

AS PERDAS DECORRENTES DAS APOSENTADORIAS PRECOSES NO BRASIL¹

Bruno Ottoni²

Fernando Holanda Barbosa Filho³

Luiza Guimarães Nobre⁴

Este estudo verifica em que medida as aposentadorias precoces reduzem a renda agregada da economia brasileira por meio de dois canais específicos. O primeiro refere-se à redução da renda causada por queda na ocupação. O segundo, por sua vez, diz respeito à sua redução em função da diminuição, para aqueles que se mantêm ocupados, tanto do salário-hora quanto das horas trabalhadas. Utilizando um método de variáveis instrumentais, estimamos o efeito dessas aposentadorias precoces sobre a ocupação, o salário-hora e as horas trabalhadas. Observamos que elas afetam negativamente as três variáveis analisadas e, conseqüentemente, reduzem a renda agregada.

Palavras-chave: previdência; aposentadorias precoces; renda agregada.

THE LOSSES GENERATED BY EARLY RETIREMENTS IN BRAZIL

This study seeks to investigate the extent to which the early retirements reduce the aggregate income of the Brazilian economy through two specific channels. The first one is the reduction of aggregate income caused by a drop in employment. The second one is the reduction of the aggregate income as a result of a drop, for those who are still employed, in both hourly wage and hours worked. By using an instrumental variable method, we estimate the effects of early retirements on the probability of occupation and on the hourly wage and hours worked. We observe that early retirements have a negative impact on these three variables and, therefore, decreases aggregate income.

Keywords: pension system; early retirements; aggregate income.

JEL: C36; H53; H55; J11.

DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppev50n1art1>

1 INTRODUÇÃO

O sistema previdenciário brasileiro é extremamente generoso. Entre os aspectos frequentemente citados para caracterizar a sua benevolência, tem ganhado cada vez mais atenção a possibilidade de aposentadoria por tempo de contribuição, sem exigência de idade mínima. Esta regra, que permite ao indivíduo obter seu benefício previdenciário por tempo de contribuição independentemente de sua faixa etária, é bastante incomum. Por exemplo, dados da Associação Internacional

1. Os autores gostariam de agradecer a Victor Bridi pelo excelente auxílio prestado na elaboração deste estudo.

2. Pesquisador do IDados; e pesquisador do Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getulio Vargas (IBRE/FGV).

3. Pesquisador do IBRE/FGV.

4. Assistente de pesquisa do IBRE/FGV.

de Seguridade Social sugerem que, dentro de um universo total de 177 países pesquisados, existem apenas treze que adotam regra semelhante à brasileira, ou seja, que permitem aposentadoria exclusivamente a partir da comprovação de um determinado número de contribuições.

Uma das principais consequências da possibilidade de que indivíduos obtenham, no Brasil, seu benefício previdenciário por tempo de contribuição, sem exigência de idade mínima, é a tendência de que uma parcela expressiva da população consiga garantir relativamente cedo a sua aposentadoria. Infelizmente, essa regra, que garante direito de acesso ao benefício em idades reduzidas para grande parte da população brasileira, acarreta perdas significativas para o país. Alguns dos prejuízos decorrentes das aposentadorias precoces são diretos, como a queda na receita do governo, em virtude da redução no número de contribuições pagas ao sistema da previdência. Outras perdas, no entanto, são indiretas, como a redução na renda agregada do país decorrente dos efeitos que o recebimento do benefício previdenciário pode produzir sobre o comportamento dos indivíduos.

Especificamente, a obtenção do benefício previdenciário pode incentivar os agentes a ajustar a sua conduta em pelo menos duas dimensões distintas, com potenciais efeitos deletérios sobre a renda agregada, que são: *i*) na margem extensiva, ou seja, mediante migração para a inatividade; ou *ii*) na margem intensiva, ou seja, por meio de uma redução de seu salário e das suas horas trabalhadas (por exemplo, mudando para uma ocupação que traga maior satisfação, porém menor remuneração).

Este artigo procura quantificar as perdas indiretas causadas pelos indivíduos que escolhem se aposentar precocemente. Neste sentido, este texto é bastante semelhante ao trabalho de Paiva, Rangel e Caetano (2016), visto que ambos procuram quantificar os prejuízos, para a renda agregada da economia, resultantes dos efeitos das aposentadorias precoces sobre a probabilidade de inatividade, o salário e as horas trabalhadas. Porém, a metodologia adotada aqui, para estimar as perdas decorrentes dessas aposentadorias, é expressivamente diferente da empregada em Paiva, Rangel e Caetano (2016). Enquanto esta pesquisa implementa uma estratégia de variáveis instrumentais, a outra adota um procedimento de escore de pensão com pesos.

Mais precisamente, a metodologia utilizada aqui procura mensurar o efeito das aposentadorias precoces tanto na probabilidade de inatividade quanto no salário e nas horas trabalhadas dos indivíduos que passam a receber o seu benefício previdenciário, mas permanecem no mercado de trabalho. Para lidar com o problema da endogeneidade potencial do principal regressor de interesse, a probabilidade de aposentadoria precoce, implementa-se uma estratégia de variáveis instrumentais, que será descrita mais detalhadamente na seção *Metodologia*. Os resultados encontrados indicam que as pessoas que conseguem adquirir sua aposentadoria

precocemente têm maior probabilidade de migrar para a inatividade e, mesmo aquelas que continuam ocupadas, tendem a ter seu salário reduzido. Ademais, verificamos que essa diminuição da remuneração, dos indivíduos que continuam ocupados, advém de uma queda tanto do salário-hora quanto da quantidade de horas trabalhadas.

Posteriormente, as estimativas obtidas são utilizadas para mensurar as perdas que as aposentadorias precoces produzem na renda agregada da economia, ao motivar condutas que tendem a acarretar uma redução nos proventos dos agentes – seja via aumento da chance de que indivíduos abandonem o mercado de trabalho ou por meio de uma diminuição do salário-hora e das horas trabalhadas daqueles que permanecem ocupados. Os cálculos realizados sugerem que as aposentadorias precoces provocam uma redução de no máximo 0,7% e no mínimo 0,4% na renda agregada da economia.

A seguir, na seção 2, apresentaremos artigos internacionais que tratam do tema de incentivos nos sistemas previdenciários. Na seção 3, iremos expor nossa base de dados, e, em seguida, na quarta seção, a metodologia adotada. Os resultados principais estarão na seção 5 e, nas seções 6 e 7, exibiremos os nossos testes de robustez e os cálculos por trás da perda na renda agregada, respectivamente. Por fim, na seção 8, concluímos este artigo.

2 REVISÃO DE LITERATURA

O artigo com o tema que mais se assemelha ao nosso é o de Paiva, Rangel e Caetano (2016). Utilizando o método de pesos de escore de propensão de Hirano, Imbens e Ridder (2003), os autores buscam estimar a perda de produtividade relacionada às aposentadorias precoces. Eles descobrem que o impacto destas na produtividade dos trabalhadores é de 0,05% do produto interno bruto (PIB) para os aposentados ocupados, e de 0,11% levando em conta os que estariam trabalhando se não houvesse aposentadorias precoces. Os resultados indicam que o principal impacto negativo dessas aposentadorias está na redução da ocupação.

Em contrapartida, como na maioria dos países não existe a possibilidade de trabalhar após a aposentadoria, a literatura internacional trata de outros aspectos do tema de previdência. Um assunto muito abordado é o dos incentivos por trás da decisão dos indivíduos no momento de se aposentar. Os autores Gruber e Wise (1999; 2004; 2007) organizaram um projeto internacional, incluindo doze países e dividido em três partes, com o objetivo de estudar a relação entre benefícios previdenciários e aposentadoria.

A primeira fase descreve os incentivos à aposentadoria inerentes aos planos previdenciários e documenta a forte relação entre incentivos à decisão de se aposentar cedo e a proporção de pessoas mais velhas fora da força de trabalho. Um dos

métodos escolhidos para medir estes incentivos é o modelo de *option value* (valor da opção) (Stock e Wise, 1990). Este método consiste em avaliar o valor esperado da renda, calculada a valor presente, de todas as possíveis idades para aposentadoria, com a finalidade de comparar o valor da aposentadoria hoje e na data ideal para cada indivíduo. Se o valor é positivo, há incentivos para a permanência na força de trabalho. O que os autores descobrem, no entanto, é que, na maioria dos países estudados, essa relação é negativa, o que explica o êxodo para fora da força de trabalho dos indivíduos que se encontram na idade mínima para aposentadoria.

Outros autores que também utilizam o modelo de *option value* (Stock e Wise, 1990) para medir os incentivos por trás da decisão de aposentadoria são Börsch-Supan (2000) e Blundell, Meghir e Smith (2002). Enquanto o primeiro concentra-se na Europa e especialmente na Alemanha, os últimos analisam o caso inglês. Ambos os artigos reportam resultados que corroboram a relação positiva entre o *option value* (Stock e Wise, 1990) e a probabilidade de o indivíduo se aposentar na idade mínima, assim como encontrado por Gruber e Wise (1999; 2004; 2007).

A segunda fase, por sua vez, ilustra os efeitos que as mudanças dos planos de aposentadoria (*plan provisions*) teriam na participação dos indivíduos mais velhos na força de trabalho. Os autores demonstram que, ao aumentar em três anos a idade mínima para se aposentar, há uma redução na proporção de homens com 55 a 65 anos fora da força de trabalho variando entre 23% e 65%. Esse resultado é consistente para todos os países analisados.

Por fim, a terceira fase tem como objetivo avaliar as implicações fiscais que a extensão da força de trabalho teria nos custos líquidos do programa. Os autores constatam uma diminuição nesses custos decorrente de uma redução de benefícios da previdência pública e de um aumento da receita de impostos governamentais. Eles revelam que a redução média observada, entre os doze países analisados, fica em 27% do custo líquido anual dos programas previdenciários (0,72% do PIB, em média, para todos os países). Portanto, os autores argumentam que, por meio de uma política que vise aumentar a idade mínima para aposentadoria, é possível ter, ao mesmo tempo, aumento da participação na força de trabalho e uma redução dos custos líquidos dos programas previdenciários.

Na mesma linha dos artigos anteriores, Duval (2003) examina o impacto dos incentivos existentes nos sistemas previdenciários e em outros programas de transferência social na decisão de aposentadoria dos indivíduos mais velhos, para países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), observando somente a população masculina. Utilizando dados em painel, ele observa indivíduos de grupos etários distintos (55 a 59 anos, 60 a 64 anos e mais de 65 anos), de um conjunto de 22 países, durante o período de 1969 a 1999. Semelhante à abordagem de Gruber e Wise (1999; 2004; 2007), o autor também observa que, nos

países estudados, há um imposto marginal implícito sobre o trabalho continuado, e que o valor deste imposto varia entre os países. Este imposto resume em várias dimensões os incentivos à aposentadoria e, além disso, a generosidade dos benefícios previdenciários. Correlações simples entre os países sugerem que tais impostos induzem trabalhadores mais velhos a antecipar sua decisão de aposentadoria. Para a faixa etária de 55 a 59 anos, há evidências de que programas de transferência social foram utilizados como esquemas de aposentadorias antecipadas.

Além do papel dos incentivos, alguns autores buscam entender a relação entre a saúde das pessoas e a decisão de se aposentar. Em seu artigo, McGarry (2004) analisa a correlação entre a saúde debilitada de determinados indivíduos e a decisão de permanecer na força de trabalho, excluindo aqueles que possivelmente poderiam alegar saúde frágil para obter benefícios e se aposentar mais cedo (viés de justificação). A autora utiliza dados do Health and Retirement Study, uma pesquisa nacional bienal que coleta dados de renda, riqueza, características de emprego e saúde e o diagnóstico de doenças dos indivíduos, nos Estados Unidos. Os resultados de seu estudo sugerem que há uma correlação forte entre saúde debilitada e a decisão de se manter empregado, e que essa correlação observada não é somente por causa do viés de justificação. Além disso, a autora verifica que a saúde é mais importante para a decisão de aposentadoria do que a renda ou a riqueza dos indivíduos.

Há também uma vasta literatura acerca dos efeitos da aposentadoria sobre a saúde. Alguns autores, como Eibich (2015), argumentam que a aposentadoria melhora a saúde física e, principalmente, a saúde mental dos indivíduos. Os resultados desse artigo indicam que há um efeito causal positivo da aposentadoria na saúde e na utilização de assistência médica.

3 DADOS

Os dados utilizados neste artigo foram retirados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) realizada em 2014.⁵ A amostra compreende apenas indivíduos em idade ativa, ou seja, são excluídas todas as pessoas que possuem 13 anos ou menos de vida. Ademais, procede-se com a eliminação daqueles indivíduos com idade maior ou igual a 65 anos.

Essa última exclusão advém da hipótese, adotada aqui, de que os aposentados precoces são aqueles indivíduos que começam a obter seu benefício previdenciário antes dos 65 anos. Portanto, as perdas calculadas neste trabalho podem ser interpretadas como os prejuízos causados à renda agregada da economia pela aposentadoria precoce de indivíduos que possuem menos de 65 anos de idade. Dado que a proposta atual

5. A PNAD costumava ser coletada anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), porém foi descontinuada. A última versão disponível compreende o ano de 2015, porém, escolhemos utilizar a PNAD de 2014, pois acreditamos que os dados desta pesquisa são mais confiáveis, quando comparados aos dados de 2015.

de reforma da previdência pretende alterar a idade mínima de aposentadoria para os 65 anos, tem-se que as perdas para a renda agregada estimadas aqui representam na verdade os ganhos que poderiam ser obtidos mediante a aprovação do texto que está em tramitação no congresso.

Em seguida, são mantidos na amostra apenas indivíduos para os quais não existem valores faltantes em nenhuma das variáveis utilizadas neste estudo. A lista completa das variáveis adotadas pode ser encontrada na tabela 1. Finalmente, provou-se necessário imputar o número de filhos para todos os homens da amostra, pois, caso contrário, estes indivíduos seriam excluídos, visto que os dados originais da PNAD apresentam valores faltantes para tal elemento. Os indivíduos de sexo masculino compreendem praticamente metade da população brasileira e excluí-los da base de dados acarretaria problemas sérios em termos de validade externa dos resultados obtidos nesta pesquisa. O procedimento de imputação procurou atribuir o número de filhos presentes no domicílio tanto ao homem classificado diretamente como chefe de família, quanto ao indivíduo do sexo masculino categorizado como cônjuge de mulher que seja apontada como chefe de família. A amostra final considerada neste artigo, depois de realizadas as alterações descritas, compreende um universo de 252.014 indivíduos.

TABELA 1
Estatísticas descritivas

Variável	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Idade	36,350	14,185	14,000	64,000
Anos de estudo	8,490	4,198	0,000	15,000
Cor da pele (branca = 1)	0,447	0,497	0,000	1,000
Sexo (masculino = 1)	0,482	0,500	0,000	1,000
Situação censitária (área urbana = 1)	0,858	0,349	0,000	1,000
Região Nordeste	0,272	0,445	0,000	1,000
Região Centro-Oeste	0,064	0,244	0,000	1,000
Região Sudeste	0,423	0,494	0,000	1,000
Região Sul	0,159	0,366	0,000	1,000
Aposentado	0,062	0,241	0,000	1,000
Ocupado	0,655	0,475	0,000	1,000
Horas trabalhadas	102,626	85,405	0,000	392,000
Salário-hora	8,017	44,503	0,000	8.750,000
Distância da aposentadoria	-12,759	15,688	-46,000	30,000
Número de filhos	0,863	1,112	0,000	12,000
Primeira filha mulher	0,041	0,199	0,000	1,000
Observações	252.014	252.014	252.014	
Peso ¹	140.896.902	140.896.902	140.896.902	

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Equivale à população, isto é, à amostra expandida pelo peso do IBGE.

Apresenta-se na tabela 1 um conjunto de estatísticas descritivas, que foram calculadas a partir da amostra discutida anteriormente. Uma análise desses números indica que a amostra selecionada compreende indivíduos que são relativamente maduros, com idade média de quase 37 anos. Além disso, a grande maioria, mais de 42%, mora no Sudeste. O salário-hora máximo é de R\$ 8.750 e o número mínimo de anos de estudo é igual a zero.

4 METODOLOGIA

Nesta seção, apresenta-se o procedimento utilizado para calcular o efeito das aposentadorias precoces tanto na probabilidade de que indivíduos decidam migrar para a inatividade quanto sobre o valor do salário daquelas pessoas que permanecem ocupadas. Inicialmente, são discutidos dois modelos distintos, que servem como ponto de partida, para determinar a forma mais adequada de estimar os efeitos produzidos por essas aposentadorias. O primeiro busca avaliar em que medida as aposentadorias precoces impactam a probabilidade de o indivíduo estar ocupado. Já o segundo modelo pretende verificar o efeito produzido pelas aposentadorias precoces no salário daqueles que permanecem ocupados.

Para enriquecer a análise realizada no segundo modelo mencionado anteriormente, estima-se o impacto das aposentadorias precoces separadamente sobre as seguintes variáveis: *i*) número de horas trabalhadas; e *ii*) salário-hora. Esta separação ajuda a qualificar a investigação, visto que permite identificar se eventuais variações no salário do agente, que consegue obter o seu benefício previdenciário em idade reduzida, advêm de ajustes exclusivamente nas horas trabalhadas, apenas de alterações no salário-hora ou de mudanças conjuntas nestas duas variáveis. Ambos os modelos adotados, como ponto de partida nesta pesquisa, são descritos de forma detalhada a seguir.

- 1) Modelo para avaliar o impacto das aposentadorias precoces sobre a probabilidade de estar ocupado: $Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 A_i + \beta X_i + \varepsilon_i$. Sendo Y_i uma indicadora de ocupação para o indivíduo i ; A_i , uma indicadora de aposentadoria para o indivíduo i ; e X_i , um vetor de nove variáveis de controle para o indivíduo, composto por anos de escolaridade, idade, uma indicadora de sexo (masculino), uma indicadora de cor de pele (branca), quatro indicadoras de região (Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste) e uma indicadora de tipo de domicílio (urbano). Além disso, tem-se que ε_i representa um termo de erro que também varia no nível do indivíduo i . Finalmente, o coeficiente de interesse é representado pelo parâmetro α_1 , que captura o efeito das aposentadorias precoces sobre a probabilidade de ocupação.
- 2) Modelo para avaliar o impacto das aposentadorias precoces sobre o salário e as horas trabalhadas: $W_i = \delta_0 + \delta_1 A_i + \eta X_i + \epsilon_i$. Sendo que W_i pode

representar, para o indivíduo i , o logaritmo tanto do salário-hora, em algumas especificações, quanto do número de horas trabalhadas, em outras. Neste caso, A_i tem a mesma definição adotada no modelo (1), descrito anteriormente. Porém, incluímos no nosso vetor de controles X_i a variável indicadora de ocupação. Já o símbolo ϵ_i representa o termo de erro do modelo, que também difere por indivíduo i . Finalmente, o coeficiente de interesse é representado pelo parâmetro δ_1 , que determina o efeito das aposentadorias precoces tanto sobre o salário-hora quanto sobre as horas trabalhadas, conforme a variável dependente considerada em cada especificação.

Antes de prosseguir, é importante tratar de algumas questões sobre as regressões descritas anteriormente. Primeiro, a variável A_i é apenas uma indicadora de aposentadoria para o indivíduo i , em ambos os modelos. Porém, nesta pesquisa, interpreta-se a variável A_i não como indicadora de recebimento de benefício previdenciário em geral, mas, sim, como apontadora de um tipo muito específico de aposentadoria. Mais precisamente, neste estudo, entende-se a variável A_i como uma indicadora de aposentadoria precoce. Note que a interpretação da referida variável como apontadora de aposentadoria precoce e não apenas de recebimento de benefício previdenciário em geral decorre da exclusão dos indivíduos com idade maior ou igual a 65 anos da amostra utilizada neste trabalho.

Segundo, é importante esclarecer o motivo da inclusão da indicadora de ocupação no nosso vetor de controles X_i no modelo (2). Na verdade, tem-se que a inclusão desta variável binária no vetor de controles da referida especificação é extremamente importante para os objetivos deste estudo. Particularmente, é justamente a inclusão desta indicadora de ocupação, na regressão em questão, que permite calcular o efeito das aposentadorias precoces sobre o desempenho (medido, em algumas especificações, pelo salário-hora e, em outras, pelas horas trabalhadas) específico daqueles indivíduos que permanecem ocupados. Ou seja, para estimar o impacto, na margem intensiva, da obtenção do benefício previdenciário em idade reduzida (que consiste exatamente em medir o efeito da aposentadoria precoce apenas sobre os agentes que continuam empregados) deve-se, necessariamente, incluir a indicadora de ocupação no vetor de controles. Porém, a inclusão dessa variável pode gerar coeficientes viesados, visto que a própria ocupação pode ser entendida como uma variável endógena no modelo. Voltaremos a essa questão, sobre a possível endogeneidade da variável de ocupação, incluída na nossa segunda especificação, na seção 6, que trata dos testes de robustez.

O problema das especificações adotadas nos modelos (1) e (2) é a existência de regressores endógenos, em ambos os casos. Mais precisamente, admite-se na primeira especificação, em que a variável dependente é a indicadora de ocupação, que o vetor de controles X_i contém apenas regressores exógenos. Porém, adota-se a hipótese, neste caso, de que a variável indicadora de aposentadoria, A_i , representa

um regressor endógeno. Esse problema ocorre também no segundo modelo, que procura avaliar o impacto das aposentadorias precoces sobre o salário-hora e as horas trabalhadas, porém, focando apenas aqueles indivíduos que permanecem empregados.

Diante da existência de regressores endógenos, procura-se adotar, nesta pesquisa, uma metodologia de variáveis instrumentais. A adoção de uma estratégia baseada em instrumentos permite recuperar justamente estimativas causais dos parâmetros de interesse deste estudo, que são α_1 e δ_1 . Tipicamente, modelos de variáveis instrumentais demandam um número de instrumentos que seja pelo menos igual à quantidade de regressores endógenos (Angrist e Pischke, 2009; Wooldridge, 2010). Portanto, os modelos (1) e (2) requerem, no mínimo, um único instrumento. Este trabalho adota uma estratégia parcimoniosa optando, conseqüentemente, pela utilização do número mínimo de instrumentos exigido em cada especificação. Isto significa dizer que recorre-se aqui a apenas um instrumento.

A variável instrumental utilizada nesta pesquisa é a distância da idade de aposentadoria. Ela baseia-se nas regras de aposentadoria e, portanto, é construída utilizando procedimentos distintos para indivíduos que moram em áreas rurais e para aqueles que residem em perímetros urbanos.

Por um lado, para os que moram em áreas rurais, este instrumento (distância da idade de aposentadoria) é construído a partir da subtração entre o tempo de vida da referida pessoa e a idade provável de aposentadoria. Visto que a maioria esmagadora das pessoas que residem no campo só consegue obter seu benefício previdenciário pelo critério de idade, assume-se que a idade provável de aposentadoria seja justamente aquela determinada por lei. Mais precisamente, admite-se uma idade provável de aposentadoria de 55 anos, para mulheres, e de 60 anos, para homens.

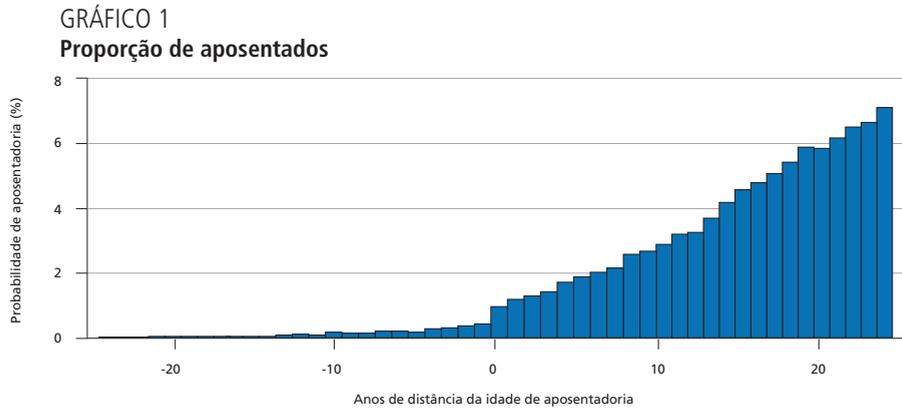
Por outro lado, ao focar os residentes de perímetro urbano, implementa-se uma metodologia diferente para a construção da mencionada variável instrumental, ou seja, para determinar a distância da idade de aposentadoria. Neste caso, o instrumento em questão também é calculado a partir da subtração entre o tempo de vida e a idade provável de aposentadoria. Porém, seria um equívoco adotar para estes moradores a idade provável de aposentadoria como sendo aquela determinada por lei para obtenção do benefício previdenciário, isto é, segundo o critério de idade, 60 anos para mulheres e 65 anos para homens. Essa hipótese estaria equivocada, ao partir do critério de idade para determinar o momento provável de aposentadoria, porque uma parcela expressiva da população de áreas urbanas consegue obter seu benefício previdenciário precocemente via cumprimento do tempo de contribuição, de 30 anos para mulheres e de 35 anos para homens.

Em virtude desse fato particular das áreas urbanas, de que muitos moradores destas localidades conseguem o direito ao seu benefício previdenciário exclusivamente por tempo de contribuição, é utilizado um procedimento distinto para calcular a idade provável de aposentadoria, nesse contexto. Mais precisamente, realiza-se um expediente em três etapas para determinar o momento provável de recebimento do benefício previdenciário nos perímetros urbanos.

Primeiro, é efetuada, para cada indivíduo, uma adição entre o tempo mínimo de contribuição determinado por lei (30 anos para mulheres e 35 anos para homens) e a idade com que aquele agente afirma ter começado a trabalhar. O resultado desta soma é, portanto, a idade mínima com a qual o indivíduo poderia se aposentar, na eventualidade de ter conseguido contribuir ininterruptamente para a previdência ao longo de toda a sua vida laboral. Em seguida, determina-se o momento provável de aposentadoria, para cada indivíduo, como sendo exatamente idêntico a esta idade mínima com a qual o referido agente poderia começar a receber o seu benefício previdenciário (obtida a partir da soma entre o tempo de contribuição estabelecido por lei e a idade de ingresso no mercado de trabalho). Finalmente, calcula-se a distância da idade de aposentadoria, nos perímetros urbanos, a partir da subtração entre o tempo de vida do indivíduo e a sua idade provável de obtenção do benefício previdenciário.

Resta agora descrever como ficam os modelos (1) e (2) utilizando a variável instrumental descrita anteriormente (distância da idade de aposentadoria) para resolver o problema da presença do regressor endógeno, indicadora de aposentadoria. Em ambas as especificações temos um único regressor endógeno, e utiliza-se apenas um instrumento, a distância da idade de aposentadoria. O procedimento empregado na estimação de ambos os modelos é o método de mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E).

O gráfico 1 ilustra a relação entre a probabilidade de aposentadoria e a distância da idade de aposentadoria, ao redor de zero. É possível observar que a probabilidade de aposentadoria é praticamente igual a zero para as pessoas com distância da idade de aposentadoria negativa, e que essa probabilidade cresce à medida que a distância fica maior do que zero. Portanto, isso nos leva a acreditar na funcionalidade do nosso instrumento.



Ainda persiste, porém, uma ameaça à identificação dos efeitos das aposentadorias precoces a partir da estimação dos dois modelos mencionados anteriormente, visto que a amostra utilizada em ambos os casos contém indivíduos significativamente diferentes. Esta característica da amostra completa acaba por misturar pessoas que devem ser consideradas na análise, que são justamente aquelas que estão próximas da sua aposentadoria, com outras que deveriam ser excluídas, que são aquelas pessoas que ainda estão muito longe de atender todos os requisitos necessários para obtenção do benefício previdenciário. As especificações preferidas neste estudo procuram restringir a amostra completa, focando janelas que limitam a distância da idade de aposentadoria, justamente para tentar produzir comparações entre grupos mais semelhantes. As janelas adotadas consistem em intervalos que vão de mais ou menos cinco anos até mais ou menos um ano.

A tabela 2 mostra como essa delimitação por janelas, em torno da distância da idade de aposentadoria, permite que sejam criados grupos de indivíduos mais semelhantes. Na amostra completa observa-se, para os indivíduos com distância da idade de aposentadoria negativa (distância < 0), uma média de quase nove anos de estudo. Este número é expressivamente maior do que a média de aproximadamente sete anos de estudo calculada para os indivíduos com distância positiva (distância ≥ 0). Os valores encontrados para esta mesma variável, média de anos de estudo, são muito mais parecidos ao focar a janela restrita ao redor do intervalo de mais ou menos um ano. Neste caso, obtém-se que as pessoas com distância da idade de aposentadoria negativa (distância < 0) apresentam, em média, cerca de 8,1 anos de estudo. Este resultado é bastante semelhante à média de aproximadamente oito anos de estudo que é determinada ao focar apenas os indivíduos com distância da idade de aposentadoria positiva (distância ≥ 0).

TABELA 2
Estatísticas descritivas de indivíduos semelhantes

Variável	Amostra completa		Restringindo a distância da idade de aposentadoria em mais ou menos cinco anos		Restringindo a distância da idade de aposentadoria em mais ou menos um ano	
	Abaixo da idade de aposentadoria	Acima da idade de aposentadoria	Abaixo da idade de aposentadoria	Acima da idade de aposentadoria	Abaixo da idade de aposentadoria	Acima da idade de aposentadoria
	(distância < 0)	(distância ≥ 0)	(-5 ≤ distância < 0)	(0 ≤ distância ≤ 5)	(-1 ≤ distância < 0)	(0 ≤ distância ≤ 1)
Idade	30,282	54,507	45,328	49,976	47,160	48,221
Anos de estudo	8,988	6,999	8,166	7,780	8,107	8,025
Cor da pele (branca = 1)	0,435	0,486	0,460	0,475	0,452	0,478
Sexo (masculino = 1)	0,512	0,393	0,460	0,463	0,455	0,452
Situação censitária (área urbana = 1)	0,829	0,942	0,873	0,879	0,879	0,876
Região Nordeste	0,286	0,230	0,254	0,247	0,237	0,244
Região Centro-Oeste	0,064	0,062	0,066	0,061	0,068	0,064
Região Sudeste	0,407	0,469	0,436	0,451	0,449	0,438
Região Sul	0,152	0,180	0,169	0,174	0,172	0,180
Aposentado	0,008	0,224	0,030	0,130	0,042	0,095
Ocupado	0,672	0,606	0,768	0,730	0,758	0,761
Horas trabalhadas	105,639	93,611	122,834	115,170	120,938	120,573
Salário-hora	7,891	8,394	11,138	10,928	10,736	10,356
Distância da aposentadoria	-19,824	8,383	-3,028	1,983	-1,000	0,036
Número de filhos	0,820	0,991	1,331	1,168	1,240	1,213
Primeira filha mulher	0,054	0,004	0,007	0,004	0,006	0,006
Observações	190.415	61.599	22.653	20.537	4.489	4.440
Peso ¹	105.605.335	35.291.567	12.692.720	11.652.129	2.526.680	2.483.488

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Equivale à população, isto é, à amostra expandida pelo peso do IBGE.

5 RESULTADOS

A tabela 3 apresenta os resultados obtidos a partir da estimação do modelo (1). Ou seja, ela fornece as estimativas do efeito das aposentadorias precoces sobre a probabilidade de ocupação. Todos os coeficientes de interesse do painel A, que contém os resultados do primeiro estágio da metodologia de MQ2E, são positivos e significativos. Portanto, o instrumento utilizado neste primeiro estágio, a distância da idade de aposentadoria, atende à restrição de inclusão. Mais precisamente, indivíduos que já passaram da sua idade de recebimento do benefício previdenciário têm maior probabilidade de estarem aposentados. Os resultados do segundo estágio do procedimento de MQ2E, encontrados no painel B, indicam que as aposentadorias precoces reduzem a probabilidade de ocupação (sendo que apenas um único coeficiente não apresenta significância estatística). Seus efeitos ficam entre -23% e -56%.

TABELA 3
Resultados do modelo que avalia o impacto das aposentadorias precoces sobre a ocupação

MQ2E						
Painel A – primeiro estágio						
Variável dependente: aposentado precoce						
Instrumento: distância da aposentadoria	0,001 (0,000)***	0,012 (0,001)***	0,014 (0,001)***	0,016 (0,001)***	0,022 (0,001)***	0,033 (0,003)***
Efeito (%)	1,06	14,69	17,00	19,90	26,23	38,75
R-quadrado	0,15	0,19	0,20	0,20	0,19	0,20
Painel B – segundo estágio						
Variável dependente: ocupado						
Variável instrumentada: aposentado precoce	-4,435 (0,958)***	-0,416 (0,067)***	-0,374 (0,072)***	-0,318 (0,086)***	-0,411 (0,106)***	-0,177 (0,152)
Efeito (%)	+ ¹	-55,78	-50,10	-42,38	-54,67	-23,41
Amostra	Completa	±5	±4	±3	±2	±1
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	252.014	46.633	38.242	29.843	21.340	12.882

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ O valor obtido para esse efeito, na amostra completa, é exorbitante e pouco confiável porque se comparam indivíduos significativamente diferentes, portanto, preferiu-se não reportá-lo. O valor, no entanto, pode ser disponibilizado mediante requisição aos autores.

Obs.: 1. A amostra na segunda coluna é completa e aquela na terceira à sétima coluna é limitada pela distância da idade de aposentadoria por intervalo de anos na ordem de ±5, ±4, ±3, ±2 e ±1, respectivamente.

2. *** Significância estatística de 1%.

Os resultados referentes ao impacto das aposentadorias precoces sobre o salário-hora, estimados a partir do modelo (2), são apresentados na tabela 4. Neste caso também fica evidente que, a partir dos coeficientes do primeiro estágio da metodologia de MQ2E, fornecidos no painel A, a variável instrumental utilizada atende à restrição de inclusão. Ou seja, o instrumento de distância da idade de aposentadoria tem efeito estatisticamente significativo sobre a variável instrumentada, indicadora de aposentadoria precoce, em todas as especificações estimadas. Os coeficientes estimados no segundo estágio da metodologia de MQ2E, apresentados no painel B, sugerem que a aposentadoria precoce acarreta uma diminuição expressiva do salário-hora. Seus impactos ficam entre -39% e -84%.

Os resultados referentes ao impacto das aposentadorias precoces sobre as horas trabalhadas, também estimados a partir do modelo (2), estão presentes na tabela 5. Os coeficientes estimados no segundo estágio da metodologia de MQ2E, apresentados no painel B, sugerem que a aposentadoria precoce acarreta uma diminuição das horas trabalhadas (sendo que somente um resultado dessa especificação não é significativo). Os seus impactos ficam entre -16% e -32%.

TABELA 4
Resultados do modelo que avalia o impacto das aposentadorias precoces sobre o salário-hora

MQ2E						
Painel A – primeiro estágio						
Variável dependente: aposentado precoce						
Instrumento: distância da aposentadoria	0,000 (0,000)**	0,012 (0,000)***	0,014 (0,001)***	0,016 (0,001)***	0,020 (0,001)***	0,032 (0,003)***
Efeito (%)	0,489	13,91	16,18	19,09	24,87	37,91
R-quadrado	0,203	0,222	0,236	0,234	0,229	0,236
Painel B – segundo estágio						
Variável dependente: log do salário-hora						
Variável instrumentada: aposentado precoce	-52,629 (25,224)**	-1,860 (0,139)***	-1,665 (0,141)***	-1,536 (0,161)***	-1,250 (0,187)***	-0,489 (0,240)**
Efeito (%)	+ ¹	-84,43	-81,09	-78,47	-71,34	-38,66
Amostra	Completa	±5	±4	±3	±2	±1
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	252.014	46.633	38.242	29.843	21.340	12.882

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ O valor obtido para esse efeito, na amostra completa, é exorbitante e pouco confiável porque se comparam indivíduos significativamente diferentes, portanto, preferiu-se não o reportar. O valor, no entanto, pode ser disponibilizado mediante requisição aos autores.

Obs.: 1. A amostra na segunda coluna é completa e aquela na terceira a sétima coluna é limitada pela distância da idade de aposentadoria por intervalo de anos na ordem de ±5, ±4, ±3, ±2 e ±1, respectivamente.

2. ** Significância estatística de 5%; e *** significância estatística de 1%.

TABELA 5
Resultados do modelo que avalia o impacto das aposentadorias precoces sobre as horas trabalhadas

MQ2E						
Painel A – primeiro estágio						
Variável dependente: aposentado precoce						
Instrumento: distância da aposentadoria	0,000 (0,000)**	0,012 (0,000)***	0,014 (0,001)***	0,016 (0,001)***	0,020 (0,001)***	0,032 (0,003)***
Efeito (%)	0,489	13,91	16,18	19,09	24,87	37,91
R-quadrado	0,203	0,222	0,236	0,234	0,229	0,236
Painel B – segundo estágio						
Variável dependente: log de horas trabalhadas						
Variável instrumentada: aposentado precoce	-0,241 (0,905)	-0,179 (0,074)**	-0,173 (0,078)**	-0,389 (0,092)***	-0,306 (0,110)***	-0,294 (0,151)*
Efeito (%)	-21,44	-16,43	-15,88	-32,23	-26,35	-25,46
Amostra	Completa	±5	±4	±3	±2	±1
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	252.014	46.633	38.242	29.843	21.340	12.882

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A amostra na segunda coluna é completa e aquela na terceira à sétima coluna é limitada pela distância da idade de aposentadoria por intervalo de anos na ordem de ±5, ±4, ±3, ±2 e ±1, respectivamente.

2. ** Significância estatística de 5%; e *** significância estatística de 1%.

Finalmente, os coeficientes apresentados nas tabelas 3 e 4 foram utilizados para calcular o custo que as aposentadorias precoces geram sobre a renda agregada da economia brasileira. Como custo compreende-se a soma das perdas ocasionadas pelos indivíduos que, ao se aposentar precocemente, optam: *i)* pela inatividade; ou *ii)* por salários menores. Os resultados sugerem que a atual proposta da reforma da previdência, ao alterar a idade mínima de aposentadoria para os 65 anos de idade, poderia evitar perdas que ficariam entre 0,4% e 0,7% do PIB. Vale ressaltar que o cálculo por trás desse resultado será descrito mais detalhadamente na seção 7.

6 TESTES DE ROBUSTEZ

Nesta seção, apresentamos as estimativas de cinco especificações distintas com o intuito de testar a robustez dos resultados exibidos na seção 5. É importante mencionar que, na grande maioria dos testes de robustez nesta seção, os resultados se mantêm quantitativa e qualitativamente inalterados, quando comparados aos resultados apresentados na seção 5. Serão mencionados também os casos em que acontecem alterações mais expressivas dos resultados, que parecem ocorrer, principalmente, em virtude de um problema de amostra muito reduzida. Nestes casos, trabalhamos com especificações que exigem demais dos dados para o tamanho da amostra utilizada.⁶

Primeiro, como a maior parte dos indivíduos da nossa amostra reside em áreas urbanas (86% contra 14% na área rural), reestimamos as especificações da seção 5 a partir da exclusão dos indivíduos residentes em perímetros rurais. Adicionalmente, a restrição da amostra apenas às áreas urbanas é mais adequada para capturar o efeito de aposentadoria precoce sobre as variáveis de interesse, visto que indivíduos da área rural tipicamente se aposentam quando atingem a idade mínima, enquanto cidadãos residentes em cidades majoritariamente se aposentam por tempo de contribuição.

Na tabela 6 podemos notar que o sinal e a significância estatística dos coeficientes estimados ao excluirmos a população rural permanecem praticamente inalterados, com relação à especificação original do modelo. Portanto, nossos principais resultados, apresentados anteriormente na seção 5, não parecem advir apenas de um comportamento atípico da população rural.

6. Vale ressaltar que, para poupar espaço, apresentamos nesta seção apenas os resultados em que restringimos a amostra para a janela de mais ou menos cinco anos ao redor da idade esperada de aposentadoria. Os resultados das demais janelas, começando na de mais ou menos quatro anos ao redor da idade esperada de aposentadoria e chegando até à de mais ou menos um ano perto do momento de obtenção do benefício previdenciário, podem ser disponibilizados mediante requisição aos autores. Note que também podemos enviar, mediante requisição, os resultados referentes à amostra completa.

TABELA 6
Resultados do modelo que avalia o impacto das aposentadorias precoces sobre a ocupação para a população de área urbana

Variável dependente	MQZE				
	Primeiro estágio	Segundo estágio	Primeiro estágio	Segundo estágio	Segundo estágio
	Aposentado precoce – modelo (1)	Ocupado	Aposentado precoce – modelo (2)	Log do salário-hora	Log de horas trabalhadas
Instrumento: distância da aposentadoria	0,004 (0,000)***	-	0,004 (0,000)***	-	-
Variável instrumentada: aposentado precoce	-	-0,787 (0,200)***	-	-5,767 (0,714)***	-0,164 (0,221)
Efeito (%)	9,17	-55,69	8,12	-99,69	-15,13
R-quadrado	0,040	0,132	0,104	-0,085	0,968
Amostra	±5	±5	±5	±5	±5
Observações	41.242	41.242	41.242	41.242	41.242

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A amostra nas colunas é limitada pela distância da idade de aposentadoria por intervalo de anos na ordem de ± 5 .

Os dados entre parênteses referem-se ao erro-padrão da regressão, calculado pelo método *bootstrap*. Os resultados para os intervalos ± 4 e ± 1 e a amostra completa não foram reportados por questão de espaço. Estes valores, no entanto, podem ser disponibilizados mediante requisição aos autores.

2. ** Significância estatística de 5%; e *** significância estatística de 1%.

Reconhecemos que há uma certa endogeneidade no nosso instrumento, distância para aposentadoria, pois a decisão de ingressar no mercado de trabalho, por parte dos indivíduos que constam em nossa análise, foi tipicamente feita muitos anos atrás, visto que focamos uma população mais velha. Para reduzir o problema de endogeneidade do nosso instrumento, incluímos dois regressores adicionais, retirados do questionário da PNAD, nas principais especificações utilizadas neste artigo. O primeiro pergunta se a mãe ainda é viva, e o segundo questiona se a mãe reside no domicílio. Acreditamos que ambas as variáveis atuam como *proxies* do nível de renda dos indivíduos no passado. Vale ressaltar que a inclusão da indicadora de mãe viva representa o nosso segundo teste de robustez, e a inclusão da indicadora de mãe que mora no domicílio representa o terceiro.

Infelizmente, como a PNAD não apresenta dados referentes à situação financeira do indivíduo na época em que ele ingressou no mercado de trabalho (escolaridade dos pais etc.), não foi possível utilizar controles de maior qualidade. Por isso, utilizamos as variáveis descritas anteriormente, as indicadoras de mãe viva e de mãe que mora no domicílio, como *proxies* da situação econômica do indivíduo no passado, dado que estão provavelmente correlacionadas com a situação financeira dos pais da pessoa. Uma mãe que poupou pouco porque tinha uma situação ruim quando era jovem terá maior probabilidade de morar com o filho na velhice. Alternativamente, uma mãe que teve bons cuidados médicos quando era jovem, por ter uma situação financeira melhor, terá maior probabilidade de estar viva na velhice.

De fato, como limitamos a amostra para uma janela de mais ou menos cinco anos para aposentadoria, somente estão incluídos nela indivíduos na terceira idade (ou próximos dela). Portanto, as pessoas cujas mães ainda estão vivas potencialmente apresentam uma melhor condição socioeconômica condizente com os cuidados (custos médicos, alimentação etc.) que justificariam o elevado tempo de vida. Conclui-se, então, que a variável indicadora de mãe viva tenderia a ser positivamente correlacionada com a renda familiar desse indivíduo no passado. Analogamente, esperaríamos uma correlação negativa entre a renda familiar do indivíduo no passado e a indicação de que reside com a sua mãe.

Nas tabelas 7 e 8 verificamos que as estimativas para as regressões que incluem essas variáveis, em separado, como controles são estatística e economicamente significantes, e os sinais dos resultados permanecem semelhantes aos obtidos nas especificações principais. Considerando que as variáveis adicionais podem capturar os efeitos de fatores socioeconômicos potencialmente correlacionados com a situação financeira dos indivíduos na época em que optaram por ingressar no mercado de trabalho, e dado que a inclusão dessas variáveis nas regressões não modificou substancialmente as estimativas, podemos dizer que tais resultados reforçam a confiança em nosso instrumento.

TABELA 7
Resultados do modelo que avalia o impacto das aposentadorias precoces sobre a ocupação com controle para os indivíduos que têm mãe viva

Variável dependente	MQ2E				
	Primeiro estágio	Segundo estágio	Primeiro estágio	Segundo estágio	Segundo estágio
	Aposentado precoce – modelo (1)	Ocupado	Aposentado precoce – modelo (2)	Log do salário-hora	Log de horas trabalhadas
Instrumento: distância da aposentadoria	0,012 (0,000)***	-	0,012 (0,000)***	-	-
Variável instrumentada: aposentado precoce	-	-0,415 (0,067)***	-	-1,856 (0,139)***	-1,856 (0,139)***
Efeito (%)	14,67	-55,69	13,90	-84,36	-84,36
R-quadrado	0,186	0,125	0,223	0,596	0,596
Amostra	±5	±5	±5	±5	±5
Observações	46.633	46.633	46.633	46.633	46.633

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A amostra nas colunas é limitada pela distância da idade de aposentadoria por intervalo de anos na ordem de ± 5 . Os dados entre parênteses referem-se ao erro-padrão da regressão, calculado pelo método *bootstrap*. Os resultados para os intervalos ± 4 e ± 1 e a amostra completa não foram reportados por questão de espaço. Estes valores, no entanto, podem ser disponibilizados mediante requisição aos autores.

2. *** Significância estatística de 1%.

TABELA 8
Resultados do modelo que avalia o impacto das aposentadorias precoces sobre a ocupação com controle para os indivíduos que residem com as suas mães

Variável dependente	MQ2E				
	Primeiro estágio	Segundo estágio	Primeiro estágio	Segundo estágio	Segundo estágio
	Aposentado precoce – modelo (1)	Ocupado	Aposentado precoce – modelo (2)	Log do salário-hora	Log de horas trabalhadas
Instrumento: distância da aposentadoria	0,012 (0,000)***	-	0,012 (0,000)***	-	-
Variável instrumentada: aposentado precoce	-	-0,460 (0,067)***	-	-1,856 (0,139)***	-1,906 (0,141)***
Efeito (%)	14,72	-61,78	13,85	-84,36	-85,13
R-quadrado	0,186	0,126	0,222	0,590	0,590
Amostra	±5	±5	±5	±5	±5
Observações	46.633	46.633	46.633	46.633	46.633

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A amostra nas colunas é limitada pela distância da idade de aposentadoria por intervalo de anos na ordem de ±5.

Os dados entre parênteses referem-se ao erro-padrão da regressão, calculado pelo método *bootstrap*. Os resultados para os intervalos ±4 e ±1 e a amostra completa não foram reportados por questão de espaço. Estes valores, no entanto, podem ser disponibilizados mediante requisição aos autores.

2. *** Significância estatística de 1%.

Um quarto problema que ameaça nossas especificações preferidas é o potencial viés de seleção decorrente do fato de não observarmos os salários de indivíduos desocupados. De fato, pode ser que indivíduos que tenham se aposentado precocemente ainda estejam em busca de emprego. Muito possivelmente, características não observáveis, tais como motivação e habilidade, estariam correlacionadas com a empregabilidade do indivíduo e com a sua decisão de aposentadoria precoce.

Para amenizar esse potencial viés de seleção, aplicamos um modelo de seleção de Heckman,⁷ no qual o primeiro estágio consiste em um *probit* para estimar a probabilidade de ocupação. Já no segundo estágio, computamos o Mills *ratio* e incluímos essa variável no MQ2E, com o objetivo de que controle pelo viés de seleção. O instrumento utilizado no primeiro estágio foi o número de filhos, dado que esta variável costuma afetar a decisão de ocupação dos indivíduos. No segundo estágio, o instrumento continuou sendo a variável de distância de aposentadoria, descrita anteriormente. Os erros-padrão são estimados via *bootstrap*.

Podemos observar na tabela 9 que a estimação por meio do método de Heckman não altera substancialmente os parâmetros estimados em nossas especificações principais. Na verdade, os resultados se mantêm praticamente inalterados, tanto do ponto de vista qualitativo quanto do ponto de vista quantitativo.

7. Mais detalhes sobre o modelo estimado podem ser encontrados no capítulo 19 de Wooldridge (2010, p. 803-806).

TABELA 9
Teste de robustez utilizando a variável de número de filhos para corrigir o viés de seleção da variável ocupação

Variável dependente	Modelo de seleção de Heckman			
	<i>Probit</i>	Primeiro estágio	Segundo estágio	Segundo estágio
	Ocupado	Aposentado precoce	Log de horas trabalhadas	Log do salário-hora
Variável de seleção: número de filhos	0,039 (0,000)***	-	-	-
Instrumento: distância da aposentadoria	-	0,010 (0,001)***	-	-
Variável instrumentada: aposentado precoce	-	-	-2,446 (0,216)***	-0,400 (0,131)***
Mills ratio	-	0,150 (0,045)***	0,243 (0,170)	-0,919 (0,123)***
Efeito (%)	1,2	1,0	-91,3	-33,0
R-quadrado	0,0791	0,217	0,193	0,102
Amostra	±5	±5	±5	±5
Observações	46.633	34.820	34.820	34.820

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A amostra na segunda, terceira e quarta coluna é limitada pela distância da idade de aposentadoria por intervalo de anos na ordem de ± 5 , ± 3 e ± 1 , respectivamente. Os dados entre parênteses referem-se ao erro-padrão da regressão, calculado pelo método *bootstrap*. Os resultados para os intervalos ± 4 e ± 1 a amostra completa não foram reportados por questão de espaço. Estes valores, no entanto, podem ser disponibilizados mediante requisição aos autores.

2. *** Significância estatística de 1%.

Finalmente, testamos novamente a presença de viés de seleção por meio do mesmo modelo de Heckman descrito anteriormente, porém, utilizando desta vez a variável de primeira filha do sexo feminino como instrumento no primeiro estágio. Esse exercício representa nosso quinto, e último, teste de robustez. Um assunto bastante abordado na literatura é a preferência dos pais por diversificação do sexo dos seus filhos (Angrist e Evans, 1998). Além disso, em muitos países, como no Brasil, parece haver uma preferência cultural por filhos homens. Neste artigo, constatamos que essa preferência por filhos homens parece de fato existir em nosso país. Mais precisamente, verificamos, por meio de regressões, que casais cujo primeiro filho é mulher têm maior probabilidade de ter um segundo filho. Vale ressaltar ainda que as regressões utilizadas para testar esta hipótese, de preferência por filhos homens, foram realizadas apenas para famílias que possuem no máximo dois filhos, justamente para capturar, na margem, a decisão do casal de ter um segundo filho.

Na tabela 10, observamos que a variável indicadora de primeira filha mulher é negativamente correlacionada com ocupação, e significativa ao nível de 1%. Os efeitos em salário-hora e horas trabalhadas são igualmente negativos, porém não significantes. Todavia, o que se observa também é que os impactos estimados são bastante expressivos, implicando reduções de 99% no salário-hora e de 97% nas horas trabalhadas. Portanto, parece que a falta de significância encontrada

advém principalmente das amostras muito pequenas que são utilizadas nessas especificações com a indicadora de primeira filha mulher como instrumento, dado que os efeitos estimados são bastante expressivos. Só uma perda muito grande de poder dos nossos testes estatísticos pode ajudar a justificar o fato de que efeitos tão expressivos ainda apareçam como sendo não significativos.

TABELA 10
Teste de robustez utilizando a variável de primeira filha mulher para corrigir o viés de seleção da variável ocupação

Variável dependente	Modelo de seleção de Heckman			
	<i>Probit</i>	Primeiro estágio	Segundo estágio	Segundo estágio
	Ocupado	Aposentado precoce	Log do salário-hora	Log de horas trabalhadas
Variável de seleção: primeira filha mulher	-0,393 (0,036)***	-	-	-
Instrumento: distância da aposentadoria	-	0,003 (0,004)	-	-
Variável instrumentada: aposentado precoce	-	-	-7,645 (50,654)	-3,642 (31,062)
Mills <i>ratio</i>	-	-0,030 (0,111)	-0,335 (2,678)	-0,988 (2,007)
Efeito (%)	-0,15	0,33	-99,95	-97,38
R-quadrado	0,0966	0,0931	† ¹	† ¹
Amostra	±5	±5	±5	±5
Observações	588	374	374	374

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ O valor obtido para esse efeito, na amostra completa, é exorbitante e pouco confiável porque se comparam indivíduos significativamente diferentes, portanto, preferiu-se não reportá-lo.

Obs.: 1. A amostra nas colunas é limitada pela distância da idade de aposentadoria por intervalo de anos na ordem de ±5.

Os dados entre parênteses referem-se ao erro-padrão da regressão, calculado pelo método *bootstrap*. Os resultados para os intervalos ±4 e ±1 e a amostra completa não foram reportados por questão de espaço. Estes valores, no entanto, podem ser disponibilizados mediante requisição aos autores.

2. *** Significância estatística de 1%.

Nesta seção, discutimos os resultados de cinco especificações diferentes de testes de robustez. A princípio, reestimamos todas as nossas especificações preferidas utilizando, como amostra, somente a população que reside em área urbana. Felizmente, constatamos que a remoção da população rural não altera expressivamente nossos principais resultados.

Depois, para testar uma possível endogeneidade do nosso instrumento, distância para aposentadoria, reestimamos as nossas regressões preferidas utilizando as variáveis indicadoras de mãe viva e de mãe morando no domicílio como *proxy* da situação financeira da família do indivíduo no passado. Essas variáveis procuram controlar para a situação financeira do indivíduo na época em que ele ingressou

no mercado de trabalho. Controlando-as, em separado, podemos observar que os resultados não diferem dos encontrados nas especificações preferidas.

Por último, buscamos corrigir um possível problema de viés de seleção da nossa variável indicadora de ocupação, utilizando o modelo de Heckman (Wooldridge, 2010). No primeiro modelo, utilizamos, no *probit*, a variável independente de número de filhos. Podemos observar que os nossos resultados principais se mantiveram praticamente inalterados. Para testar novamente a presença de viés de seleção, reestimamos o modelo de Heckman, mas desta vez utilizando como variável independente do *probit* a indicadora de primeira filha mulher. Neste modelo, enfrentamos um problema de amostra reduzida, o que prejudicou os nossos resultados. Porém, observamos que a variável indicadora de primeira filha mulher é negativamente correlacionada com ocupação. Além disso, os efeitos da aposentadoria precoce no salário-hora e nas horas trabalhadas permanecem negativos, porém passam a ser não significantes.

Em resumo, podemos concluir que os resultados apresentados nesta seção são semelhantes aos encontrados na seção 5. Logo, esta seção é reconfortante, pois aumenta a confiança nos principais resultados encontrados neste artigo. Vale dizer ainda que todos os resultados omitidos nesta seção de robustez podem ser obtidos mediante requisição aos autores.

7 DISCUSSÃO

Apresentamos aqui a metodologia por trás do cálculo da perda na renda agregada do país decorrente dos efeitos que o recebimento do benefício previdenciário pode produzir sobre o comportamento dos indivíduos. Os resultados indicam que aqueles que conseguem adquirir sua aposentadoria precocemente têm maior probabilidade de migrar para a inatividade e, mesmo aqueles que continuam ocupados, tendem a reduzir seu salário no mercado de trabalho. Esta queda na renda dos indivíduos, quando considerada em sua totalidade, impacta negativamente a renda agregada do país.

Para calcular as perdas em relação ao PIB, selecionamos dois limites, com o superior envolvendo aqueles que estão no intervalo de mais ou menos cinco anos de distância da aposentadoria, e o inferior, no intervalo de mais ou menos um ano. Além disso, assumimos que a demanda por trabalho é perfeitamente elástica. Ou seja, nesse cenário, admitimos que os indivíduos que não se aposentam conseguem permanecer no mercado de trabalho sob as mesmas condições (mesma chance de estar ocupado e mesmos rendimentos) que seus semelhantes, caso assim desejem.⁸ A perda por indivíduo é calculada como a diferença de renda média mensal antes e depois da aposentadoria, e multiplicamos esse valor pelo número de aposentados para

8. Nesse sentido, nossos cálculos refletem o valor máximo de perda do PIB.

obter o valor da perda agregada. O PIB para 2014, por sua vez, é de R\$ 5.687 bilhões. Utilizando esse dado, conseguimos calcular a perda como proporção do PIB, tanto para os aposentados ocupados quanto para os desocupados. Podemos observar os resultados para os limites superior e inferior na tabela 11.

TABELA 11
Estimativa das perdas decorrentes das aposentadorias precoces (redução de salário)

	Aposentados ocupados	Aposentados desocupados	Total
Painel A – grande número de indivíduos deixa o mercado de trabalho (limite superior)			
Número de aposentados	348.772	1.012.202	1.360.974
Perda por indivíduo (R\$ 1 mil)	2.079,2	2.336,0	4.415,2
Perda por mês (R\$ 1 mil)	725.180	2.364.503	3.089.683
Perda por ano (R\$ 1 mil)	8.702.159	28.374.039	37.076.198
Perda como proporção do PIB (%)	0,2	0,5	0,7
Painel B – pequeno número de indivíduos deixa o mercado de trabalho (limite inferior)			
Número de aposentados	954.315	424.805	1.379.120
Perda por indivíduo (R\$ 1 mil)	1.128,9	2.336,0	3.464,9
Perda por mês (R\$ 1 mil)	1.077.291	992.345	2.069.636
Perda por ano (R\$ 1 mil)	12.927.491	11.908.144	24.835.634
Perda como proporção do PIB (%)	0,2	0,2	0,4

Fonte: PNAD/IBGE, 2014.
Elaboração dos autores.

Verificamos, portanto, que a perda total gerada pelas aposentadorias precoces daqueles que se enquadram no limite superior é de 0,7% do PIB. Em contrapartida, a perda total gerada por aqueles que se enquadram no limite inferior é de 0,4%.

8 CONCLUSÃO

Este artigo teve como objetivo expor que as atuais regras da aposentadoria, demasiadamente benevolentes, prejudicam a dinâmica do mercado de trabalho. Como debatido, a idade média de aposentadoria no Brasil é muito baixa devido à possibilidade de que indivíduos se aposentem por tempo de contribuição, o que implica, por sua vez, uma saída prematura do mercado de trabalho. Estes indivíduos acabam gerando perdas na renda agregada do país ou porque deixam de trabalhar ou porque optam por menores salários.

Com base nessas perdas, buscou-se, por meio de dois modelos diferentes de MQ2E, analisar o efeito das aposentadorias precoces sobre a probabilidade de o indivíduo estar ocupado e sobre o seu salário. Em ambos os modelos, utilizou-se como variável instrumental a distância em anos da idade de aposentadoria. Os resultados encontrados sugerem que as aposentadorias precoces reduzem a probabilidade de ocupação e o valor dos salários (este último efeito advindo de uma queda tanto do salário-hora quanto do número de horas trabalhadas). Estima-se que a obtenção

prematura do benefício previdenciário produza uma perda de pelo menos 0,4% da renda agregada do país, podendo chegar a 0,7%. Nesse sentido, modificações na legislação previdenciária conseguiriam corrigir estas distorções geradas pela previdência brasileira, além de solidificar sua sustentabilidade fiscal.

REFERÊNCIAS

- ANGRIST, J. D.; EVANS, W. N. Children and their parents' labor supply: evidence from exogenous variation in family size. **The American Economic Review**, v. 88, n. 3, p. 450-477, 1998.
- ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J.-S. **Mostly harmless econometrics: an empiricist's companion**. Princeton: Princeton University Press, 2009.
- BLUNDELL, R.; MEGHIR, C.; SMITH, S. Pension incentives and the pattern of early retirement. **The Economic Journal**, v. 112, n. 478, p. 153-170, 2002.
- BÖRSCH-SUPAN, A. Incentive effects of social security on labor force participation: evidence in Germany and across Europe. **Journal of Public Economics**, v. 78, p. 25-49, 2000.
- DUVAL, R. **The retirement effects of old-age pension and early retirement schemes in OECD countries**. Paris: OECD, 2003. (Working Papers, n. 370).
- EIBICH, P. Understanding the effect of retirement on health: mechanisms and heterogeneity. **Journal of Health Economics**, v. 43, p. 1-12, 2015.
- GRUBER, J.; WISE, D. A. **Social security and retirement around the world**. Chicago: The University of Chicago Press, 1999.
- _____. **Social security programs and retirement around the world: micro-estimation**. Chicago: The University of Chicago Press, 2004.
- _____. **Social security programs and retirement around the world: fiscal implications of reform**. Chicago: The University of Chicago Press, 2007.
- HIRANO, K.; IMBENS, G. W.; RIDDER, G. Efficient estimation of average treatment effects using the estimated propensity score. **Econometrica**, v. 71, n. 4, p. 1161-1189, 2003.
- MCGARRY, K. Health and retirement: do changes in health affect retirement expectations? **Journal of Human Resources**, n. 3, p. 624-648, 2004.
- PAIVA, L. H.; RANGEL, L. A.; CAETANO, M. A. R. **O impacto das aposentadorias precoces na produção e na produtividade dos trabalhadores brasileiros**. Rio de Janeiro: Ipea, 2016. (Texto para Discussão, n. 2211).

STOCK, J. H.; WISE, D. A. Pensions, the option value of work, and retirement. **Econometrica**, v. 58, n. 5, p. 1151-1180, 1990.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: The MIT Press, 2010.