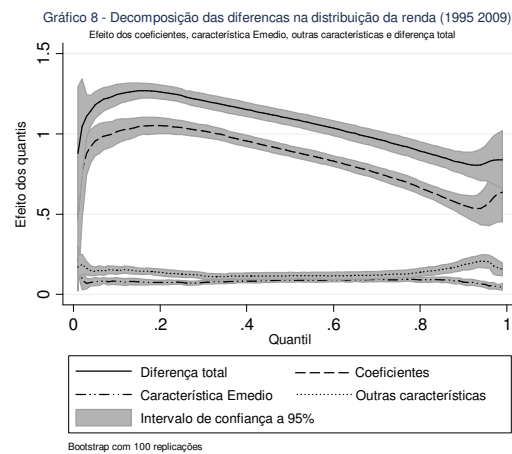
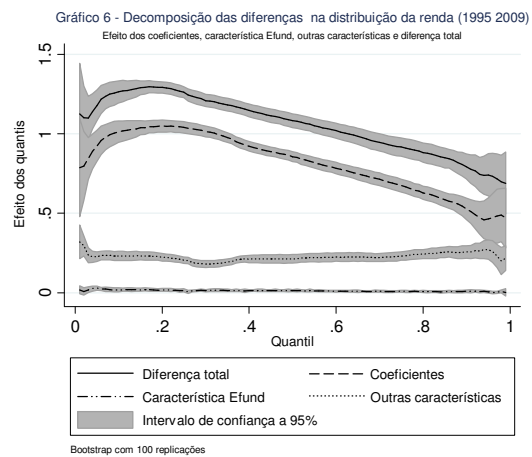
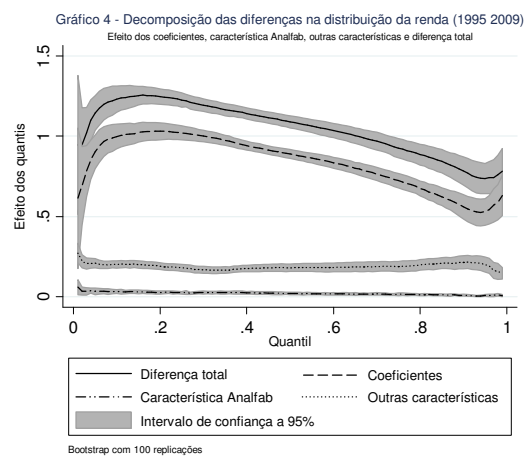
No gráfico 2, disposto acima, temos a distribuição contrafactual do ano 2009 se as características fossem distribuídas como em 1995, isto é, temos $\left(\hat{q}\left(\hat{\beta}^{09}, x^{95}\right)\right)$. Além disso, temos a curva da distribuição de rendimentos estimada para o ano de 2009 $\left(\hat{q}\left(\hat{\beta}^{09}, x^{09}\right)\right)$. Comparando as duas curvas obtemos o efeito da mudança das características $\left(\hat{q}\left(\hat{\beta}^{09}, x^{95}\right) - \hat{q}\left(\hat{\beta}^{09}, x^{09}\right)\right)$, e, podemos observar que caso as características em 2009 fossem como em 1995, a renda seria menor. Também observamos que o efeito das características é parecido em todos os níveis de renda, e, apesar disso, o índice de Gini da distribuição da curva estimada de 2009 é 0,496 e o índice da curva contrafactual é 0,509. Isto é, caso em 2009 as características fossem distribuídas como em 1995, a distribuição da renda seria mais desigual.



No gráfico 3, a distribuição contrafactual de 2009 com características de 1995 é comparada com a distribuição de rendimentos estimada para 1995, assim, temos o efeito das mudanças dos coeficientes e dos resíduos de 1995 para 2009, isto é, temos $\left(\hat{q}(\hat{\beta}^{95}, x^{95}) - \hat{q}(\hat{\beta}^{09}, x^{95})\right)$. A curva contrafactual é deslocada para a direita com relação à curva estimada da densidade da renda em 1995, indicando que, caso em 1995 os retornos às características fossem os mesmos que em 2009, a renda seria maior para toda a amostra. Além disso, temos que o índice de Gini da curva estimada de 1995 é 0,556, e o índice do contrafactual é 0,509. Assim, temos que a curva de rendimentos está mais bem distribuída no caso contrafactual, o que indica que, caso os retornos às características em 1995 fossem como os retornos de 2009, a distribuição de rendimentos em 1995 seria mais igualitária. Temos que observar também que parte dessa diferença de renda e de distribuição da renda é atribuída aos resíduos.

Além de comparar as densidades de renda quando alteramos o conjunto de características e coeficientes na distribuição, podemos analisar o efeito que a alteração de cada característica tem na diferença de rendimentos.

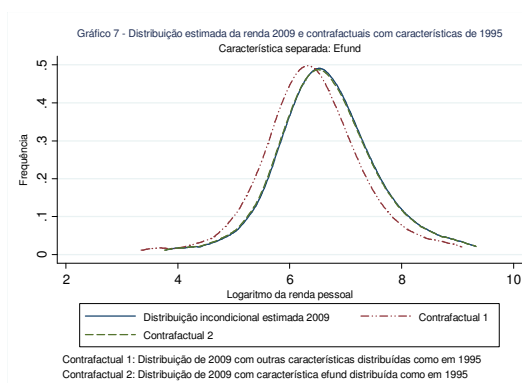
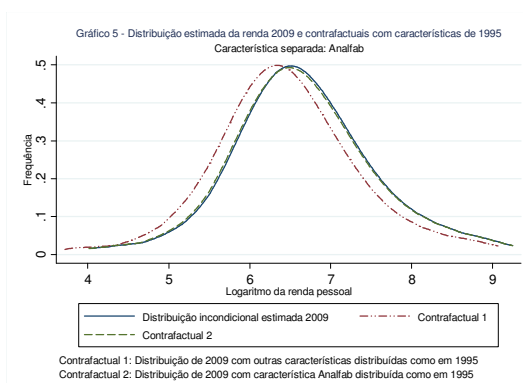
No gráfico 4 temos a decomposição da diferença de rendimento entre os anos de 1995 e 2009 para coeficientes, apenas a característica analfab, que determina se o indivíduo é analfabeto ou não, e para todas as outras características do modelo em conjunto. Notamos que o efeito de analfab na diferença de rendimentos é pequena, positiva e levemente decrescente do menor quantil para o maior. Assim, a diminuição da porcentagem de analfabetos de 1995 para 2009, como observado na tabela 2, levou a um pequeno aumento da renda em 2009, especialmente nos quantis incondicionais mais baixos de renda. No gráfico 5 temos a distribuição estimada do ano 2009 e temos dois contrafactuais. O primeiro contrafactual mostra como seria a densidade da renda se as outras características do modelo, exceto analfab, fossem distribuídas como em 1995. O segundo contrafactual mostra como seria a densidade da renda se a característica analfab fosse distribuída como em 1995.

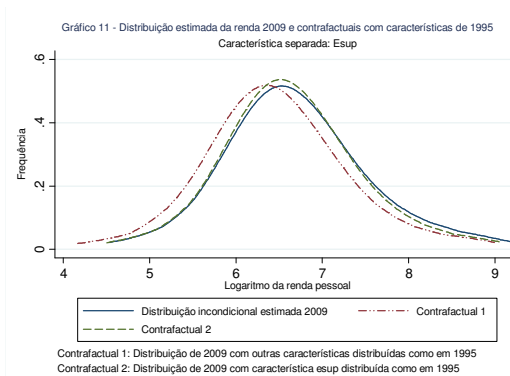
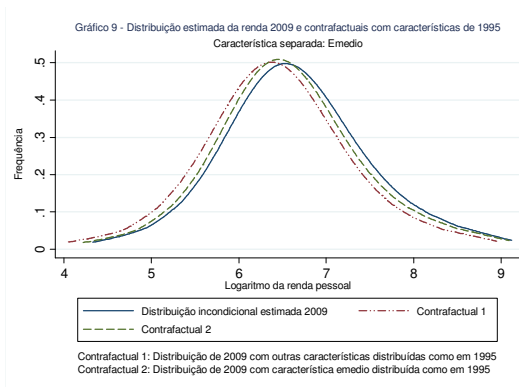


Analisando o efeito separado da característica efund (que determina se o indivíduo tem ensino fundamental completo ou não), encontramos resultados semelhantes a quando separamos a característica analfab. Os gráficos 6 e 7 mostram os resultados. O efeito da característica efund na diferença entre as densidade de renda de 1995 e 2009 é pequeno, positivo e uniforme.

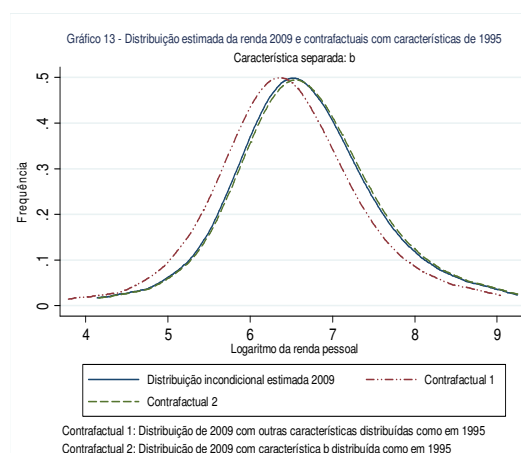
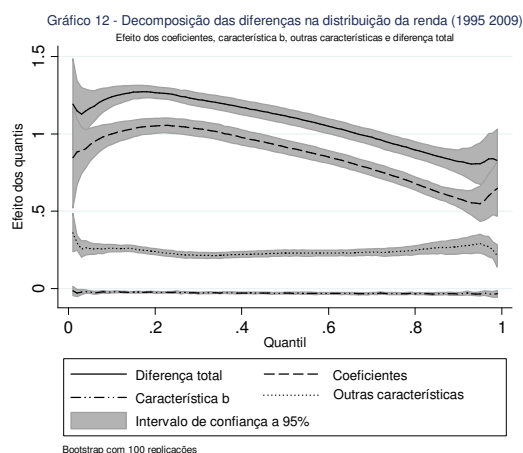
A característica emedio, que indica se o indivíduo completou o ensino médio, é a que mais contribui para a diferença na renda entre 1995 e 2009. Analisando o gráfico 8 temos que o efeito dessa característica é crescente até o quantil 0,8 e depois decresce. Essa é uma das características que mais explica o efeito de todas as características no diferencial de renda, sendo que dos quantis 0.4 a 0.8 o efeito dessa característica chega a ser equivalente ao efeito do todas as outras características juntas. Assim, o aumento na proporção dos indivíduos que possuem ensino médio de 1995 para 2009 contribuiu positivamente para o aumento da renda nesses anos, sendo essa contribuição maior para os indivíduos no quantil 0.8 incondicional de renda.

No gráfico 9 podemos ver as densidades contrafactuais. O contrafactual 2 mostra que, caso a distribuição de pessoas com ensino médio em 2009 fosse a mesma que em 1995, a renda seria menor para a amostra. Analisando os índices de Gini das curvas do gráfico 9, temos que a renda estimada de 2009 tem índice de Gini de 0,480 e o segundo contrafactual tem índice de Gini de 0,485. Assim, a renda estimada de 2009 é mais bem distribuída que o segundo contrafactual, isto é, se, em 2009, a característica emedio fosse distribuída como em 1995, a distribuição de renda seria pior.



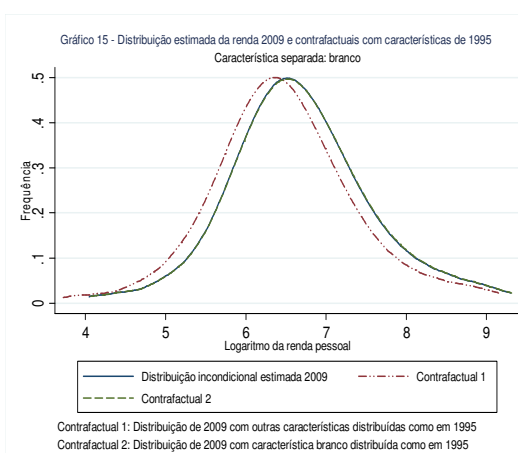
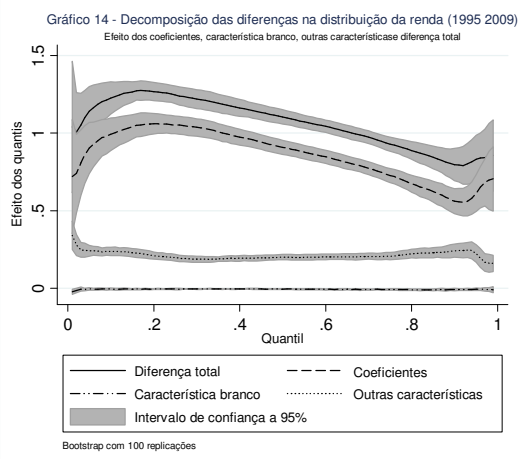


Os gráficos 10 e 11 descrevem o efeito da variável esup (conclusão do ensino superior) na alteração da renda entre os dois anos em análise. No gráfico 10 podemos observar que o efeito da característica esup é positivo em todos os quantis, mas tal efeito é pequeno até o quantil 0,6. A partir desse quantil esse efeito passa a aumentar, até se igualar ao efeito de todas as outras características no quantil 0,95. Isso significa que o aumento da proporção de indivíduos com ensino superior de 1995 para 2009 levou a um aumento de renda mais significativo para os indivíduos de renda maior, isto porque quem tem nível superior ganha mais incondicionalmente. No gráfico 11 podemos avaliar o efeito dessa característica na distribuição da renda em 2009. O índice de Gini do segundo contrafactual é 0,458. Comparando essa curva com a distribuição estimada de 2009, temos que, ao contrário do resultado das outras variáveis de educação, caso em 2009 a característica esup fosse distribuída como em 1995, a distribuição de renda seria melhor.



A característica que representa a proporção de aposentados na amostra (b), disposta nos gráficos 12, tem um impacto negativo na diferença da renda entre 1995 e 2009, isto é, o aumento da proporção de aposentados em 2009, levou a uma diminuição da renda neste ano. Além disso, podemos observar no gráfico que esse efeito é aproximadamente o mesmo em todos os quantis incondicionais de renda.

No gráfico 13 temos a distribuição da renda estimada para o ano 2009 e duas contrafactuais com características de 1995. Assim como observado no gráfico 12, se compararmos a renda estimada de 2009 com o contrafactual 2 (renda em 2009 com característica b distribuída como em 1995), temos que a primeira seria menor. Além disso, o índice de Gini para o segundo contrafactual é 0,497, enquanto o índice de Gini para a distribuição estimada de 2009 é 0,480, isto é, caso em 2009, a característica b fosse distribuída como em 1995, a distribuição da renda seria pior. Em 1995 a proporção de aposentados era menor que em 2009. Assim, temos que um aumento na proporção de aposentados melhorou a distribuição de renda. Dos gráficos 12 e 13, podemos concluir que, o aumento da proporção de aposentados leva a uma diminuição da renda e a uma melhor distribuição dessa renda.



Por fim, nos gráficos 14 e 15 temos uma análise do impacto da característica branco na variação da renda entre 1995 e 2009. Apesar de, na tabela 2, observarmos uma grande variação na distribuição dessa variável, isso não representou um grande impacto no diferencial de renda.

5.2. SIMULAÇÃO 1

Utilizando a base de dados PNAD para o ano de 2009, fizemos uma simulação de uma base de dados para o ano 2019. O principal objetivo dessa simulação é alterar a proporção dos beneficiários de aposentadoria e ver o impacto disso na renda da amostra, tanto em termos absolutos quanto em termos relativos. Para encontrar a proporção de aposentados em 2019 utilizamos a hipótese de idade média de aposentadoria de 60 anos de idade. Para fazer essa hipótese levamos em consideração as idades de aposentadoria pelo RGPS e pelo RPPS. Além disso, levamos em consideração o fato de que nossa amostra está restrita aos indivíduos do sexo masculino, então a idade para aposentadoria tende a ser mais alta do que quando incluímos indivíduos do sexo feminino. As estatísticas descritivas são apresentadas na tabela 6 abaixo. O aumento na amostra de 2019 está baseado na projeção populacional do IBGE¹⁰, que prevê que entre 2009 e 2019 a população masculina crescerá em 7,12%. Nessa projeção também podemos observar que houve um aumento da proporção dos indivíduos com mais de 60 anos, o que na nossa simulação significa um aumento na proporção dos aposentados.

Para criar a amostra de 2019, inicialmente somamos 10 anos de idade para toda a amostra de 2009. Com isso a base de 2019 ficou com muitos indivíduos que não eram aposentados em 2009, mas que, em 2019, já tinham idade para aposentadoria (60 anos). Para determinar a renda de aposentadoria dessa subamostra, que chamaremos de subamostra 1, nos baseamos na distribuição dos aposentados de 2009. Dos aposentados de 2009 na amostra PNAD, 10% recebe renda de aposentadoria maior que o teto do RGPS. Assim, podemos concluir que esses indivíduos são aposentados pelo RPPS. Os dados do Ministério da Previdência Social¹¹ mostram que a quantidade de beneficiários de aposentadorias do RPPS é 15,79% do total (RGPS e RPPS) de aposentados no Brasil. Portanto, consideramos que os outros 5,79% dos aposentados do RPPS que não estão no grupo observado anteriormente, ganham de aposentadoria um valor menor que o teto do RGPS. Com essas informações, na subamostra 1, tiramos uma amostra aleatória de 10% dos que possuem renda da ativa maior que o teto do RGPS, e supomos

¹⁰ Ver Projeção da População do Brasil por sexo e idade: 1980-2050 - Revisão 2008. IBGE.

¹¹ Anuário Estatístico da Previdência Social, Ministério da Previdência Social, Volume 18 (2009).

que esses seriam aposentados pelo RPPS, mantendo sua renda da ativa. Os outros indivíduos que ganhavam mais que o teto do RGPS na ativa, passam a ganhar o teto do RGPS como aposentadoria. Toda a outra parte da amostra que ganha menos que o teto e mais que o piso do RGPS na ativa, mantém o seu salário da ativa na aposentadoria, e os que ganham menos que o piso do RGPS, passam a ganhar o piso. Por fim, em 2009 temos 909 indivíduos que são aposentados e tem menos de 50 anos. Em 2019, essas observações terão menos de 60 anos, portanto, inserimos essas na ativa novamente. Para tanto, tiramos uma amostra aleatória de 909 indivíduos dentre os indivíduos de 40 a 50 anos na ativa em 2009. Substituímos os 909 indivíduos aposentados por essa amostra aleatória no ano de 2019.

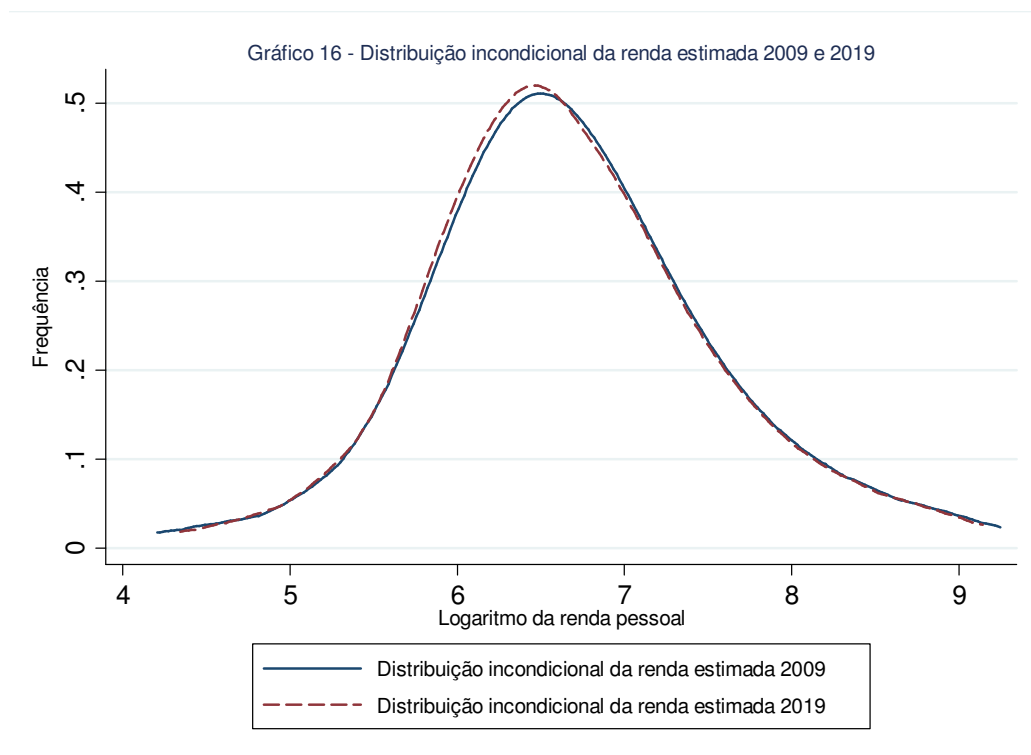
A amostra de 2019, portanto, foi uma alteração da amostra de 2009 buscando avaliar o impacto do aumento da proporção de aposentados na renda. Assim, essa foi a principal mudança da amostra, mas com o desenho que fizemos, outras características, por consequência, também se alteraram. O nível educacional do grupo de aposentados, por exemplo, aumentou com relação a 2009, uma vez que o grupo etário de 50 a 60 anos em 2009 tem nível educacional maior que o grupo de aposentados de 2009. Com essas mudanças a amostra de 2009 tem 115211 observações e a amostra de 2019 tem 123421 observações.

Tabela 6 – Estatísticas descritivas para 2009 e 2019

	2009		2019	
	Beneficiários	Não beneficiários	Beneficiários	Não beneficiários
Total	18.296	96.915	20.837	102.584
Idade				
16-59	21,62%	96,76%	0,00%	100,00%
A partir de 60	78,37%	3,23%	100,00%	0,00%
Cor				
Branco	52,55%	43,80%	48,80%	41,68%
Anos de estudo				
0-3	44,24%	17,07%	37,41%	26,63%
4-7	26,82%	24,73%	27,06%	26,60%
8-10	8,46%	17,78%	10,74%	16,51%
11-14	12,94%	31,68%	15,82%	24,36%
15 ou mais	7,49%	8,36%	8,88%	5,65%
Não determinado	0,04%	0,38%	0,10%	0,26%

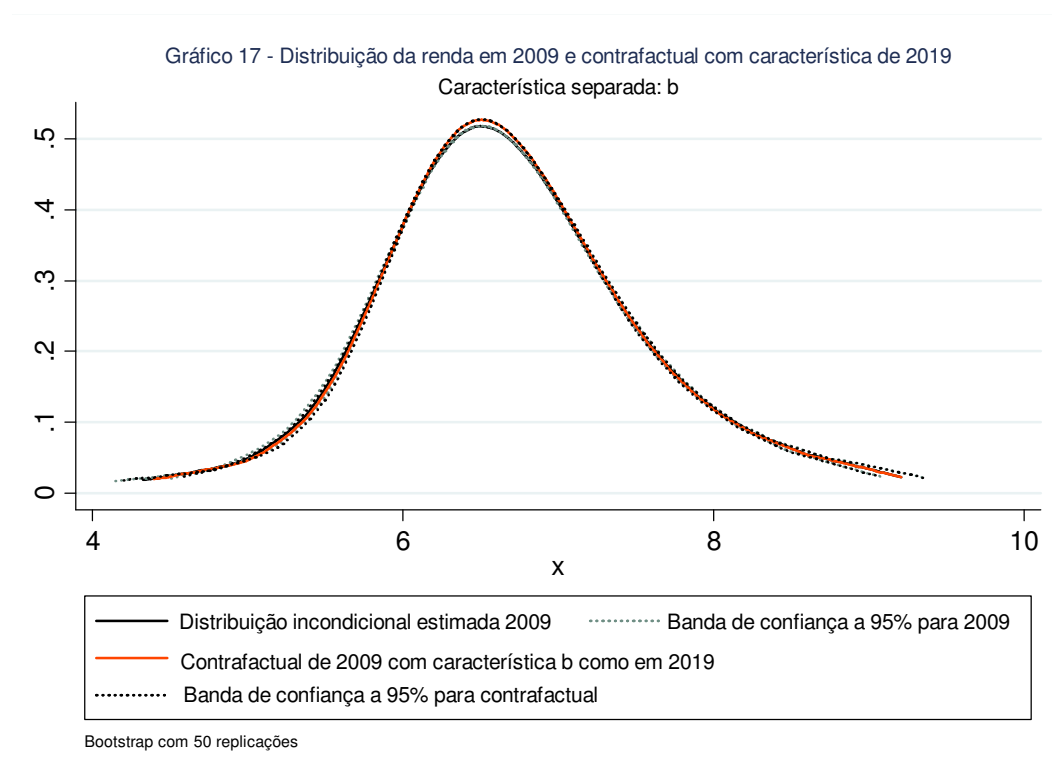
Tabela gerada a partir dos dados da PNAD de 2009, com simulação para 2019, onde o tamanho da amostra de 2019 está baseado nos dados de projeção populacional do IBGE. Amostra de homens com renda pessoal positiva e mais de 16 anos.

No gráfico 16, disposto abaixo, temos as densidades de renda estimadas para os anos 2009 e 2019. Podemos notar que para o ano 2019 as frequências são maiores nos níveis de renda menores em comparação com 2009. Isso é um efeito da diminuição da renda da população que se aposentou nesse período. Além disso, calculamos o índice de Gini das duas distribuições e encontramos para 2019 um índice de 0,483, e para 2009 um índice de 0,496, isto é, a simulação para 2019 é mais bem distribuída que a renda estimada de 2009. Os índices de Gini tem valor baixo pois estamos analisando apenas a amostra de homens.



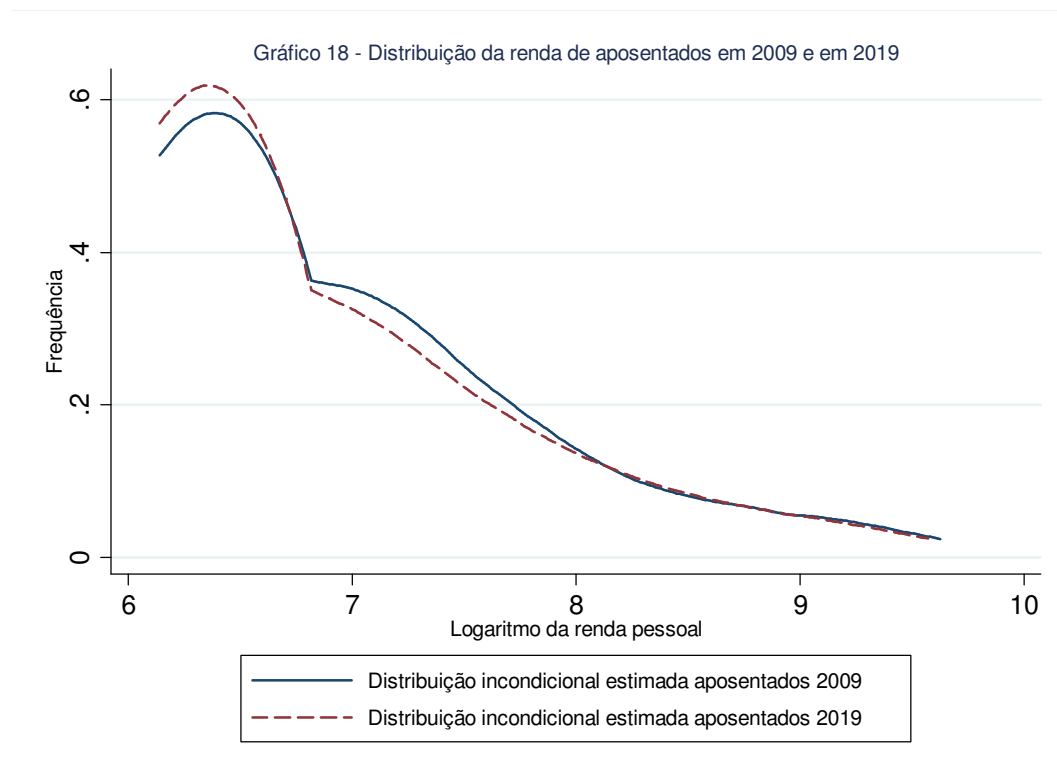
No gráfico 17 fazemos a comparação entre a renda de 2009 e 2019 para toda amostra separando o efeito da característica b, isto é vamos analisar o efeito do aumento da proporção de aposentados entre os dois anos. Esse gráfico nos dá o contrafactual de 2009 se a proporção de beneficiários fosse distribuída como em 2019. Podemos perceber que, apesar do efeito da característica b ser pequeno, há uma frequência maior para níveis médios de renda. Analisando o índice de Gini, temos que o índice para o contrafactual é de 0,487, menor que o índice da distribuição estimada de 2009, que é 0,496. Temos, portanto, que a proporção de beneficiários contribui para a melhoria na distribuição de renda observada no gráfico 16. Assim, um aumento da proporção de

beneficiários tende a melhorar a distribuição de renda como um todo, resultado semelhante ao encontrado na comparação entre os anos 1995 e 2009.



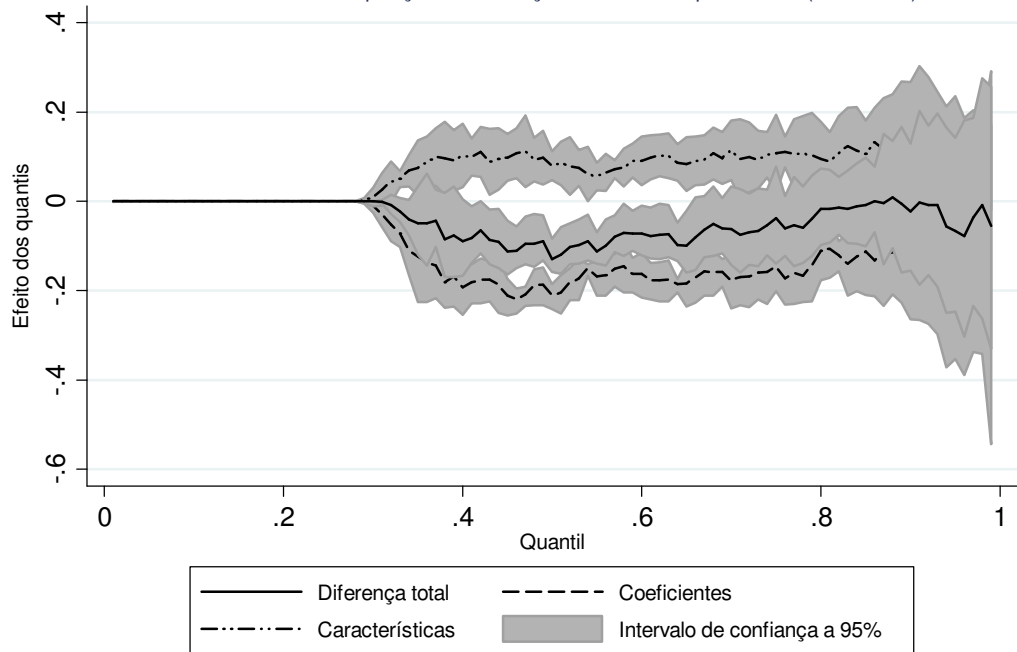
Vamos analisar também o impacto que a educação teve na alteração da renda entre os aposentados. Ao fazer a simulação, a amostra de aposentados tornou-se mais educada, pois os novos aposentados em 2019, são mais educados que os aposentados de 2009. Esses novos aposentados fazem parte da população de 50 a 60 anos de 2009 que não era aposentada nessa época. Assim, vamos fazer uma comparação entre a renda dos aposentados de 2009 com a renda dos aposentados de 2019 e o impacto que a mudança nas características de educação tiveram na renda. Na tabela 6 podemos observar as características da amostra de aposentados para os anos 2009 e 2019, na primeira e terceira colunas, e vemos que, de fato, a distribuição de educação entre os aposentados mudou nos dois anos em análise.

No gráfico 18, temos a comparação da renda para os aposentados entre 2009 e 2019. Esse gráfico é resultado do desenho que fizemos ao estipular uma renda para os novos aposentados. A frequência de rendas mais próximas ao salário mínimo aumentou em 2019 e a frequência de rendas médias de aposentadoria diminuiu. Assim, a renda diminuiu como um todo.



Vamos decompor o diferencial da renda entre os aposentados pelas variáveis explicativas, que são todas as de educação e de cor. No gráfico 19 temos o diferencial de renda entre os aposentados de 2009 e 2019. Nos quantis mais baixos não há diferencial na renda, pois todos estão ganhando o salário mínimo. A diferença total é pequena e negativa, indicando que a renda de aposentados em 2019 é menor que a renda de aposentados em 2009. Podemos decompor esse diferencial da renda em efeitos das características e efeitos dos coeficientes. Os efeitos das características são positivos, indicando que o melhora das características de educação e a mudança na proporção de brancos levou a um aumento da renda. Por outro lado, o efeito dos coeficientes é maior que o efeito das características e é negativo, isto é, os retornos às características diminuíram a renda. Podemos, ainda, separar o efeito das características para cada característica isoladamente. No gráfico 20 temos o efeito da característica analfabetos separadamente. Essa característica tem um maior efeito entre os aposentados de renda média, isto é entre os quantis incondicionais de renda 0.4 e 0.6. Isso significa que a queda na proporção de analfabetos entre os aposentados levou a um efeito positivo na renda dos aposentados. Esse efeito não é grande entre os aposentados nos quantis mais altos uma vez que esses aposentados tendem a ter escolaridade maior.

Gráfico 19 - Decomposição da diferença da renda dos aposentados (2009 2019)



Bootstrap com 20 replicações

Gráfico 20 - Decomposição das diferenças na distribuição entre beneficiários (2009 2019)
 Característica separada: Analfab



Gráfico 21 - Decomposição das diferenças na distribuição entre beneficiários (2009 2019)
 Característica separada: Efund

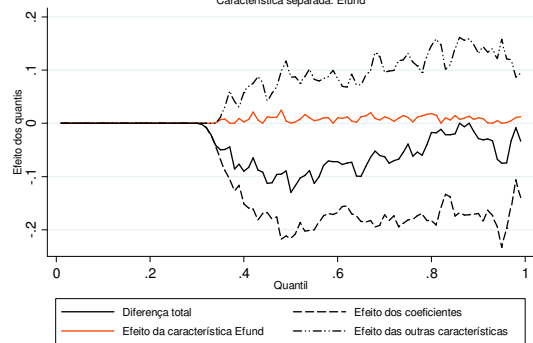


Gráfico 22 - Decomposição das diferenças na distribuição entre beneficiários (2009 2019)
 Característica separada: Emedio

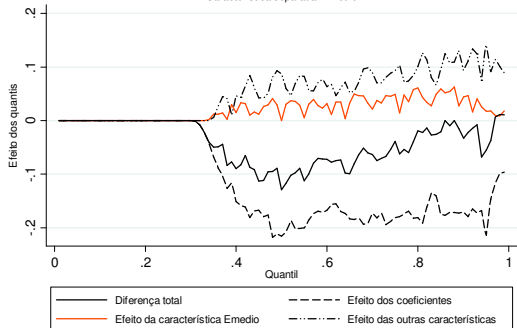
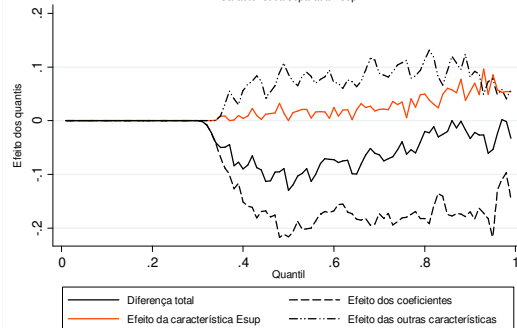
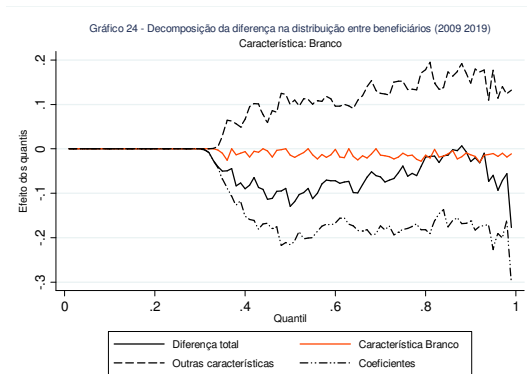


Gráfico 23 - Decomposição das diferenças na distribuição entre beneficiários (2009 2019)
 Característica separada: Esup





O aumento da proporção de indivíduos com ensino fundamental teve efeito pequeno e semelhante em todos os quantis. Já o aumento da proporção dos indivíduos com ensino médio teve um efeito maior, apesar de ser semelhante em todos os quantis, explicando boa parte do efeito das características. Por fim, o aumento dos indivíduos com ensino superior na amostra explica melhor a diferença nas rendas nos quantis mais altos de renda.

Com relação à característica de cor, temos na tabela 6 que a proporção de brancos diminuiu na amostra de aposentados de 2019. No gráfico 24 podemos observar o efeito dessa característica isoladamente. Apesar de ter efeito pequeno, foi no sentido de diminuir a renda da amostra de 2019, indicando que há uma diferença na remuneração de aposentadoria por critérios de cor, o que é uma consequência da diferença de remuneração no mercado de trabalho.

A análise das variáveis educacionais para o diferencial de renda entre o grupo de aposentados de 2009 e 2019 mostra que o efeito de cada nível educacional para a diferença nas rendas é semelhante ao efeito que ocorre em toda a distribuição, quando comparamos com os resultados obtidos da comparação da renda de 1995 com 2009. Assim, podemos concluir que os efeitos educacionais se repetem na amostra de aposentados. A diminuição da renda no ano de 2019 é resultado do desenho que fizemos para construir essa base. Assim, o efeito dos coeficientes compensa o efeito das características para resultar em um diferencial de renda negativo. Ao passar da ativa para a inativa, a renda da população em geral sofre uma diminuição, isso porque estão restritas aos limites do RGPS. Assim, é natural que os retornos às características, isto é, os coeficientes, sofram uma queda.

5.3. SIMULAÇÃO 2

Na segunda simulação analisamos o caso de uma reforma no sistema previdenciário instituindo idade mínima de 67 anos de aposentadoria. Com uma tendência de aumento na faixa etária da população, devido a maior expectativa de vida e menor taxa de natalidade, podemos esperar que no futuro seja feita uma reforma na previdência no sentido de aumentar a idade mínima de aposentadoria. No RGPS a aposentadoria por idade para homens ocorre aos 65 anos de idade, no RPPS e na aposentadoria rural a aposentadoria por idade ocorre aos 60 anos. Nessa simulação aplicaremos as mesmas regras para toda a amostra, isto é, o indivíduo terá os pré-requisitos para a aposentadoria aos 67 anos. Como nas outras simulações estamos utilizando apenas a base de dados do sexo masculino.

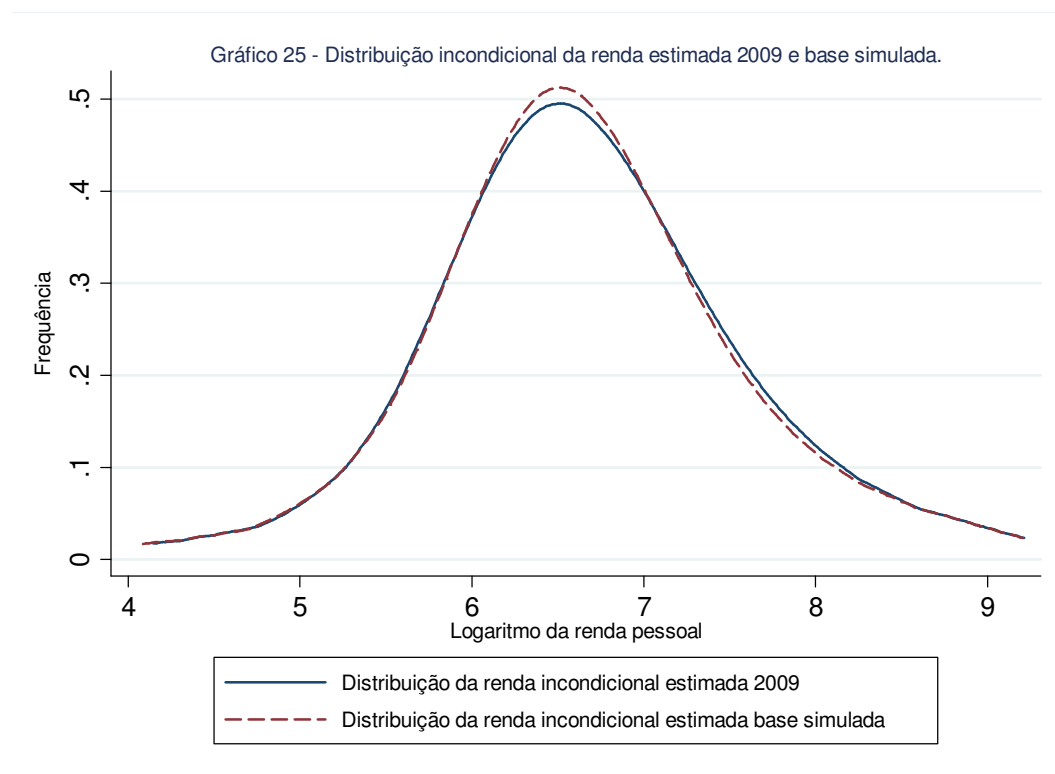
Tabela 7 – Estatísticas descritivas para 2009 e base simulada.

	2009		Base simulada	
	Beneficiários	Não beneficiários	Beneficiários	Não beneficiários
Total	18.296	96.915	9.141	106.070
Idade				
16-66	52,53%	99,52%	0,00%	100,00%
A partir de 67	47,46%	0,47%	100,00%	0,00%
Cor				
Branco	52,55%	43,80%	49,69%	44,09%
Anos de estudo				
0-3	44,24%	17,07%	53,40%	18,02%
4-7	26,82%	24,73%	23,22%	25,02%
8-10	8,46%	17,78%	5,34%	17,32%
11-14	12,94%	31,68%	7,54%	30,68%
15 ou mais	7,49%	8,36%	5,45%	8,57%
Não determinado	0,04%	0,38%	0,00%	0,39%

Tabela gerada a partir dos dados da PNAD de 2009, com simulação para reforma previdência instituindo idade mínima para se aposentar de 67 anos. Amostra de homens com renda pessoal positiva e mais de 16 anos.

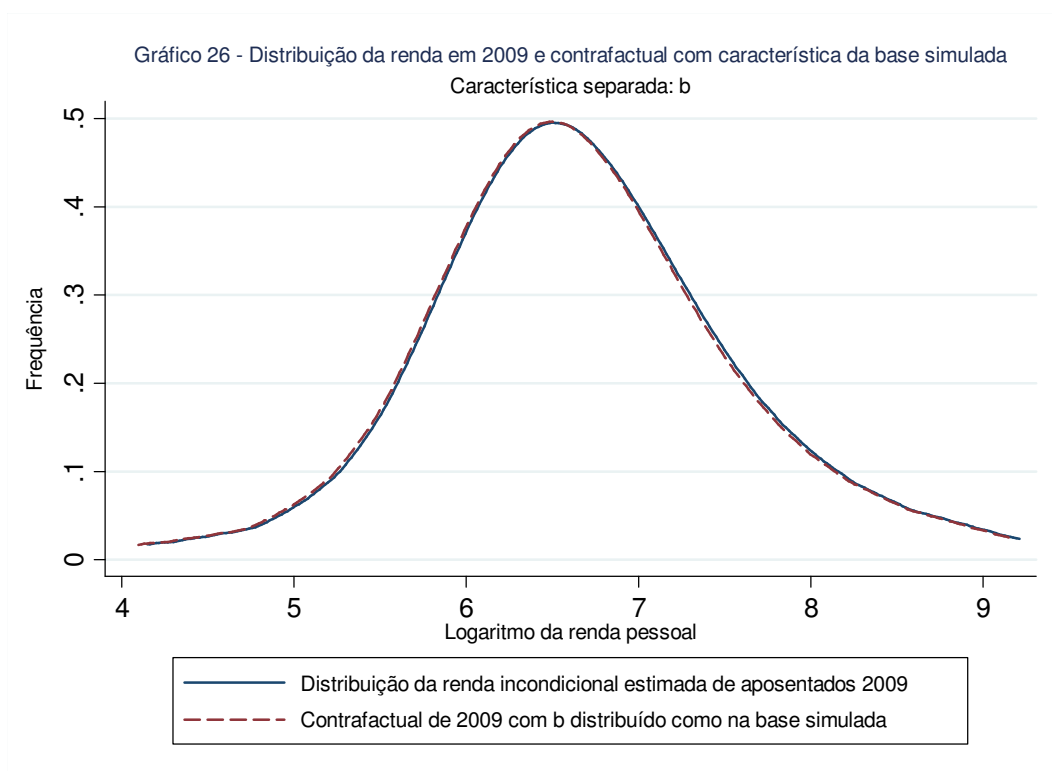
Para fazer a simulação utilizamos o banco de dados da PNAD de 2009. Nesse banco temos um total de 18.296 aposentados, o que representa 15,88% da amostra. Para a simulação eliminamos da amostra todos os indivíduos com menos de 67 anos e que são aposentados, que é um total de 9.612 indivíduos. Chamaremos a nova base que estamos criando de base simulada. Os 9.612 indivíduos que, na base simulada, voltam à ativa são incluídos na base simulada com renda da ativa. Para isso tiramos uma

amostra aleatória de 9.612 indivíduos dentre os não aposentados entre 45 e 67 anos do banco PNAD 2009 (que são um total de 25.595 indivíduos). Inserimos essa amostra aleatória na base simulada, de modo que, nessa base temos um total de 115.211 (assim como na base de 2009), mas com apenas 8.684 aposentados. Além disso, há 457 indivíduos na amostra de 2009 com mais de 67 anos e que não são aposentados. Para incluir esses 457 indivíduos entre os aposentados da base simulada, utilizamos a mesma metodologia da seção 5.2. Ou seja, para os que ganham até um salário mínimo, consideramos que ganharão um salário mínimo de aposentadoria. Para os que ganham entre um salário mínimo e o teto da previdência, consideramos que continuam ganhando o mesmo na aposentadoria. Como desses 457 indivíduos, apenas 25 ganham mais que o teto da previdência, e considerando que se fossem contribuintes do RPPS já estariam aposentados, consideramos que esses indivíduos, uma vez aposentados, receberão o teto da previdência. Assim, o total de aposentados da base simulada é de 9.141, o que corresponde a 7,53% dessa base. As características das amostras estão descritas na tabela 7 acima.



Inicialmente, fazemos uma comparação entre a renda de 2009 com a renda da base simulada, incluindo ativos e inativos. No gráfico 25 temos a distribuição estimada

da renda para 2009 e para a base simulada. A curva para a base simulada tem frequência maior nos níveis médios de renda, e frequência menor nos níveis mais altos de renda. Analisando os efeitos distributivos da simulação, temos que o índice de Gini para a renda da base simulada é 0,489, enquanto o índice de Gini para a renda estimada de 2009 é 0,491. Assim, temos que a renda da base simulada é mais bem distribuída que a renda estimada de 2009. Esse resultado difere do resultado da seção 5.2, onde a renda da amostra com maior proporção de aposentados (2019), era mais bem distribuída.

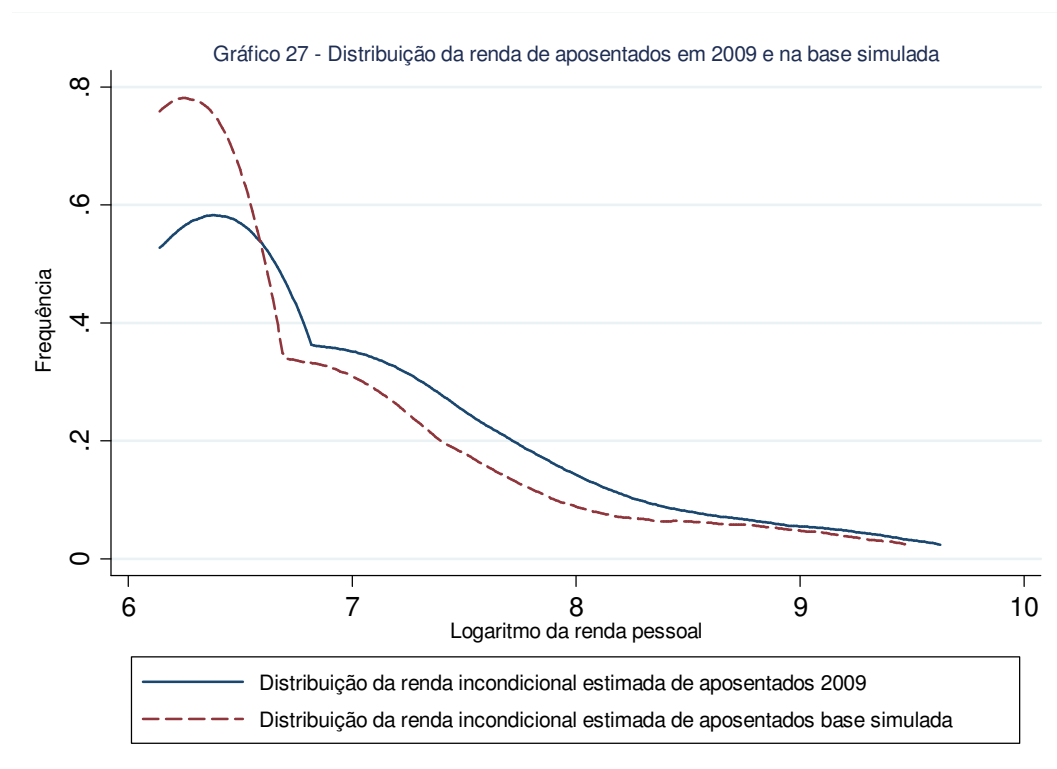


No gráfico 26 temos a renda incondicional estimada de 2009 e o contrafactual de 2009 com a proporção de beneficiários distribuída como na base simulada, isso é, a renda em 2009 caso a proporção de aposentados fosse como a proporção na base simulada. O índice de Gini do contrafactual é 0,494, maior que o índice de Gini de 2009, que é 0,491. Assim, temos que, caso a proporção de beneficiários em 2009 fosse menor, a renda seria mais desigual. Esse resultado é semelhante ao resultado encontrado no gráfico 17, onde um aumento da proporção dos aposentados melhorava a distribuição da renda. Assim, apesar de a renda da base simulada, que possui proporção menor de beneficiários, ser mais bem distribuída que a renda de 2009, quando separamos o efeito

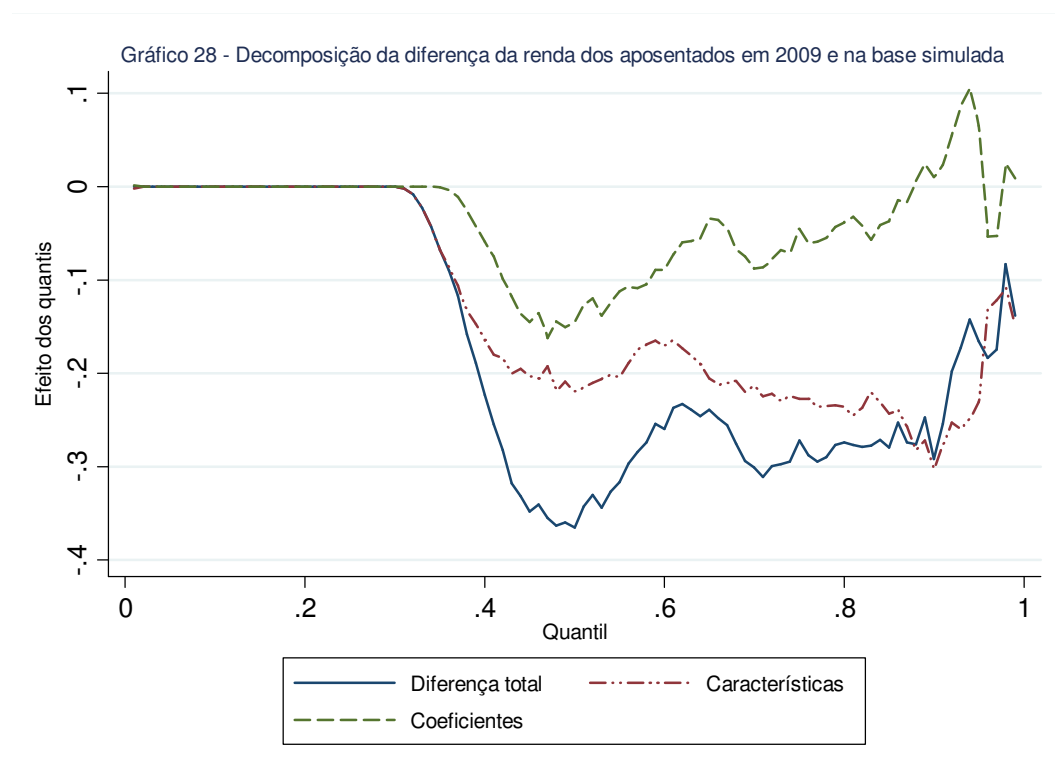
da característica b, que indica a proporção de aposentados, temos que a diminuição na proporção de aposentados levou a uma piora na distribuição de renda.

Vamos agora comparar a renda dos aposentados da base de 2009 com a renda dos aposentados da base simulada. Na tabela 7 podemos observar que as características de educação foram muito alteradas. Isso se deve ao fato de que dentre os aposentados do ano de 2009, os mais novos tem nível educacional maior que os mais velhos. Assim, quando tiramos os mais novos da amostra dos aposentados, temos uma nova amostra com nível educacional menor. Para analisar o efeito das características do modelo, vamos decompor o diferencial de renda para cada característica individualmente.

No gráfico 27 temos a renda estimada dos aposentados em 2009 e dos aposentados da base simulada. Podemos observar que a renda dos aposentados da base simulada tem frequência maior nos menores quantis de renda e frequência menor nos maiores quantis de renda. Assim, a renda dos aposentados para a base simulada é menor que a renda dos aposentados para 2009, indicando que os aposentados mais novos tem renda maior que os mais velhos. Na seção 5.2, quando analisamos os aposentados de 2019, vimos que esses também tinham renda menor que os aposentados de 2009.



No gráfico 28 fazemos a decomposição da diferença entre as rendas dos aposentados para 2009 e para a base simulada. Temos que o diferencial total é negativo, indicando que a renda dos aposentados para a base simulada é menor que a renda dos aposentados em 2009, corroborando o resultado do gráfico 27. A distribuição das características contribui para a diminuição da renda na base simulada. Como observado na tabela 7, os níveis educacionais para a base simulada são menores que os níveis educacionais para os aposentados de 2009. Assim, o efeito das características é negativo, diminui a renda na base simulada. Além disso, os coeficientes, apesar de em menor grau que as características, contribui para uma diminuição na renda da base simulada, o mesmo resultado encontrado na primeira simulação, já que ao passar da ativa para a inativa a remuneração diminui, explicando a diminuição aos retornos das características.



6. CONCLUSÃO

O presente trabalho teve o objetivo de analisar o impacto da proporção de beneficiários de aposentadoria na renda e na distribuição de renda. Analisamos, também, o efeito das outras características do modelo na mesma variável.

Comparando as amostras PNAD dos anos 1995 e 2009, encontramos que a distribuição de renda melhorou nesse período de tempo, sendo explicada tanto pela mudança nas características quanto pela mudança nos coeficientes. Analisando as variáveis de educação, temos que as variáveis que mais tiveram impacto na diferença da renda entre os anos em estudo foram ensino médio e ensino superior. Além disso, a característica ensino superior teve impacto maior nos quantis mais altos de renda. A variável b , que indica a proporção dos aposentados, teve impacto contrário ao das características de educação no diferencial de renda. De 1995 para 2009 a proporção de aposentados aumentou, e o efeito dessa característica foi de diminuir a renda pessoal nesse período. Apesar disso, em termos relativos, essa característica contribuiu para uma melhoria na distribuição de renda no período estudado.

Além da comparação entre os anos de 1995 e 2009 fizemos uma simulação para uma amostra do ano de 2019. Essa simulação consistiu em alterar principalmente a proporção de aposentados entre os anos 2009 e 2019. Baseada na projeção populacional do IBGE para o ano de 2019, aumentamos a proporção dos aposentados para esse ano. Analisando o impacto da característica b na diferença da renda entre os dois anos, encontramos resultado semelhante à comparação anterior. O aumento de b levou a uma melhoria na distribuição da renda.

Utilizando a mesma simulação, fizemos uma comparação ainda entre a renda dos aposentados de 2009 com a renda dos aposentados de 2019. As características dessas duas populações são diferentes, pois o grupo que passa a ser aposentado no ano de 2019 tem nível educacional maior que o grupo já aposentado em 2009. O efeito das características no diferencial de renda foi o de aumentar a renda no período estudado. Enquanto a característica analfabetos contribuiu para um maior diferencial entre os indivíduos de renda média, a característica ensino superior contribuiu para um maior diferencial entre os indivíduos de renda superior. Além disso, as características ensino fundamental e ensino médio tiveram efeitos semelhantes ao longo dos quantis, mas a característica ensino médio teve uma maior contribuição para o diferencial de renda.

Apesar da contribuição da distribuição das características para o aumento da renda de aposentadoria em 2019, o diferencial total da renda foi negativo, como consequência do desenho que fizemos para as simulações, isto é, a renda para aposentados de 2019 é menor que a renda para aposentados em 2009. Assim, o efeito dos coeficientes teve efeito maior e em sentido oposto que o efeito das características de modo a resultar em um diferencial total negativo. Esse resultado é encontrado devido a um aumento em 2019 na frequência dos indivíduos que ganham pouca renda de aposentadoria, e uma diminuição em 2019 na frequência dos indivíduos que ganham renda média de aposentadoria.

Fizemos, ainda, uma simulação considerando uma reforma previdenciária que aumenta a idade mínima para se aposentar para os homens. Comparamos a nova amostra que compreende a aposentadoria a partir dos 67 anos com a amostra de 2009. No resultado temos que a amostra da base simulada, com menor proporção de beneficiários, tem uma distribuição de renda melhor que a amostra de 2009. Apesar disso, ao calcular o contrafactual da amostra de 2009 caso a proporção de aposentados fosse a mesma que na base simulada, temos que esse contrafactual é mais desigual. Ou seja, apesar de a distribuição de renda melhorar na base simulada, a diminuição da proporção de aposentados isoladamente contribui para uma piora na distribuição de renda. Esse resultado é condizente com o resultado da primeira simulação feita. Fizemos, ainda, uma comparação da renda dos aposentados da base simulada com a renda dos aposentados em 2009. Como resultado, temos que a diminuição do nível educacional para os aposentados da base simulada contribuiu para uma diminuição nos níveis de renda dessa base.

Assim, o principal resultado encontrado foi que o aumento da proporção de aposentados na amostra levou a uma melhora na distribuição da renda como um todo, isto é, incluindo aposentados e não aposentados.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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

BARROS, R. P. *et al.* Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. *Texto para Discussão*, n. 1.203. Rio de Janeiro: IPEA. 2006.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M. A efetividade do salário mínimo como instrumento para reduzir a pobreza e a desigualdade no Brasil. In: LEVY, P.; VILLELA, R. Uma agenda para crescimento econômico e redução da pobreza. *Texto para Discussão*, n. 1.234. Rio de Janeiro: IPEA. 2006.

BARROS, R. P., FRANCO S., MENDONÇA, R. A recente queda na desigualdade de renda e o acelerado progresso educacional brasileiro da última década. Cap. 26, p. 305-342. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (orgs). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*, v. 2. Brasília: IPEA. 2007.

BRASIL. Ministério da Previdência Social. Panorama da previdência social brasileira – 3 ed – Brasília: Ministério da Previdência Social. 2008.

BRASIL. Ministério da Previdência Social. *Anuário Estatístico da Previdência Social*, Volume 18, pp. 1-854. 2009.

BROWN, J. R., CORONADO, J. L. e FULLERTON, D. Is social security part of the social safety net? *Tax Policy and the Economy*, v. 23, n. 1, p. 37-72. Chicago: University of Chicago Press. 2009.

CAETANO, M. A.. Subsídios cruzados na previdência social brasileira. *Texto para Discussão*, n. 1211, IPEA. 2006.

CAETANO, M. A.. Previdência social e distribuição regional da renda. *Texto para Discussão*, n. 1318, IPEA. 2008.

CHERNOZHUKOV, V. ; FERNANDEZ-VAL I. e MELLY, B.. "Inference on counterfactual distributions" *CEMMAP working papers CWP09/09*, Centre for Microdata Methods and Practice, Institute for Fiscal Studies. 2009.

- FELDSTEIN, M. S.. Social Security and the Distribution of Wealth. *Journal of the American Statistical Association*, v. 71, n.356, p. 800-807. 1976.
- FERREIRA C. R. Aposentadorias e distribuição de renda no Brasil: uma nota sobre o período 1981-2001. *Revista Brasileira de Economia*. v. 60, n. 3: p. 247-260. 2006.
- GOKHALE J. & KOTLIKOFF L. J.. 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, cap.3: p. 85-114. 2002.
- GOSLING, A., S. MACHIN, and C. MEGHIR: “The Changing Distribution of Male Wages in the U.K.,” *Review of Economic Studies* 67, p. 635-666. 2000.
- HERRÁN, C. A. Reduzindo a pobreza e a desigualdade no Brasil. Brasília: Banco Interamericano de Desenvolvimento, 2005.
- HOFFMANN, R. Transferências de renda e redução da desigualdade no Brasil e em cinco regiões, entre 1997 e 2005. Cap. 15 p. 17-40. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (orgs.) *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*, v. 2. Brasília: IPEA. 2007.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Projeção da população do Brasil por sexo e idade 1980-2050, revisão 2008, n. 24. Série estudos e pesquisas – Informação demográfica e socioeconômica. 2008.
- KOENKER R. and G. BASSETT: “Regression Quantiles,” *Econometrica* v. 46, p. 33–50. 1978.
- KONEKER, R. *Quantile Regression*, Cambridge University Press, 2005.
- LIEBMAN, J. B.. 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, cap.1: p. 11-48. 2002.
- MACHADO, J., and J. MATA: “Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression,” *Journal of Applied Econometrics* v. 20, p. 445-465. 2005.
- MELLY, B.: Decomposition of differences in distribution using quantile regression. *Labour Economics* v. 12, p. 577-590. 2006.

MOURA, R. L., TAFNER, P. e FILHO, J. J. Testando a propriedade redistributiva do sistema previdenciário brasileiro: uma abordagem semiparamétrica. In: TAFNER, P. & GIAMBIAGI, F. (orgs.) *Previdência no Brasil: debates, dilemas e escolhas*. Cap, 10. p. 349-400. IPEA. 2007.

SOARES et al. Programas de transferência de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade. Cap. 17 p. 87-129. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (orgs.) *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*, v. 2. Brasília: IPEA. 2007.

SOCIAL SECURITY ADMINISTRATION (SAA). *Social Security Programs Throughout the World: Europe*. Washington: Social Security Administration, 2010.

TAFNER, 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*. Cap. 11. p. 401-439. IPEA. 2007.

TAVARES, P. A., PAZELLO, E. T., FERNANDES, R. e CAMELO, R. S.. “Uma avaliação do programa Bolsa Família: focalização e impacto na distribuição de renda e pobreza” *Pesquisa e Planejamento Econômico* v. 39 n. 1. 2009.