

2433

**DEVEMOS UNIFICAR AS IDADES DE
ELEGIBILIDADE DAS PREVIDÊNCIAS
URBANA E RURAL?**

**Luis Henrique Paiva
Matheu Stivali
Leonardo Alves Rangel**

TEXTO PARA DISCUSSÃO



DEVEMOS UNIFICAR AS IDADES DE ELEGIBILIDADE DAS PREVIDÊNCIAS URBANA E RURAL?

Luis Henrique Paiva¹

Matheu Stivali²

Leonardo Alves Rangel³

1. Gestor governamental do Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão (MP).

2. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea.

3. Técnico de planejamento e pesquisa na Disoc do Ipea.

Governo Federal

**Ministério do Planejamento,
Desenvolvimento e Gestão**
Ministro Esteves Pedro Colnago Junior

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

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

Presidente
Ernesto Lozardo

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Rogério Boueri Miranda

**Diretor de Estudos e Políticas do Estado,
das Instituições e da Democracia**
Alexandre de Ávila Gomide

**Diretor de Estudos e Políticas
Macroeconômicas**
José Ronaldo de Castro Souza Júnior

**Diretor de Estudos e Políticas Regionais,
Urbanas e Ambientais**
Alexandre Xavier Ywata de Carvalho

**Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação
e Infraestrutura**
Fabiano Mezadre Pompermayer

Diretora de Estudos e Políticas Sociais
Lenita Maria Turchi

**Diretor de Estudos e Relações Econômicas
e Políticas Internacionais**
Ivan Tiago Machado Oliveira

Assessora-chefe de Imprensa e Comunicação
Mylene Pinheiro Fiori

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

Texto para Discussão

Publicação seriada que divulga resultados de estudos e pesquisas em desenvolvimento pelo Ipea com o objetivo de fomentar o debate e oferecer subsídios à formulação e avaliação de políticas públicas.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2018

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais.
I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos).
Acesse: <http://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes>

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

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

JEL: D78, H55, J26.

SUMÁRIO

SINOPSE	
ABSTRACT	
1 INTRODUÇÃO	7
2 AS DIFERENÇAS ENTRE AS IDADES DE APOSENTADORIA DE TRABALHADORES RURAIS E URBANOS	8
3 FONTES DE DADOS	12
4 AVALIAÇÃO DAS DIFERENÇAS DE IDADE DE APOSENTADORIA, SEGUNDO CLIENTELA	12
5 CONCLUSÕES	37
REFERÊNCIAS	39
APÊNDICE A	41
APÊNDICE B	42
APÊNDICE C	44
APÊNDICE D	45
REFERÊNCIAS	45

SINOPSE

Trabalhadores e trabalhadoras rurais se aposentam por idade com cinco anos de antecedência em relação aos seus congêneres urbanos. O objetivo deste trabalho é avaliar se a unificação dessas idades faz sentido, em função da experiência internacional e dos riscos enfrentados por essas duas clientelas (que se traduziriam em maior vulnerabilidade social e menores expectativas de vida).

O estudo baseou-se nos dados da Base de Benefícios Mantidos, do Instituto Nacional do Seguro Social (INSS). Subsidiariamente, foram utilizados dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2015 e da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) 2013, ambas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

A experiência internacional indica que idades reduzidas para aposentadoria de trabalhadores rurais é, na melhor das hipóteses, algo muito raro. A análise de sobrevivência (procedimento de Kaplan-Meier e modelo de Cox) realizada a partir da Base de Benefícios Mantidos sugere que as variações das taxas de cessação por morte entre as clientelas urbana e rural é pouco relevante e, em geral, favorável à clientela rural. Finalmente, os trabalhadores rurais são minoria entre os que enfrentam as situações de vulnerabilidade social e de saúde.

Não parece, portanto, haver justificativa para defender um esquema específico de proteção previdenciária para os trabalhadores rurais.

Palavras-chave: aposentadoria rural; reforma previdenciária; análise de sobrevivência.

ABSTRACT

Rural workers in Brazil can access old-age pensions five years earlier than urban workers. The objective of this study is to evaluate whether unifying the ages of eligibility among these groups (a measure proposed in the last failed pension reform) makes sense from a comparative perspective, and considering the social risks faced by these two groups.

This study is based on administrative records from the National Institute of Social Security (Instituto Nacional do Seguro Social – INSS), and data from the 2015 wave of the National Household Sample Survey (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD) and from the 2013 wave of the National Health Survey (Pesquisa Nacional de Saúde – PNS), both conducted by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE).

International experience suggests that having different ages of eligibility for old-age pensions for rural and urban workers is, at best, an unusual practice. Survival analysis (using both the Kaplan-Meier procedure and the Cox model) performed on INSS administrative records reveals that rural pensioners do not live less than urban ones. Whereas rural workers are disproportionately affected by social and health risks, they comprise a minority of the people living under vulnerable social and health conditions in absolute terms.

The conclusion is that there seems to be no solid rationale for having a lower (and arbitrary) retirement age for rural workers.

Keywords: rural pensions; pension reform; survival analysis.

1 INTRODUÇÃO

Este trabalho tem o objetivo de avaliar a adequação dos critérios de elegibilidade para acesso a aposentadorias entre as clientelas urbana e rural. As regras de elegibilidade diferenciadas por clientela constituem um traço relevante do sistema previdenciário brasileiro. Pretende-se avaliar em que medida a unificação dos critérios de idade para aposentadoria das clientelas urbana e rural faz sentido, à luz da recente bibliografia voltada para o tema e dos dados disponíveis.

A avaliação aqui proposta se dá em um contexto no qual as despesas com pagamentos de benefícios previdenciários no Brasil são extremamente altas. Cerca de 57% do orçamento geral da União é consumido com despesas previdenciárias (Beck e Nascimento, 2017). Comparativamente, nenhum país com a estrutura demográfica similar à brasileira gasta tanto com aposentadorias e pensões por morte quanto o Brasil (Giambiagi e Tafner, 2010).

Apesar de serem parte expressiva das despesas governamentais, a percepção disseminada é de que o volume de avaliações sobre características importantes da política previdenciária brasileira é relativamente pequeno e concentrado em um número também limitado de autores. Dado o volume dos gastos realizados pelo Estado brasileiro em benefícios previdenciários, avaliar características da previdência social é essencial.

Nas regras vigentes, trabalhadores rurais têm idade reduzida em cinco anos em relação à clientela urbana (aposentando-se, portanto, aos 60/55 anos de idade, homens/mulheres). A redação original da Proposta de Emenda à Constituição (PEC) nº 287/2016 propôs a unificação dos critérios de idade. Mulheres e homens, de clientela urbana ou rural, passariam a se aposentar com 65 anos, igualmente. A hipótese adotada pela PEC, portanto, foi a de que a adoção de critérios diferenciados não faria sentido: por questões demográficas, de mercado de trabalho, redistributivas e comparativas, a unificação das idades seria a melhor alternativa para o sistema previdenciário brasileiro. Versões subsequentes da PEC (os textos do substitutivo e da emenda aglutinativa), entretanto, voltaram a manter diferenças entre as idades de aposentadoria por sexo e clientela.

Este trabalho está dividido nas seguintes seções, além desta introdução. A seção 2 contextualiza as diferenças de idade de aposentadoria para trabalhadores rurais e urbanos, apresentando os argumentos correntemente utilizados para defendê-las. A seção 3 descreve brevemente os dados utilizados ao longo do trabalho. A seção 4 faz uma avaliação conceitual e empírica dos argumentos que sustentam a manutenção de idades de aposentadoria reduzidas para trabalhadores rurais. A seção 5 sumariza as principais conclusões do trabalho.

2 AS DIFERENÇAS ENTRE AS IDADES DE APOSENTADORIA DE TRABALHADORES RURAIS E URBANOS

O benefício de aposentadoria especial rural vigente foi criado pela Constituição Federal de 1988, e posteriormente regulamentado pela Lei nº 8.213, de 24 de julho de 1991. Este benefício substituiu outro, existente desde 1971,¹ que também se destinava a trabalhadores rurais de baixa renda. Contudo, inovações importantes foram introduzidas pela Constituição em relação ao antigo benefício do Programa de Assistência ao Trabalhador Rural (Prorural). Este tinha seu valor limitado a 0,5 salário mínimo (SM), idade de elegibilidade de 65 anos e era destinado apenas ao chefe da unidade familiar.

A contribuição do segurado especial destinada ao financiamento da previdência se dá por meio de uma alíquota aplicada sobre o valor comercializado de sua produção. Ocorre, no entanto, que o valor contribuído ou o número de contribuições realizadas ao longo da vida laboral não são condições de acesso aos benefícios da Previdência Social. Estes são tempo de trabalho rural (180 meses) e idade (60 anos para homens e 55 anos para mulheres), sem qualquer tipo de restrição em relação ao número de benefícios por família.

Com esse arranjo, conforme aponta Schwarzer (2000), o Brasil apresenta um sistema de proteção previdenciário que tem característica contributiva, para a clientela urbana, e não contributiva (ou frouxamente contributiva), para a clientela rural. Essa, afirma o autor, se aproxima de uma aposentadoria universal não contributiva, dado que quase todos os benefícios da clientela rural da previdência são de valor igual ao piso previdenciário.²

Desde a Lei nº 8.213/1991, a aposentadoria por idade (API) da clientela rural se dá com redução de cinco anos na idade em relação ao previsto para homens e mulheres da clientela urbana. Trabalhadores e trabalhadoras rurais aposentam-se, portanto, aos 60/55 anos de idade (homens/mulheres). Essa lei consolidou, assim, o que havia sido previsto na Constituição de 1988.

A possibilidade de aposentadoria em idades inferiores para a clientela rural, em relação à clientela urbana, é incomum no mundo (Schwarzer, 2000). Sua justificativa

1. Lei Complementar nº 11, de 25 de maio de 1971.

2. A publicação Resultados do RGPS de agosto de 2017 mostra que dos aproximadamente 9,4 milhões de benefícios pagos pela previdência rural, pouco mais de 9,3 milhões foram iguais ao salário mínimo – piso previdenciário (Brasil, 2017).

estaria baseada em dois argumentos complementares. O primeiro, o da maior penosidade do trabalho rural, que reduziria a capacidade de alcançar, em plena atividade, as idades definidas para os trabalhadores urbanos para aposentadoria. O diferencial de idade se sustentaria, então, pelo objetivo do sistema previdenciário de atuar como seguro contra a perda da capacidade laboral, justificativa defendida, por exemplo, por Mesa-Lago (2008).

A maior penosidade deveria, por definição, estar refletida em indicadores concretos, como o da menor expectativa de vida dos residentes em áreas rurais (Beltrão, Oliveira e Pinheiro, 2000). O segundo, o de que a penosidade seria apenas um elemento de um caso geral: trabalhadores rurais iniciariam sua trajetória laboral precocemente; estariam mais sujeitos a problemas de saúde que limitariam sua capacidade de trabalho; teriam menores rendimentos e, portanto, seriam mais afetados pela pobreza (Valadares e Galiza, 2017). A aposentadoria com redução de cinco anos na idade de elegibilidade, dessa maneira, também refletiria uma preocupação com a equidade e, como no caso das mulheres, não deveria estar presa a uma mera lógica atuarial.

A ideia de que, em países em desenvolvimento, a expectativa de vida seria maior em áreas urbanas do que em áreas rurais está associada à hipótese de Kingsley Davis, segundo a qual, nesses países, as áreas urbanas seriam “postos avançados das nações avançadas” (Davis, 1973 *apud* Carvalho e Wood, 1978).³ Elas se beneficiariam, com antecedência em relação às áreas rurais, da melhoria da renda, bem como da extensão dos serviços de saúde e saneamento. Assim, a desvantagem que as grandes concentrações de população em áreas urbanas impuseram à expectativa de vida, nos países desenvolvidos, seria invertida nos países em desenvolvimento.

A evidência empírica de que isso tenha ocorrido no caso brasileiro, entretanto, não parece robusta. Carvalho e Wood (1978) calcularam expectativas de vida ao nascer para o período 1960-1970, desagregadas pela renda domiciliar e pelo local de residência, com base nos dados do Censo de 1970. Das dez regiões nas quais o país foi dividido, em seis a expectativa de vida ao nascer, em áreas rurais, era superior à estimada para áreas urbanas. Em outras quatro, mais populosas, a expectativa de vida ao nascer, em áreas urbanas, era superior à estimada para áreas rurais. No geral, os autores concluem que “os diferenciais de mortalidade entre áreas urbanas e rurais são mínimos” (Carvalho e Wood, 1978, p. 412).

3. Davis, K. *Cities and mortality*. In: INTERNATIONAL POPULATION CONFERENCE, 1973, Liege, Bélgica. Liege: IUSSP, 1973.

A análise que combina renda domiciliar e local de residência, entretanto, permitiu chegar à conclusão de que diferenças sistemáticas na expectativa de vida por área de residência emergem quando a análise é desagregada por renda domiciliar. Nesse caso, a “expectativa de vida urbana está abaixo da estimada para áreas rurais para domicílios de baixa renda, mas o inverso é verdade para famílias na classe de renda mais alta” (*op. cit.*, p. 413).

Castro (1997) também estimou esperanças de vida para clientela rurais e urbanas, mas baseadas em registros administrativos da Previdência Social para o ano de 1995. Uma questão relevante é que, até aquele ano, a qualidade da informação de sexo nos registros das aposentadorias rurais era muito baixa, o que não permitia análises com essa abertura. As esperanças de sobrevivência estimadas para idades típicas de aposentadoria (como 60 ou 65 anos) entre os aposentados rurais corresponderam às expectativas observadas para as mulheres da clientela urbana nas mesmas idades (quando o esperado seria que estivessem em um nível intermediário entre as estimativas para homens e mulheres dessa clientela urbana). O resultado, em grande medida surpreendente, levou a autora a sugerir a existência de um sub-registro de óbitos (e, potencialmente, a existência de fraude previdenciária).

Mais recentemente, deve-se a Valadares e Galiza (2016) a sinalização de que poderiam “existir diferenças significativas na expectativa de vida entre as populações urbanas e rurais” (Valadares e Galiza, 2016, p. 28), algo que iria de encontro ao que se supunha até aqui. Como não existem expectativas de vida oficiais calculadas para subgrupos populacionais, os autores se propuseram a trabalhar com um indicador específico, que poderia contribuir para a discussão: a estimativa da idade média do beneficiário na data de cessação do benefício para quatro grupos (homens aposentados por idade – urbano; mulheres aposentadas por idade – urbano; homens aposentados por idade – rural; e mulheres aposentadas por idade – rural).

Valadares e Galiza (2016) estimaram a idade média do beneficiário na cessação do benefício de forma indireta. Supôs-se que, em todos os grupos, a idade de concessão de benefício seria a mínima estatutária (65 anos para homens urbanos; 60 anos para mulheres urbanas e homens rurais; e 55 anos para mulheres rurais). A essa idade somaram-se os tempos médios de duração de benefício para cada um dos quatro grupos, sendo que, para a clientela urbana, se consideraram apenas os beneficiários de aposentadoria por idade. Os resultados encontrados estão na tabela 1.

TABELA 1
Estimativa da idade média do beneficiário na cessação do benefício

Período	Urbano		Rural	
	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino
2009	77,8	77,0	76,1	70,4
2010	77,9	77,3	76,1	70,5
2011	77,9	77,5	76,3	70,6
2012	77,9	77,8	76,6	71,2
2013	78,1	78,0	77,0	72,0

Fonte: Valadares e Galiza (2016).

Segundo os autores, esses dados poderiam indicar que a penosidade do trabalho rural levaria a expectativas de vida reduzidas em relação aos trabalhadores urbanos: “é precisamente essa distinção – associada à natureza do trabalho – que justifica a regra constitucional de diferenciação de cinco anos na idade de aposentadoria para os rurais” (Valadares e Galiza, 2017, p. 102).

Estaria reforçada, portanto, “a hipótese de que trabalhadores rurais vivem menos que trabalhadores urbanos”, com uma diferença surpreendente no caso das mulheres. Os autores manifestaram certo estranhamento em relação ao fato de as estimativas de idade média na cessação do benefício apontarem para idades masculinas superiores às femininas no meio rural (já que a expectativa de vida das mulheres, para toda a população, é superior à dos homens), mas isso poderia estar “expressando singularidades dos subgrupos populacionais em análise”. Os resultados, assim, poderiam sugerir que “a jornada dupla das mulheres, sobretudo nos grupos populacionais mais pobres, pode ser tão intensa que o desgaste sofrido determine expectativas de vida inferiores à verificada na média nacional” (Valadares e Galiza, 2016, p. 29).

Como afirmamos, esse seria apenas um elemento específico de um caso mais geral. Com efeito, Valadares e Galiza (2016; 2017) afirmam que os trabalhadores rurais: *i*) estariam mais sujeitos ao trabalho precoce (78,2% dos trabalhadores homens residindo em situações censitárias rurais começaram a trabalhar com 14 anos ou menos, contra apenas 45,3% dos trabalhadores homens residindo em áreas urbanas); *ii*) teriam idade média de início da aposentadoria por invalidez inferior à dos trabalhadores urbanos (49,2 anos, contra 52,7 anos); *iii*) estariam mais sujeitos a problemas de saúde (relatando, em proporções sempre maiores que residentes em áreas urbanas, ter saúde ruim ou muito ruim); e *iv*) teriam rendimentos mais baixos e seriam mais sujeitos à pobreza. Assim, a hipótese básica adotada para a unificação da idade das aposentadorias urbanas e rurais não faria sentido e seria reducionista: consideraria apenas aspectos financeiros da previdência social, desconsiderando seu papel em gerar equidade.

3 FONTES DE DADOS

Este trabalho está baseado, fundamentalmente, nos dados da Base de Benefícios Mantidos, do Instituto Nacional do Seguro Social (INSS), extraída em 8 de agosto de 2017. Trata-se de um registro administrativo, do qual constam todos os benefícios previdenciários mantidos. Compõem essa base benefícios pagos pelo instituto (previdenciários, acidentários e assistenciais) que foram – e eventualmente continuam sendo – parte da folha de pagamentos, podendo estar ativos – isso é, sendo pagos –, suspensos temporariamente ou cessados por razões administrativas ou morte do beneficiário.

A base do INSS, por registrar informações como a data de início de benefícios e a ocasional data e o motivo de cessação, permite a elaboração de estimativas precisas de idades de cessação por morte, segundo sexo e clientela. Extrações dessa base, similares à que usamos neste trabalho, já foram utilizadas em estudos demográficos (Ribeiro *et al.*, 2007; Souza, 2009), exatamente por esse motivo.

Subsidiariamente, serão utilizadas tabulações disponíveis da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) 2013 e microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2015. Ambas são pesquisas amostrais, de abrangência nacional.

4 AVALIAÇÃO DAS DIFERENÇAS DE IDADE DE APOSENTADORIA, SEGUNDO CLIENTELA

4.1 A aposentadoria rural no cenário internacional

Schwarzer (2000) define uma tipologia para mapear como a cobertura previdenciária é entregue para população rural que desempenha atividades agrícolas de pequena escala, baseada no trabalho de Esping-Andersen (1990). Segundo essa tipologia, nos países que adotam o “modelo universal básico”, a proteção previdenciária rural é tratada como sendo um direito a uma aposentadoria universal básica, derivada de um direito de cidadania. Os países que adotam o “modelo contributivo diferenciado” oferecem proteção previdenciária à população rural de maneira diferenciada, mantendo, entretanto, o princípio contributivo. No caso do “modelo estrito”, as regras de acesso, de contribuição e os benefícios são iguais para segurados urbanos e rurais. Por fim, no “modelo assistencial”, os países oferecem cobertura aos trabalhadores rurais por meio de benefícios assistenciais focalizados.

Independentemente do modelo adotado, nos países analisados por Schwarzer (2000), a idade de aposentadoria dos trabalhadores rurais era igual à dos urbanos. Itália e França chegaram a possibilitar aposentadoria para os rurais em idades inferiores às urbanas, mas, em reformas na década de 1980 e 1990, acabaram por igualar as regras para essas clientelas.

No contexto latino-americano, a situação é fundamentalmente a mesma. Mesa-Lago (2008), em análise das diversas reformas ocorridas nos anos 1990 e 2000 que afetaram sistemas previdenciários e de saúde na região, avalia que o tratamento dado aos trabalhadores informais rurais e urbanos é o mesmo no tocante ao critério de idade como elegibilidade à aposentadoria: não há diferenças nas idades.

Há, reconhecidamente, uma dificuldade estrutural nos países da América Latina para incluir em seus respectivos sistemas previdenciários os trabalhadores rurais – principalmente aqueles que trabalham em regime de economia familiar, ou que nem sempre geram excedente produtivo para comercialização, o que lhes geraria recursos para cotização e, assim, cobertura pela previdência no seu tradicional formato contributivo (Cepal, 2006; Gill *et al.*, 2004; Mesa-Lago, 2008).

As experiências latino-americanas voltadas para aumentar a proteção social para além da via contributiva são descritas por Rofman, Apella e Vezza (2014). De acordo com os autores, entre 2000 e 2013, ao menos dezoito países realizaram reformas inclusivas, que objetivaram aumentar a cobertura da população idosa, o que inclui a população rural.

De acordo com Rofman, Apella e Vezza (2014), as estratégias para o aumento da cobertura ocorreram pela expansão dos já existentes sistemas de proteção contributivos (admissão de novas categorias profissionais, incentivos econômicos à contribuição de trabalhadores informais, estudantes etc.); o desenvolvimento, ou a ampliação, de políticas (contributivas ou não contributivas) para redução da pobreza na velhice; e uma combinação das duas estratégias anteriores. O desafio para inclusão dos excluídos, principalmente os rurais, foi atacado em diferentes formas nos países da região: benefício universal (apenas requisito de idade), benefício focalizado nas famílias mais pobres com idosos, redução das alíquotas contributivas para os informais rurais, entre outros. Em nenhuma das experiências analisadas se observa a redução do requisito de idade para a concessão dos mais diferentes benefícios de transferência de renda para idosos.

Assim, pode-se dizer que a concessão de aposentadorias para trabalhadores rurais (ou qualquer outro tipo de benefício voltado para idosos) em idades inferiores às dos trabalhadores urbanos é característica bastante incomum nos sistemas previdenciários.

Ainda que determinado país tenha um sistema voltado apenas para os rurais, ou que tenha criado algum benefício assistencial com o objetivo de incluir os rurais (desprotegidos), a experiência internacional mostra que a prática é de idades iguais para rurais e urbanos como critério para concessão de benefícios.

4.2 A expectativa de vida das clientelas rural e urbana

O Brasil adotou caminho diverso, por meio da adoção de idades diferenciadas na Constituição de 1988 e na Lei nº 8.213/1991. Beltrão, Oliveira e Pinheiro (2000, p. 5) avaliam que a principal justificativa adotada para a instituição de idades de aposentadoria diferentes para as clientelas rural e urbana é a de que a “esperança de vida ao nascer da população rural é mais baixa do que a da urbana”. Segundo os autores, a esperança de vida da população urbana, em cada estado da Federação, seria, na verdade, “igual ou mais baixa do que a da população rural”. Como, entretanto, a maior parte da população rural estaria concentrada nos estados com expectativa de vida mais baixa, “a média nacional por situação de domicílio inverte[ria] o padrão encontrado localmente”. Em outras palavras, controlada por Unidade da Federação (UF), a expectativa de vida ao nascer da população rural seria igual ou superior à da população urbana.

A inexistência de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) sobre a expectativa de vida ao nascer segundo a situação de domicílio, por um lado, e o fato de que, para questões previdenciárias, seriam mais relevantes informações referentes à expectativa de sobrevivência em idades próximas à da aposentadoria, por outro, fez que essa questão permanecesse fora do debate.

Coube a Valadares e Galiza (2016) a recente tentativa de computar idades médias de cessação de benefícios (potencialmente relacionados à expectativa de vida), a partir de dados do *Anuário Estatístico de Previdência Social* (AEPS). Como apresentado na seção 2 deste trabalho, os autores concluíram que as idades de cessação de homens e mulheres rurais seriam inferiores às de homens e mulheres urbanos – diferença acentuada no caso das mulheres rurais (seis anos a menos em relação às mulheres urbanas). Assim, segundo os autores, a penosidade do trabalho rural poderia levar a expectativas de vida reduzidas em relação aos trabalhadores urbanos, o que justificaria a diferença de cinco anos na idade de aposentadoria em favor dos trabalhadores rurais (Valadares e Galiza, 2017).

O trabalho de Valadares e Galiza (2016) foi questionado por Stivali (2017) a partir de duas linhas distintas. A primeira, metodológica, alertando para os riscos de que as estimativas da idade média na cessação do benefício fossem tomadas como algo equivalente da expectativa de vida. O autor argumenta que uma parte relevante da informação necessária para se calcular a expectativa de vida – a saber, a idade dos beneficiários que ainda estão vivos – não é levada em conta quando se estima a idade média dos beneficiários na cessação dos seus benefícios. Uma segunda linha, empírica, buscou evidências nos dados disponíveis que pudessem, de alguma forma, questionar a hipótese de que trabalhadores rurais teriam expectativas de vida semelhantes às dos trabalhadores urbanos. Stivali percebeu que as estimativas da idade média na cessação do benefício não precisariam ser feitas de forma indireta (por meio da informação sobre a duração média do benefício por grupo de beneficiários, a ser somada à idade mínima estatutária), mas poderiam ser elaboradas de forma direta, por meio do número de benefícios cessados por faixa de idade. Esse dado agregado faz parte do plano tabular do AEPS. Os resultados encontrados estão na tabela 2.

TABELA 2
Estimativa da idade média do beneficiário na cessação do benefício

Período	Urbano		Rural	
	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino
2014	78,6	79,8	79,3	78,6

Fonte: Stivali (2017).

A tabela 2 sugere haver uma clara convergência nas estimativas de idade média de cessação das aposentadorias por idade das clientelas urbana e rural. Essa convergência é perceptível, e de forma clara, no caso das aposentadas rurais. As estimativas de Valadares e Galiza (2016) sugeririam, para o ano de 2013, uma idade média na cessação do benefício das aposentadas rurais cinco anos inferior à dos aposentados rurais e cerca de seis anos inferior à idade de aposentadas e aposentados urbanos. Tais diferenças passariam a ser, em Stivali (2017), ou inexistentes, quando se comparam as aposentadas rurais aos aposentados urbanos, ou de pequena magnitude, quando se comparam as aposentadas rurais às aposentadas urbanas (1,2 ano inferior) e aos aposentados rurais (0,7 ano). Haveria, assim, “pouca diferença entre a clientela urbana e rural da aposentadoria por idade” (Stivali, 2017, p. 15).

O que não fica claro em Stivali (2017) é a razão pela qual os resultados de Valadares e Galiza (2016) poderiam ser tão contraintuitivos. Esses autores adotaram um método indireto para computar as estimativas de idade média na cessação do benefício,

no qual os tempos médios de duração dos benefícios foram somados, para cada um dos grupos, às respectivas idades mínimas estatutárias para acesso ao benefício da aposentadoria por idade. Aquele utilizou um dado administrativo de ampla divulgação (a saber, a frequência anual do número de cessações das aposentadorias por idade, segundo sexo e clientela), por faixa etária, que faz parte do plano tabular do AEPS, e permite um cálculo direto da mesma estimativa.

O método indireto adotado por Valadares e Galiza (2016) possui uma limitação clara, a de supor que a idade mínima estatutária é uma boa *proxy* da idade média de concessão das aposentadorias por idade para todas as clientelas. O suposto, entretanto, não se sustenta – como reconhecido pelos autores em Valadares e Galiza (2017). Há diferenças significativas que nos ajudam a compreender os resultados encontrados, especialmente aqueles relacionados às aposentadas rurais.

O gráfico 1, elaborado a partir da Base de Benefícios Mantidos do INSS, mostra a frequência relativa das faixas etárias nas quais são concedidas as aposentadorias por idade, para homens e mulheres, de clientelas urbanas e rurais, desde 1991. Para cada sexo/clientela, foi isolada a faixa etária que engloba a idade estatutária de concessão (por exemplo, 65 a 69 anos para homens urbanos, que têm idade mínima estatutária de 65 anos; ou 55 a 59 anos para mulheres rurais, que têm idade mínima estatutária de 55 anos) e, em uma segunda categoria, todas as idades superiores a ela.

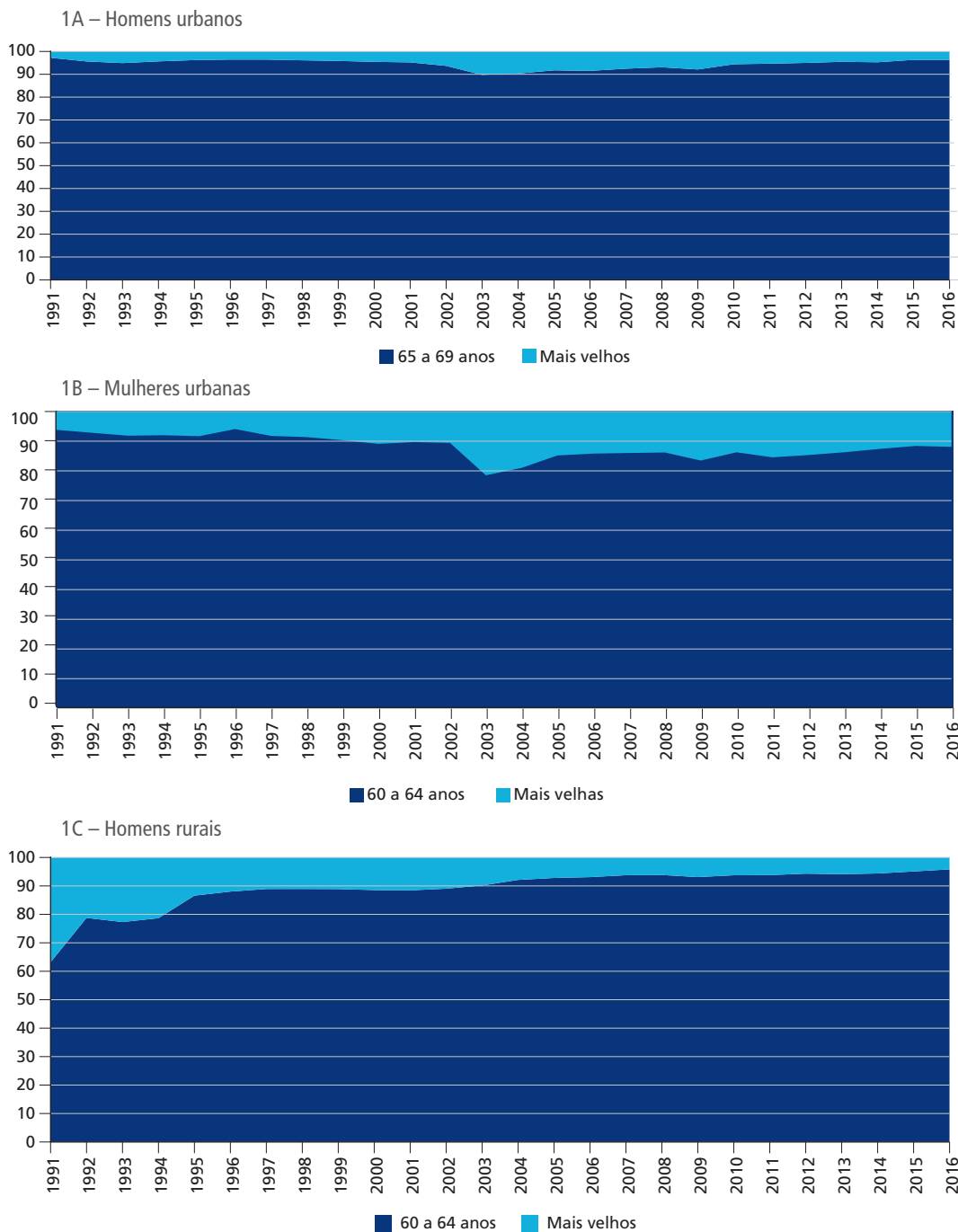
Percebe-se, de forma clara, que, para o grupo dos homens urbanos, a vasta maioria das concessões ocorre justamente na faixa etária em que se encontra a idade mínima estatutária. Isso não ocorre, em graus e períodos variados, nos demais grupos. O caso que parece particularmente diferente é o das mulheres rurais, para as quais as concessões de aposentadoria por idade, no início dos anos 1990, se deram minoritariamente na faixa etária em que se encontra a idade mínima estatutária. Portanto, qualquer estimativa indireta não pode ser considerada confiável.

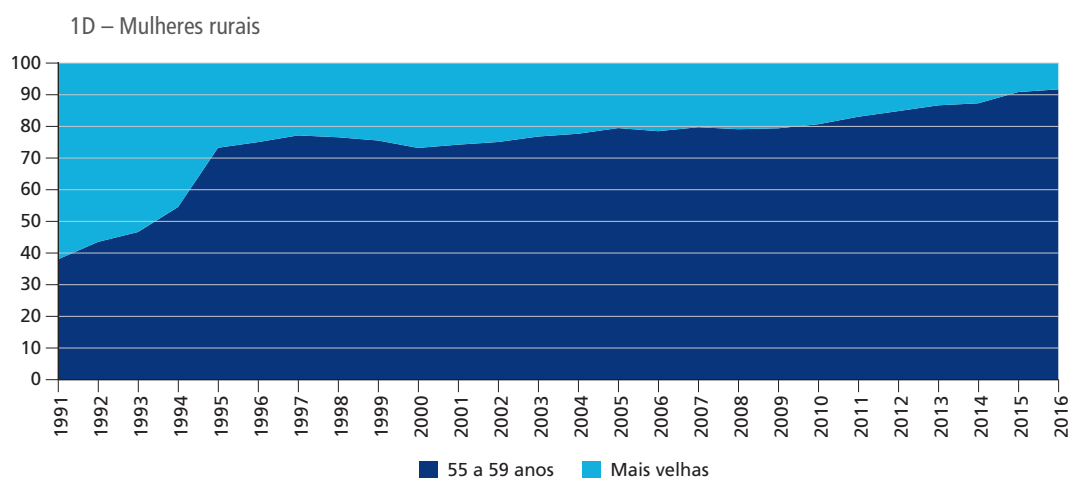
A explicação mais provável para o caso das mulheres rurais está no fato de que elas se tornaram massivamente beneficiárias da previdência rural apenas depois da regulamentação da Constituição de 1988, pela Lei nº 8.213/1991. Isso certamente possibilitou a concessão da aposentadoria por idade para um grande número de mulheres, muitas das quais já com idade em muito superior à mínima estatutária, que antes tinham acesso restrito ao benefício.

GRÁFICO 1

Frequência relativa das concessões de aposentadorias, por idade, para homens e mulheres de clientela urbana e rural, por faixa de idade (1991-2016)

(Em %)





Fonte: Base de Benefícios Mantidos (2017). Gerada em: 8 ago. 2017.
Elaboração dos autores.

O método direto de estimar as idades médias na cessação das aposentadorias para os quatro grupos, adotado por Stivali (2017), evitaria, por definição, o suposto de que idades mínimas estatutárias seriam um bom substituto para as idades médias de concessão. Temos elementos, entretanto, para afirmar que houve um erro na estimativa das idades médias de cessação nesse último trabalho. Com efeito, as cessações das aposentadorias por idade por faixas etárias, segundo sexo e clientela, são dispostas da maneira encontrada na tabela 3.

TABELA 3
Estimativa das idades médias dos beneficiários na cessação das aposentadorias por idade, por sexo e clientela

Limite mínimo/máximo	Benefícios cessados – API				Idade média	Benefícios cessados* idade média – API				
	Urbana		Rural			Urbana		Rural		
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres		Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	
55	59	-	-	-	3.323	57	0	0	0	189.411
60	64	-	4.087	6.037	6.465	62	0	253.394	374.294	400.830
65	69	8.899	5.213	10.402	8.810	67	596.233	349.271	696.934	590.270
70	74	9.944	6.330	12.920	11.772	72	715.968	455.760	930.240	847.584
75	79	10.554	8.540	15.602	16.143	77	812.658	657.580	1.201.354	1.243.011
80	84	8.571	11.376	16.847	16.735	82	702.822	932.832	1.381.454	1.372.270
85	89	8.650	11.502	14.988	14.366	87	752.550	1.000.674	1.303.956	1.249.842
90	94	4.590	6.822	9.034	8.771	92	422.280	627.624	831.128	806.932
95	99	1.341	2.021	4.310	4.233	97	130.077	196.037	418.070	410.601
	100	199	253	1.505	1.634	100	19.900	25.300	150.500	163.400
		52.748	56.144	91.645	92.252		4.152.488	4.498.472	7.287.930	7.274.151
Idades médias de cessação							78,7	80,1	79,5	78,9

Fonte: Brasil (2015).
Elaboração dos autores.

A estimativa da idade média na cessação é relativamente simples. O número de benefícios cessados, em cada faixa etária, para cada combinação de sexo e clientela, é multiplicado pela idade média do intervalo da faixa etária. O somatório dessa multiplicação, para cada um dos grupos, é dividido pelo somatório dos benefícios cessados, também para cada um dos grupos, resultando nas idades médias de cessação. O exercício realizado na tabela 3 reproduz exatamente o que foi feito por Stivali (2017), utilizando-se apenas dados mais recentes, divulgados no AEPS de 2015.

É preciso notar, entretanto, que só há informação sobre o número de cessações na faixa entre 55 e 59 anos para as mulheres rurais. Obviamente, não pode haver cessação para os demais grupos, já que as idades mínimas estatutárias para concessão de aposentadorias por idade para esses grupos são superiores. Da mesma forma, não há informações sobre cessações de aposentadorias por idade para homens urbanos na faixa etária seguinte (entre 60 e 64 anos), já que essa faixa se encontra abaixo da idade mínima estatutária para esse grupo (65 anos). É possível concluir que o fato de só haver dados de cessações na faixa etária mais jovem para as mulheres rurais acaba enviesando (a menor) a estimativa da idade média de cessação para esse grupo em relação aos demais. O mesmo ocorre com os homens rurais e as mulheres urbanas em relação aos homens urbanos.

Esse viés pode ser corrigido facilmente. Basta, para isso, que a estimativa de idade média na cessação seja computada utilizando dados apenas a partir da idade para as quais há informação para todos os grupos (isso é, a partir da faixa etária dos 65 aos 69 anos), conforme a tabela 4.

TABELA 4

Estimativa das idades médias na cessação das aposentadorias – por idade, por sexo e clientela – para beneficiários com idade a partir de 65 anos

Limite mínimo/máximo	Benefícios cessados – API					Benefícios cessados* idade média – API					
	Urbana		Rural		Idade média	Urbana		Rural			
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres		Homens	Mulheres	Homens	Mulheres		
65	69	8.899	5.213	10.402	8.810	67	596.233	349.271	696.934	590.270	
70	74	9.944	6.330	12.920	11.772	72	715.968	455.760	930.240	847.584	
75	79	10.554	8.540	15.602	16.143	77	812.658	657.580	1.201.354	1.243.011	
80	84	8.571	11.376	16.847	16.735	82	702.822	932.832	1.381.454	1.372.270	
85	89	8.650	11.502	14.988	14.366	87	752.550	1.000.674	1.303.956	1.249.842	
90	94	4.590	6.822	9.034	8.771	92	422.280	627.624	831.128	806.932	
95	99	1.341	2.021	4.310	4.233	97	130.077	196.037	418.070	410.601	
	100	199	253	1.505	1.634	100	19.900	25.300	150.500	163.400	
		52.748	52057	85608	82464		4.152.488	4.245.078	6.913.636	6.683.910	
Idades médias de cessação								78,7	81,5	80,8	81,1

Fonte: Brasil (2015).
Elaboração dos autores.

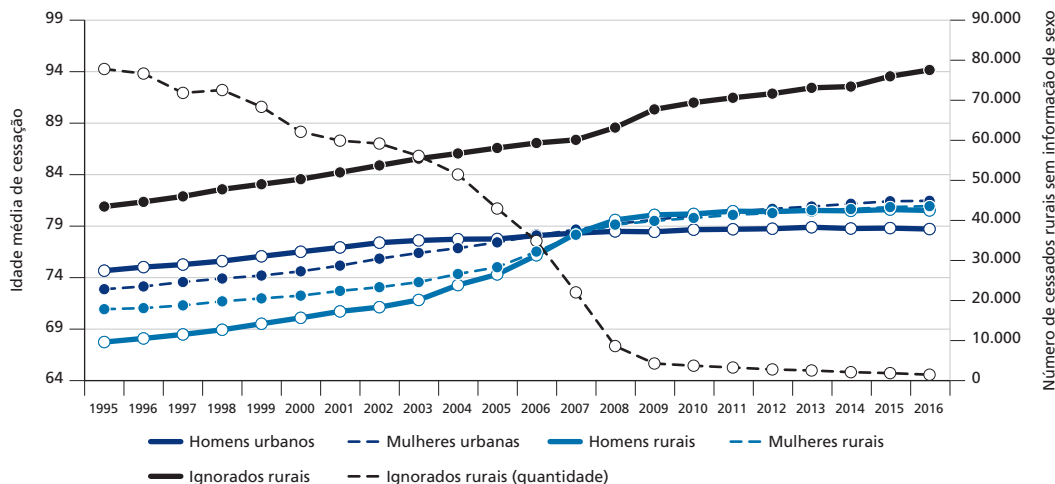
Dessa forma, corrigido o viés, percebe-se que as idades médias de cessação dos benefícios rurais não parecem ser diferentes das encontradas para os benefícios urbanos: ela é marginalmente menor no caso das mulheres (-0,4 ano), mas mais de dois anos superior no caso dos homens. As diferenças entre as idades de cessação para homens e mulheres da mesma clientela são favoráveis às mulheres – marginalmente, no caso da clientela rural, e de praticamente três anos, no caso da clientela urbana. Portanto, os resultados (especialmente no que diz respeito às diferenças entre homens e mulheres) parecem agora muito mais compatíveis com o que seria esperado a partir das expectativas de sobrevida calculadas pelo IBGE para toda a população.

As tabelas 3 e 4 basearam-se nos dados de benefícios cessados divulgados de forma agregada por meio do AEPS. Como as cessações ocorrem majoritariamente por morte, os dados de cessação, mesmo agregados, acabam sendo uma boa aproximação das cessações efetivas por morte. Dados individualizados da Base de Benefícios Mantidos, entretanto, permitem, além de contabilizar apenas as cessações por morte, também fazer um histórico relativamente longo das idades médias de cessação, por ano de cessação do benefício, para os quatro grupos definidos segundo sexo e clientela.

Nesse histórico, os dados começam a assumir a “forma” atual – isso é, com maiores idades de cessação por morte para mulheres, em relação aos homens, e sem diferenças significativas entre as clientelas urbana e rural – depois da metade dos anos 2000, período no qual houve uma grande melhoria da qualidade dos dados, devida ao Censo Previdenciário. Com efeito, até esse período, as idades médias de cessação por morte das aposentadorias por idade da clientela rural de ambos os sexos eram muito mais baixas do que as da clientela urbana. Todavia, a idade média de cessação das aposentadorias por idade da clientela rural com sexo ignorado era muito alta (gráfico 2). À medida que houve melhora da qualidade dos dados – perceptível pela brutal redução das cessações de aposentadorias rurais com sexo ignorado, escala à direita –, passou a haver uma convergência entre as idades médias de cessação por morte das clientelas e uma maior idade de cessação das mulheres, em relação aos homens.

GRÁFICO 2

Idades médias de cessação por morte de aposentadorias por idade, segundo ano de cessação, sexo e clientela dos beneficiários, para beneficiários com idade a partir de 65 anos; número absoluto de cessados rurais com sexo ignorado (1995-2016)



As idades médias estimadas no gráfico 2 são, por definição, calculadas em corte transversal, isso é, avaliam-se as idades dos beneficiários que tiveram seus benefícios cessados por morte entre o primeiro e o último dia de cada ano. Essa abordagem *cross-section* ignora um grande conjunto de informações, mais precisamente as referentes àqueles que já tiveram suas aposentadorias por idade concedidas, mas ainda não tiveram seus benefícios cessados por morte. Por outro lado, o cálculo da expectativa de vida de uma população, como os feitos pelo IBGE, tenta aproximar o que seria observado em dados longitudinais. Isso é, tenta-se avaliar qual seria a experiência de mortalidade de um mesmo grupo de pessoas desde a origem (início do benefício) até o fim (cessação do benefício). No caso da população geral, isso é feito por meio da construção de uma coorte sintética, na qual se aplicam as taxas de mortalidade observadas em cada faixa etária.

Ao se realizar exercícios como os que resultaram no gráfico 2, ignora-se o problema de que muitos dos eventos de interesse (no caso, a cessação por morte) ainda não ocorreram quando se encerra o período de observação, no caso anterior, antes do fim de cada ano. Em outras palavras, muitos indivíduos ainda estão vivos na data de observação dos dados. Essa característica dos dados é chamada censura à direita.

Uma abordagem usual para analisar dados de sobrevivência, lidando com censura, é a construção de curvas de sobrevivência usando o estimador de Kaplan-Meier – também chamado de estimador de limite do produto. Definimos a função de sobrevivência, $S(t)$, como uma função que fornece a proporção da população que sobrevive até o instante t ou, alternativamente, que fornece a probabilidade de sobrevivência até o instante t .

O estimador de Kaplan-Meier assume que $S(0)=1$, e para os períodos seguintes atualiza o valor da função da seguinte forma:

$$\hat{S}(t) = \hat{S}(t-1) \left(1 - \frac{m_t}{n_t}\right) . \quad (1)$$

Em que $\hat{S}(t-1)$ representa a probabilidade de sobrevivência até o período anterior, m_t representa as mortes observadas no período t , e n_t representa o número de pessoas vivas no início de t . O método Kaplan-Meier⁴ tem uma série de vantagens para iniciar a análise de dados de sobrevivência, a começar por tratar-se de um método não paramétrico, dispensando hipóteses adicionais sobre possíveis distribuições de probabilidade subjacentes. Adicionalmente, ele funciona na presença de censura,⁵ uma vez que uma observação deixe de ser observada, deixa de ser contabilizada.

A representação gráfica da função de sobrevivência contra o tempo transcorrido desde o início do benefício oferece uma primeira medida sumária de como se comportam os dados analisados. Como os dados de duração normalmente apresentam forte assimetria, medidas de posição, como os quartis e a mediana, costumam ser mais informativas do que a média.

Os dados da Base de Benefícios Mantidos do INSS, utilizados para gerar os gráficos 1 e 2, permitem estimar curvas de sobrevivência para os quatro grupos – formados pela combinação de sexo e clientela – de aposentados por idade.⁶

4. As estimativas da curva de sobrevivência Kaplan-Meier são normalmente acompanhadas por estimativas da função de risco, $\lambda(t)$, que oferece uma medida da variação de $S(t)$, e da função de risco acumulado, $\Lambda(t)$. Além de essas duas funções serem informativas sobre os dados em análise, elas ajudam na escolha de especificações válidas para modelos paramétricos e semiparamétricos para os dados.

5. Uma hipótese necessária nesse método, e em outros, é a de que a censura é não informativa. Isto é, assume-se que os motivos da censura não são relacionados à variável de duração sob estudo, o que parece uma suposição razoável para este estudo.

6. Aplicações semelhantes com dados previdenciários podem ser encontradas em McCoy, Iams e Armstrong (1994), Brockmann, Müller e Helmer (2009) e Rinesi e Di Giorgio (2008).

Uma dificuldade adicional desses dados é que, estatutariamente, os beneficiários “entram” na base em idades diferentes: mulheres rurais são observadas a partir dos 55 anos; homens rurais e mulheres urbanas, a partir dos 60 anos; e homens urbanos, a partir dos 65 anos. Ademais, é possível que os segurados acessem os benefícios após a idade mínima estatutária. Neste estudo, utilizaremos uma estratégia simples para lidar com essa questão, que é a de ajustar curvas de sobrevivência a partir de idades para as quais os grupos apresentam casos. Assim, se quisermos comparar os quatro grupos, a idade para a realização dessas estimativas é a de 65 anos ou superior. Se quisermos comparar pelo menos três grupos (deixando de lado os homens urbanos), a idade é de 60 anos (ou superior).

Neste trabalho, estimaremos curvas de sobrevivência para os três ou os quatro grupos, para avaliar se, condicionada a sobrevivência a uma certa idade (a partir dos 60 ou 65 anos, conforme o caso), seus padrões de mortalidade apresentam diferenças que possam justificar a manutenção de idades diferentes para as duas clientelas.

Essa estratégia está sujeita a uma crítica: a de que os padrões de sobrevivência dos grupos formados por clientela e sexo pudessem ser substantivamente diferentes no período anterior à idade a partir da qual as curvas de sobrevivência serão calculadas. A crítica é substantivamente correta – isso é, os padrões de mortalidade dos grupos podem ser diferentes em períodos anteriores aos analisados –, mas parece fazer pouco sentido do ponto de vista da discussão da idade de elegibilidade para a aposentadoria. Com efeito, o que se quer é, justamente, saber se, em idades-padrão para aposentadoria, esses grupos apresentam trajetórias muito diferentes. Caso algum grupo tenha padrão de mortalidade diferente (leia-se acentuado) em idades inferiores às analisadas aqui, a questão estará relacionada a outros benefícios previdenciários – como a pensão por morte –, ou não será matéria previdenciária – como é o caso, por exemplo, da mortalidade infantil ou mortalidade juvenil. Aplica-se, aqui, exatamente o mesmo argumento que demonstra que a expectativa de vida ao nascer é informação de pouca relevância para a questão previdenciária – que deve levar em conta a expectativa de vida em idades próximas à da aposentadoria.

A estimativa da curva de sobrevivência dos quatro grupos foi feita a partir dos 67 anos, para que um número razoavelmente grande de homens urbanos pudesse ser considerado. Por sua vez, a estimativa da curva de sobrevivência dos três grupos (excluídos os homens urbanos) foi feita a partir dos 62 anos, para que um número razoavelmente grande de homens rurais e mulheres urbanas pudesse ser levado em conta.

Assim, aposentados por idade com idade, na data de cessação, inferiores a 67 anos (62 anos) não foram considerados na estimativa das curvas de sobrevivência dos quatro grupos (três grupos). Também não foram considerados aposentados por idade cuja idade na data de início do benefício fosse superior a 67 anos (62 anos), nas mesmas situações. Beneficiários que não tiveram cessação, mas que na data de extração da base não tinham 67 anos foram, pelos mesmos motivos, desconsiderados. Finalmente, foram levados em conta apenas beneficiários cuja data de início do benefício fosse de 1º/1/1995 ou posterior, por duas razões: *i*) o padrão de concessões nos anos imediatamente posteriores à publicação da Lei nº 8.213/1991 foi instável; e *ii*) as cessações dos benefícios, no mesmo período, também têm padrão instável, especialmente no ano de 1994, devido a uma reclassificação de tipos de benefícios (apêndice A).

O total dos benefícios considerados na análise dos quatro grupos formados pelo cruzamento de sexo e clientela está disposto na tabela 5. Em relação ao total dos benefícios ativos de aposentadorias por idade, nota-se um aumento relativo da participação dos homens urbanos e uma redução da participação relativa dos demais grupos, sobretudo das mulheres rurais. Homens urbanos, no total de benefícios ativos, são um percentual muito menor do que na base que utilizamos para a estimativa das curvas de sobrevivência, já que têm idade estatutária de elegibilidade muito superior aos demais grupos.

TABELA 5
Casos considerados na estimativa das curvas de sobrevivência dos quatro grupos formados por sexo e clientela e comparação com o total de benefícios ativos

	Benefícios ativos		Casos considerados	
	Número	Percentual	Número	Percentual
Homens urbanos	1.337.602	13,0	1.295.831	21,0
Mulheres urbanas	2.566.163	25,0	1.388.766	22,5
Homens rurais	2.485.609	24,2	1.777.491	28,8
Mulheres rurais	3.861.718	37,7	1.718.472	27,8
Total	10.251.092	-	6.180.560	-

Fonte: Base de Benefícios Mantidos (2017). Gerada em: 8 ago. 2017.
Elaboração dos autores.

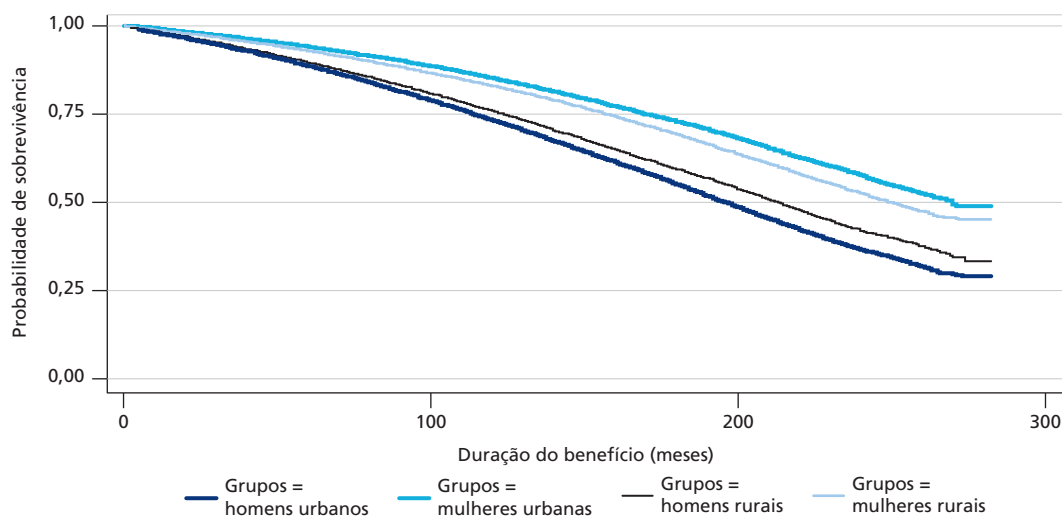
Os resultados das estimativas podem ser vistos nos gráficos 3 e 4 e têm um padrão notável: as diferenças observadas parecem se dar fundamentalmente por sexo, e não por clientela, com probabilidades de sobrevivência em períodos específicos sempre muito maiores para as mulheres das duas clientelas, em relação aos homens.

Embora a clientela pareça ter papel muito limitado (se algum), pode-se notar um padrão relevante: entre os trabalhadores rurais, as diferenças nas curvas de sobrevivência de homens e mulheres são menores do que as observadas entre homens e mulheres urbanos. Em outras palavras, homens rurais têm maiores probabilidades de sobrevivência que homens urbanos, enquanto mulheres rurais têm menores probabilidades de sobrevivência que mulheres urbanas. A interpretação desses dados não é trivial. O argumento de que a penosidade do trabalho rural seria sentida especialmente pelas mulheres não faria sentido – já que ela teria que ser sentida, em alguma medida ao menos, também pelos homens, o que não ocorre. Seria possível também argumentar que haveria, nas áreas rurais, em relação às urbanas, uma melhor distribuição dos riscos que levariam ao óbito entre homens e mulheres. Nas áreas urbanas, por sua vez, esses riscos recairiam desproporcionalmente mais sobre os homens que sobre as mulheres.

GRÁFICO 3

Curvas de sobrevivência para homens e mulheres urbanos e homens e mulheres rurais a partir dos 67 anos – estimativa Kaplan-Meier da função de sobrevivência

(Tempo em meses)



Fonte: Base de Benefícios Mantidos 2017. Gerada em: 8 ago. 2017.
Elaboração dos autores.

A ilustração gráfica da função de sobrevivência é complementada por algumas medidas de posição apresentadas na tabela 6. Como já mencionado, a média é pouco informativa devido à assimetria dos dados; recorre-se, então, ao primeiro e segundo quartis, que traduzem em números algo que já pode ser notado no gráfico 3. Note-se

que não é possível calcular o último quartil, pois, ao longo do período observado, entre a data de início do benefício mais antiga incluída na base e sua data de extração, nenhum dos quatro grupos se reduz o suficiente para tanto.⁷

TABELA 6

Síntese dos dados de tempo de sobrevivência – casos examinados na estimativa das curvas de sobrevivência dos quatro grupos (homens e mulheres urbanos, homens e mulheres rurais, a partir dos 67 anos)

Grupo	Tempo em risco	Taxa de incidência	Número de indivíduos	Tempo de sobrevivência (meses)		
				25%	50%	75%
Homens urbanos	104.343.648	0,0027346	1.284.074	115	196	-
Mulheres urbanas	109.111.720	0,0013652	1.376.011	171	270	-
				25%	50%	75%
Homens rurais	145.448.434	0,0023321	1.763.730	124	213	-
Mulheres rurais	121.423.475	0,0015045	1.702.803	158	250	-
Total	480.327.277	0,0019907	6.126.618	137	223	-

Fonte: Base de Benefícios Mantidos 2017. Gerada em: 8 ago. 2017.
Elaboração dos autores.

Entre as beneficiárias da clientela rural com mais de 67 anos, 75% vivem mais de 158 meses (ou 13,1 anos) e 50% vivem mais de 250 meses (ou 20,8 anos). Isso equivale a dizer que metade das beneficiárias da clientela rural viverão mais de 87,8 anos, enquanto metade das equivalentes urbanas viverão mais de 89,5 anos. Entre os beneficiários homens da clientela rural com mais de 67 anos, 75% vivem mais de 124 meses (ou 10,3 anos) e 50% vivem mais de 213 meses (ou 17,75 anos). Isso equivale a dizer que metade dos beneficiários homens da clientela rural viverão mais de 84,75 anos, enquanto metade dos equivalentes urbanos viverão mais de 83,3 anos.

A coluna “Tempo em risco”, na tabela 6, mostra, para cada grupo, a soma do número de meses que cada observação permaneceu sob estudo até a ocorrência do evento de interesse (a cessação por morte) ou a censura daquela observação. Esse número serve de base para outros cálculos, como os da coluna “Taxa de incidência”, que mostra o número de eventos de interesse dividido pelo tempo em risco, isso é, quantos eventos de interesse ocorrem por unidade de tempo (a cada mês, no presente caso). Corroborando o que já foi observado com as curvas de sobrevivência e com os quartis, se arranjadas da maior para a menor, as

7. Fato semelhante ocorre nos dados analisados por Brockmann, Müller e Helmert (2009).

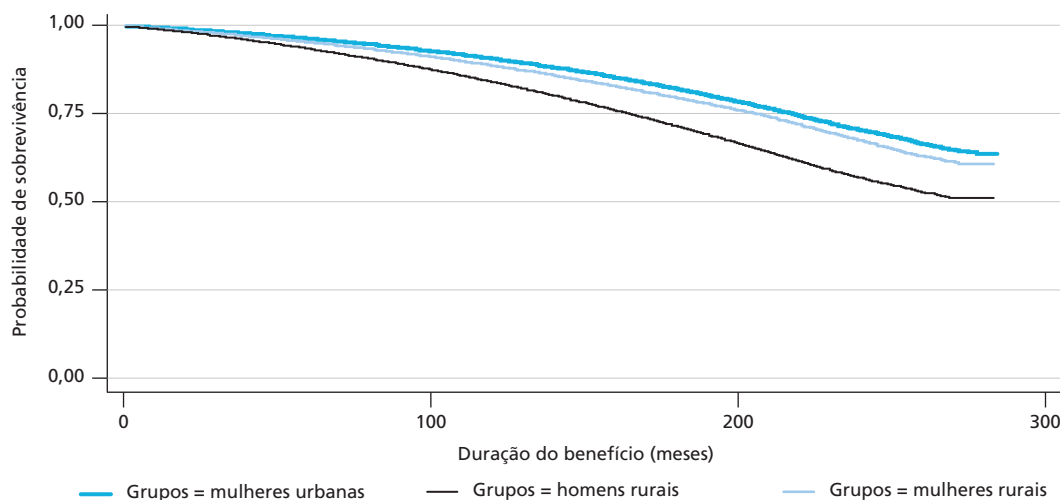
taxas de incidência ficam ordenadas como: homens urbanos, homens rurais, mulheres rurais e mulheres urbanas.

As curvas de sobrevivência estimadas para os três grupos (mulheres urbanas, mulheres rurais e homens urbanos) a partir dos 62 anos (gráfico 4) mostram fundamentalmente os mesmos padrões observados no gráfico 3. Portanto, até onde se pode observar, os padrões de sobrevivência dos grupos considerados são consistentes com os observados no gráfico 4.

GRÁFICO 4

Curvas de sobrevivência para mulheres urbanas, homens e mulheres rurais a partir dos 62 anos – estimativa Kaplan-Meier da função de sobrevivência

(Tempo em meses)



Fonte: Base de Benefícios Mantidos 2017. Gerada em: 8 ago. 2017.
Elaboração dos autores.

Novamente, pode-se recorrer às medidas de posição subjacentes ao gráfico 4, que são apresentadas na tabela 7. Por se tratar de uma população mais jovem, cujo acompanhamento se inicia aos 62 anos, nota-se que o problema anterior de não ser possível estimar o último quartil agora também ocorre com a mediana. Isto é, essa população não se reduz à metade ao longo do período de observação. O que se pode dizer, então, é que entre as beneficiárias da clientela rural com mais de 62 anos, 75% vivem mais de 206 meses (ou 17,1 anos) ou, alternativamente, 75% dessas beneficiárias vivem mais que 79,1 anos. Com análises semelhantes para as mulheres urbanas e os homens rurais

indicando as idades de 80,0 e 75,6 anos, respectivamente. Mais uma vez, esses resultados podem ser sumarizados pela ordenação das taxas de incidência maior para a menor: homens rurais, mulheres rurais e mulheres urbanas.

TABELA 7
Síntese dos dados de tempo de sobrevivência – casos examinados na estimativa das curvas de sobrevivência dos três grupos (mulheres urbanas, homens rurais e mulheres rurais a partir dos 62 anos)

Grupo	Tempo em risco	Taxa de incidência	Número de indivíduos	Tempo de sobrevivência (meses)		
				25%	50%	75%
Mulheres urbanas	16.140.6087	0,0009582	1.749.977	217	-	-
Homens rurais	217.864.477	0,0016595	2.132.802	164	-	-
Mulheres rurais	211.386.184	0,0010555	2.327.926	206	-	-
Total	590.656.748	0,0012517	6.210.705	190	-	-

Fonte: Base de Benefícios Mantidos 2017. Gerada em: 8 ago. 2017.
Elaboração dos autores.

A estimação não paramétrica das funções de sobrevivência e as medidas de posição apresentadas anteriormente permitem conhecer a forma geral dos dados e uma avaliação inicial do quão diferente (ou não) são os grupos analisados. A desvantagem dos métodos não paramétricos é que eles não permitem a realização de testes mais específicos quanto ao tamanho das diferenças ou sobre possíveis outros fatores que expliquem as diferenças no tempo de sobrevivência entre as diferentes clientelas.

Para sofisticar a análise, é necessário, então, partir para modelos paramétricos ou semiparamétricos. Uma escolha comum em análise de sobrevivência é recorrer ao modelo de riscos proporcionais, também chamado de modelo de Cox,⁸ devido a sua flexibilidade e por se tratar de um modelo semiparamétrico.

Uma primeira diferença em relação à análise anterior é que a análise de Cox modela a função de risco, ao invés da função de sobrevivência, dividindo-a em dois componentes.

$$\lambda(t|X) = \lambda_0(t, \alpha) \cdot \theta(X, \beta). \quad (2)$$

8. Devido a Cox (1972).

Assim, a função de risco seria o produto de um risco basal, $\lambda_0(t, \alpha)$, e um fator de ajuste $\theta(X, \beta)$, este último função de variáveis explicativas. A grande vantagem dessa formulação é que as estimativas podem ser obtidas sem se especificar uma forma para o risco basal, e, assumindo $\theta(X, \beta) = e^{(X'\beta)}$, obtém-se uma forma de fácil interpretação.⁹

$$\lambda(t|X) = \lambda_0(t, \alpha) \cdot e^{X'\beta}. \quad (3)$$

$$\frac{\partial \lambda(t|X)}{\partial X_i} = \lambda_0(t, \alpha) \cdot \frac{\partial e^{X'\beta}}{\partial X_i} = \beta_i \cdot \lambda_0(t, \alpha) \cdot e^{X'\beta} = \beta_i \cdot \lambda(t|X) \quad (4)$$

Nas tabelas 8, 9 e 10, os coeficientes são apresentados de duas formas: como β_i e como $\exp(\beta_i)$. A interpretação na forma β_i é direta, tal que coeficientes positivos (negativos) aumentam (reduzem) o risco e, portanto, reduzem (aumentam) a sobrevivência dos beneficiários. Na forma exponencial, isto é, como $\exp(\beta_i)$, a interpretação deve ser como a variação percentual $(1 - \exp(\beta_i))\%$ do risco, em resposta à variação de uma unidade da respectiva variável independente. Assim, coeficientes maiores (menores) que a unidade aumentam (diminuem) o risco e reduzem (aumentam) a sobrevivência dos beneficiários.

Outras variáveis presentes na Base de Benefícios Mantidos do INSS poderiam, então, ser levadas em conta, lançando-se mão de especificações da regressão de Cox, mas aqui se manifestam as limitações dessa base. Ela é extremamente restrita em termos de possíveis variáveis de controle (restringindo-se, fundamentalmente, às UFs e ao valor inicial do benefício em salários mínimos).¹⁰

Há, ainda, uma possível variável de controle que leva em conta a qualidade da informação da Base de Benefícios Mantidos. Com efeito, os dados descritivos examinados no gráfico 2 sugerem que a qualidade da informação anterior à realização do Censo Previden-

9. O modelo é chamado de modelo de riscos proporcionais porque, devido a essa formulação, a razão de risco entre dois indivíduos é constante no tempo.

10. O valor corrente dos benefícios é uma variável prejudicada na Base de Benefícios Mantidos, já que aparecem com valor reduzido de eventuais pagamentos de empréstimos consignados, cujo montante atual é grande demais para ser desconsiderado.

ciário era relativamente pobre, especialmente no caso dos aposentados rurais¹¹ – para os quais se nota uma substancial alteração nas idades médias de cessação de acordo com a melhora dos dados. Benefícios cessados até 2007 (e que, portanto, não se beneficiaram da melhoria da qualidade de informação proporcionada pelo censo) são levados em conta na estimativa das curvas de sobrevivência e podem estar dando origem a algum viés. A criação de uma variável binária (*dummy*) que marque os casos de benefícios cessados antes da conclusão do censo e sua utilização por meio de uma interação com a variável *dummy* que caracteriza a população rural podem corrigir algum eventual viés.

As tabelas 8 e 9 apresentam os parâmetros ajustados do modelo de regressão de Cox para o tempo de vida a partir dos 67 anos, levando-se em conta apenas as variáveis clientela (variável binária na qual rural = 1 e urbano = 0) e sexo (na qual masculino = 1 e feminino = 0). A diferença entre as tabelas 8 e 9 é que, na tabela 9, foi introduzido um filtro para selecionar apenas beneficiários com valor inicial do benefício igual a 1 SM (o que não altera nada para os beneficiários rurais, mas exclui os beneficiários urbanos com valor inicial de benefício acima do salário mínimo). Em tese, a tabela 9 compara beneficiários rurais e urbanos mais comparáveis, já que ambos partiram do mesmo valor do benefício.

O sexo masculino implica uma taxa de cessação por morte muito superior em ambas as especificações iniciais – algo que, de resto, pode ser percebido visualmente nas curvas de sobrevivência e também seria esperado a partir de expectativas *a priori*. Por sua vez, o coeficiente para a variável de situação do domicílio apontaria para magnitudes pequenas (rurais teriam uma taxa de cessação por morte 2,0% inferior – 7,4% inferior – na especificação que leva em conta todos os aposentados por idade – exclui os aposentados com valor inicial do benefício maior do que 1 SM), reforçando a percepção de que o padrão de sobrevivência/mortalidade observado nas curvas de sobrevivência está relacionado com sexo, não com clientela.

11. Problema semelhante levou Ribeiro *et al.* (2007) a não considerarem os benefícios rurais em seu estudo. Para esses autores, “os benefícios rurais não foram considerados neste estudo, devido à grande quantidade de beneficiários rurais com sexo ignorado. Até abril de 1992, esta informação não era coletada pelos postos de benefício para os beneficiários rurais” (Ribeiro *et al.*, 2007, p. 92).

TABELA 8

Parâmetros estimados do modelo de regressão de Cox para o tempo de vida a partir dos 67 anos

Variáveis	β	Sig	Exp(β)	Varição da taxa de cessação por morte (%)
Clientela (rural = 1)	-0,020	0,000	0,980	-2,0
Sexo (masculino = 1)	0,505	0,000	1,657	65,7

Fonte: Base de Benefícios Mantidos 2017. Gerada em: 8 ago. 2017.
Elaboração dos autores.

TABELA 9

Parâmetros estimados do modelo de regressão de Cox para o tempo de vida a partir dos 67 anos para beneficiários com valor inicial do benefício igual a 1 SM

Variáveis	β	Sig	Exp(β)	Varição da taxa de cessação por morte (%)
Clientela (rural = 1)	-0,077	0,000	0,926	-7,4
Sexo (masculino = 1)	0,467	0,000	1,595	59,5

Fonte: Base de Benefícios Mantidos 2017. Gerada em: 8 ago. 2017.
Elaboração dos autores.

Uma segunda especificação introduziu controles para os casos de cessação que ocorreram até 2007. Uma terceira especificação acrescentou, ainda, variáveis binárias para as Grandes Regiões Geográficas. Ambas foram ajustadas tanto para todos os aposentados por idade quanto apenas para aqueles com valor inicial do benefício igual a 1 SM, resultando em um total de seis modelos.

As variações da taxa de cessação por morte encontradas para a situação do domicílio e sexo são reportadas na tabela 10.

Em nenhuma especificação, o quadro é alterado de forma relevante. As variações nas taxas de cessação por morte para os rurais, em relação aos urbanos, apresentam pequena magnitude e, quase sempre, sinal negativo, especialmente quando se comparam apenas beneficiários com valor inicial do benefício de 1 SM. Por sua vez, as variações nas taxas de cessação por morte para homens, em relação às mulheres, apresentam, em todas as especificações, magnitudes elevadas e, invariavelmente, sinal positivo.¹²

12. O ajuste dos modelos melhora entre as especificações 1 e 3 e entre as especificações 4 e 6. O leitor encontrará indicadores de ajuste dos modelos no apêndice C.

TABELA 10
Variações das taxas de cessação por morte por situação de domicílio e sexo, em diferentes modelos
 (Em %)

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Clientela (rural = 1)	-2,0	6,0	8,7	-7,4	-4,9	-2,5
Sexo (masculino = 1)	65,7	41,3	41,7	59,5	42,8	43,2

Fonte: Base de Benefícios Mantidos 2017. Gerada em: 8 ago. 2017.

Elaboração dos autores.

Obs.: Variáveis independentes, covariáveis e critérios de seleção: 1 – clientela e sexo; 2 – clientela, sexo, cessação até 2007 e interação entre situação do domicílio e cessação até 2007; 3 – clientela, sexo, cessação até 2007, interação entre situação do domicílio e cessação até 2007 e Grande Região Geográfica; 4 – clientela e sexo, para aqueles com benefício inicial de 1 SM; 5 – clientela, sexo, cessação até 2007 e interação entre situação do domicílio e cessação até 2007, para aqueles com benefício inicial de 1 SM; e 6 – clientela, sexo, cessação até 2007, interação entre situação do domicílio e cessação até 2007 e Grande Região Geográfica, para aqueles com benefício inicial de 1 SM. O leitor tem acesso às tabelas completas para cada um dos modelos no apêndice B. Indicadores de ajuste dos modelos são disponibilizados no apêndice C.

As evidências das curvas de concentração e das especificações ajustadas para o modelo de regressão de Cox, dessa forma, parecem indicar, de maneira bastante robusta, que o padrão por cessação por morte é influenciado fundamentalmente pelo sexo do beneficiário (com vantagem para as mulheres), e não pela clientela (urbana ou rural).

A conclusão parcial é a seguinte. A regra vigente estabelece idades diferentes de aposentadoria para clientelas rurais e urbanas. Ela se sustenta (ao menos parcialmente) na hipótese da existência de diferenças significativas na expectativa de vida entre essas clientelas, em desfavor da clientela rural. Por sua vez, a hipótese que sustenta a equiparação das idades de aposentadorias entre as clientelas urbanas e rurais é a de que não existiriam diferenças significativas em desfavor dos rurais. As evidências aqui reunidas parecem rejeitar a primeira, mas não a segunda hipótese. Dessa maneira, ao menos parte dos argumentos favoráveis à atual política previdenciária parece não fazer sentido.

Examinemos, entretanto, outros elementos que poderiam justificar a diferença de idade entre trabalhadores urbanos e rurais.

4.3 Indicadores de vulnerabilidade da população rural

Uma segunda linha de argumentos que poderia justificar o estabelecimento de idades distintas para aposentadoria dos trabalhadores rurais seria a de que eles estão expostos a um maior grau de vulnerabilidade em relação aos trabalhadores urbanos.

As tabelas 11 e 12 apresentam alguns indicadores de vulnerabilidade relativa da população rural que supostamente poderiam constituir argumento em favor de uma proteção social diferenciada para esse grupo.

Na tabela 11 (baseada nos dados da PNAD 2015), são apresentados dados de início precoce na vida laboral; renda (tanto a domiciliar *per capita* quanto a do trabalho principal); extrema pobreza; e contribuição previdenciária. Quando esses indicadores são calculados para cada um dos grupos, os percentuais encontrados para a população rural são invariavelmente desvantajosos.

TABELA 11
Indicadores de renda e vulnerabilidade, segundo sexo e situação do domicílio (urbana/rural)

	Urbano		Rural	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
Começou a trabalhar com 14 anos ou menos (%)	43,7	32,3	77,2	68,5
Renda domiciliar <i>per capita</i> média (em R\$)	1.164	1.132	566	541
Extrema pobreza ¹ (%)	2,3	2,5	8,3	8,9
Rendimento médio do trabalho principal (em R\$)	2.122	1.527	874	450
Recebem menos que 1 SM (%)	12,5	21,8	52,7	70,9
Contribuem para Previdência Social (%)	66,7	68,4	31,5	30,0

Fonte: IBGE (2015).

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Linha de extrema pobreza do Plano Brasil sem Miséria (R\$ 70 *per capita* de junho de 2011).

Um maior percentual de trabalhadores rurais começa a trabalhar precocemente (com 14 anos ou menos). A renda domiciliar *per capita* média dos moradores de áreas rurais é, *grosso modo*, metade da observada em áreas urbanas. A extrema pobreza (medida pela linha de extrema pobreza estabelecida no Decreto nº 7.492, de 2 de junho de 2011, ajustada pela inflação para setembro de 2015) é 3,5 vezes maior nas áreas rurais que nas áreas urbanas. Isso decorre, em larga medida, da inserção mais vulnerável no mercado de trabalho. O rendimento médio do trabalho principal dos trabalhadores rurais é 2,4 vezes inferior ao dos trabalhadores urbanos (3,4 vezes inferior, no caso das mulheres rurais, em relação às ocupadas urbanas). O percentual dos trabalhadores rurais que não recebem sequer o salário mínimo é 4,2 vezes maior do que o observado para os trabalhadores urbanos (3,2 vezes maior, no caso das ocupadas rurais, em relação às urbanas). Finalmente, a declaração de contribuição previdenciária entre ocupados residentes em áreas censitárias rurais é menos da metade da observada entre ocupados residentes em áreas urbanas.

Enfim, parece haver evidência de que os trabalhadores residentes de áreas rurais, e suas famílias, estão, em termos relativos, em situação mais vulnerável que os trabalhadores urbanos e mais sujeitos à pobreza. Sua inserção mais precoce na vida laboral e a penosidade própria do trabalho rural poderiam estar associadas a uma pior percepção da própria saúde, o que se pode constatar por meio dos dados da PNS 2013 (tabela 12).

TABELA 12
Indicadores saúde e acesso a serviços de saúde, segundo sexo e situação do domicílio –urbana/rural
 (Em % do grupo)

	Rural			Urbana			Diferença entre os totais rural e urbano	
	Mulheres	Homens	Total	Mulheres	Homens	Total		
Percepção ruim ou muito ruim da própria saúde	5,5	5,8	5,7	3,6	2,1	2,8	2,9	¹
Nunca mediram pressão	3,3	8,1	5,8	1,5	3,7	2,5	3,3	¹
Diagnóstico hipertensão	24,7	15,2	19,8	24,1	18,8	21,7	-1,9	
Nunca mediram glicemia	14,8	27,7	21,5	6,7	13,6	9,9	11,6	¹
Diagnóstico diabetes	6,2	3,2	4,6	7,1	5,7	6,5	-1,9	¹
Nunca mediram colesterol e triglicérides	18,2	33,8	26,2	8,8	16,4	12,3	13,9	¹
Diagnóstico colesterol elevado	12,8	7,3	10,0	15,4	10,1	13,0	-3,0	¹
Diagnóstico doença do coração	2,8	3,1	3,0	4,6	4,1	4,4	-1,4	¹
Diagnóstico reumatismo	8,8	4,8	6,7	9,1	3,2	6,4	0,3	
Problema crônico na coluna	21,9	20,7	21,3	20,9	14,6	18,0	3,3	¹
Diagnóstico Dort ²	1,3	0,6	0,9	3,6	1,7	2,7	-1,8	
Diagnóstico depressão	8,6	2,7	5,6	11,3	4,1	8,0	-2,4	¹
Não se locomovem ou têm grande dificuldade	3,3	3,5	3,4	2,8	2,5	2,6	0,8	
Angina grau 1	11,4	7,5	9,4	8,8	5,6	7,3	2,1	¹
Angina grau 2	6,6	3,9	5,2	5,0	2,9	4,0	1,2	

Fonte: IBGE (2013).

Notas: ¹ Significativo no nível de 5%.

² Dort – distúrbios osteomusculares relacionados ao trabalho.

Para praticamente todos os indicadores coletados na tabela 12, a situação relativa da população rural é pior: apresenta pior percepção da saúde ou alguma condição de saúde desfavorável. Quando a condição de saúde não é desfavorável, em relação ao observado para a população urbana, isso se deve à falta de acesso ao serviço de saúde (assim, por exemplo, o percentual da população rural com hipertensão é menor do que o da população urbana, mas isso provavelmente decorre do fato de que um percentual maior da população rural nunca mediu pressão).

Temos, assim, um quadro relativamente amplo do grau de vulnerabilidade relativa da população rural. Em que medida, entretanto, esse quadro justificaria a existência de regras específicas de idade de aposentadoria para o público rural?

Existem dois argumentos que sugerem que o quadro apresentado não justifica a existência de regras específicas de idade de aposentadoria para os trabalhadores rurais. O primeiro deles é conceitual: seria necessário demonstrar que os trabalhadores rurais perderiam a capacidade de trabalho com alguma precocidade, em relação aos trabalhadores urbanos, para que a aposentadoria se desse em idades antecipadas. Como vimos anteriormente, não parece haver muita evidência nesse sentido a partir dos dados administrativos de cessação de benefícios: aposentados por idade da clientela rural não parecem ter maiores probabilidades de cessação por morte que os aposentados da clientela urbana.

Isso nos leva ao segundo argumento. Os dados de saúde apresentados nesta seção poderiam levar a acreditar que a hipótese de perda antecipada de capacidade produtiva por parte dos trabalhadores rurais não pudesse ser descartada – mas, ainda que isso parecesse razoável, está longe de justificar a criação de um esquema previdenciário específico para esses trabalhadores. É certo que adultos rurais relatam, na margem, enfrentar, proporcionalmente mais do que os adultos urbanos, problemas de saúde específicos que afetam a capacidade de trabalho, como dores crônicas nas costas. Isso não muda o fato de que os problemas de dores crônicas nas costas e na coluna afetem, majoritariamente, pessoas vivendo em regiões urbanas (84,1% dos casos, tabela 13). Com efeito, se o nosso interesse em torno das questões de saúde se desloca dos percentuais de cada grupo que estão sujeitos a problemas específicos para onde estão as pessoas que sofrem desses problemas, veremos, de forma sistemática, que a maioria (e, em boa parte dos casos, a vasta maioria) dos que sofrem desses problemas residem em áreas urbanas (tabela 13).

TABELA 13
**Pessoas que enfrentam questões de saúde, por sexo e situação do domicílio – urbana/
rural**
(Em %)

	Rural			Urbana		
	Mulheres	Homens	Total	Mulheres	Homens	Total
Percepção ruim ou muito ruim da própria saúde	7,3	15,1	22,4	43,9	33,6	77,6
Nunca mediram pressão	7,6	19,4	27,0	23,2	49,7	73,0
Diagnóstico hipertensão	7,8	5,0	12,8	52,0	35,2	87,2
Nunca mediram glicemia	8,7	17,0	25,7	26,9	47,4	74,3
Diagnóstico diabetes	6,7	3,6	10,2	52,9	36,9	89,8
Nunca mediram colesterol e triglicérides	8,6	16,8	25,4	28,5	46,1	74,6

(Continua)

(Continuação)

	Rural			Urbana		
	Mulheres	Homens	Total	Mulheres	Homens	Total
Diagnóstico colesterol elevado	6,8	4,1	11,0	56,8	32,2	89,0
Diagnóstico doença do coração	4,6	5,2	9,8	51,2	39,1	90,2
Diagnóstico reumatismo	9,2	5,3	14,5	65,2	20,2	85,5
Problema crônico na coluna	8,0	7,9	15,9	52,4	31,7	84,1
Diagnóstico Dort	3,6	1,6	5,2	67,3	27,5	94,8
Diagnóstico depressão	7,6	2,5	10,1	68,1	21,7	89,9
Não se locomovem ou têm grande dificuldade	8,1	9,0	17,1	46,7	36,3	82,9
Angina grau 1	10,1	7,0	17,0	53,4	29,6	83,0
Angina grau 2	10,6	6,5	17,1	55,1	27,7	82,9

Fonte: IBGE (2013).

Obs.: Os números absolutos desta tabela podem ser encontrados no apêndice D deste trabalho.

A maior prevalência de algumas patologias na população rural em relação à urbana mascara o fato de que, dada a distribuição urbano/rural da população, há maior número de pessoas com tais patologias em áreas urbanas que rurais. Assim, tais diferenças não justificam a existência de uma política previdenciária específica para os rurais. Se a simples presença de tais patologias justificasse uma idade de aposentadoria reduzida, essa medida deveria se estender às pessoas que enfrentam esses mesmos problemas nas áreas urbanas, muito mais numerosas que as das áreas rurais.

Isso também vale para os indicadores de vulnerabilidades apresentados anteriormente. Embora uma maior proporção dos moradores/trabalhadores rurais seja pobre, receba menos de 1 SM no trabalho principal e não contribua para a Previdência, em relação aos moradores/trabalhadores urbanos, o fato é que os moradores das áreas rurais são minoria entre os pobres (38,7%), entre os ocupados que recebem menos de 1 SM no trabalho principal (40,2%) e entre os que não contribuem para a Previdência Social (28,5%), conforme tabela 14. Novamente, não faz sentido que um esquema previdenciário seja criado para compensar vulnerabilidades sociais e deixe a maioria dos afetados por tais vulnerabilidades (que vivem e trabalham em áreas urbanas) descobertos.

TABELA 14

Número e percentual de pessoas, segundo indicadores de vulnerabilidade, sexo e situação do domicílio

(Em %)

	Urbano		Rural	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
Começou a trabalhar com 14 anos ou menos	46,2	27,6	17,2	8,9
Extremamente pobres ¹	28,1	33,2	19,5	19,2
Recebem menos de 1 SM	25,3	34,5	22,9	17,3
Não contribuem para a Previdência	41,1	30,4	18,1	10,4

Fonte: IBGE (2015).

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Linha de extrema pobreza do Plano Brasil sem Miséria (R\$ 70 *per capita* de junho de 2011).

Obs.: Os números absolutos desta tabela podem ser encontrados no apêndice D deste trabalho.

Isso, obviamente, não depõe contra a existência de um desenho de previdência social que cubra aqueles com baixa capacidade contributiva, que enfrentem situações de penosidade e vulnerabilidade. Não é disso que se trata. Trata-se de afirmar que não parece fazer sentido defender que esse modelo cubra apenas os trabalhadores rurais e ainda lhes garanta acesso aos benefícios de aposentadoria cinco anos antes do que trabalhadores urbanos, que são a maioria entre os que vivem em condições fundamentalmente semelhantes.

5 CONCLUSÕES

O objetivo deste trabalho foi avaliar uma característica do sistema previdenciário brasileiro: a diferença entre as idades de aposentadoria das clientelas urbanas e rurais. Trabalhadores e trabalhadoras rurais se aposentam com cinco anos de antecedência em relação aos seus congêneres urbanos.

A experiência internacional indica que o arranjo de idades reduzidas para trabalhadores rurais, existente no Brasil, é, na melhor das hipóteses, muito raro. Dois argumentos sustentam esse arranjo. O primeiro é o de que a penosidade do trabalho rural faria com que os trabalhadores rurais perdessem precocemente a capacidade de trabalho e tivessem dificuldade de alcançar as idades de aposentadoria dos trabalhadores urbanos (Mesa-Lago, 2008). Essa penosidade deveria se refletir em indicadores como a menor expectativa de vida dos residentes em áreas rurais (Beltrão, Oliveira e Pinheiro, 2000). O segundo, o de que os trabalhadores rurais seriam muito mais vulneráveis, de acordo com indicadores sociais e de saúde, o que também exigiria regras específicas de proteção social (Valadares e Galiza, 2017).

O estudo baseou-se especialmente nos dados da Base de Benefícios Mantidos do INSS (extração de 8/8/2017). Subsidiariamente, foram utilizados dados da PNAD 2015 e da PNS 2013, ambas do IBGE.

As estimativas realizadas neste trabalho desmentem a hipótese de que as idades médias de cessação de aposentadorias por idade da clientela rural seriam inferiores às observadas para a clientela urbana do mesmo benefício. As evidências até aqui disponíveis, que sugeriam o contrário (Valadares e Galiza, 2016), decorreram de erro de mensuração. Os dados da Base de Benefícios Mantidos permitiram que adotássemos procedimentos de análise de sobrevivência (Kaplan-Meier e o modelo de Cox) para as aposentadorias por idade das duas clientelas. Esses procedimentos sugeriram que as variações das taxas de cessação por morte relevantes são as existentes entre homens e mulheres (com vantagem para as mulheres), não as existentes entre as clientelas urbanas e rurais (nas diferentes especificações adotadas, quase sempre vantajosas para os rurais, mas com coeficientes de pequena magnitude).

Por sua vez, os indicadores sociais e de saúde da população rural são, como regra, piores do que os observados para a população urbana. Mas como a população rural é relativamente pequena hoje no Brasil, os rurais são minoria entre os que enfrentam as situações de vulnerabilidade e saúde aqui examinadas. Não parece, portanto, haver justificativa para defender um esquema específico de proteção previdenciária para os trabalhadores rurais com base no argumento de proteção contra vulnerabilidades sociais e, ao mesmo tempo, deixar sem cobertura desse esquema a maioria dos afetados por essas mesmas vulnerabilidades que vivem e trabalham em áreas urbanas.

A evidência disponível sugere, assim, que a regra que estabelece idades diferentes para clientelas urbanas e rurais não contribui para que a Previdência Social atinja o objetivo de oferecer cobertura contra a perda de capacidade laboral. Como não parece haver perda precoce de capacidade laboral por parte dos trabalhadores rurais, faz pouco sentido falar em suavização do consumo. A previdência rural contribui, de fato, para a redução da pobreza e alcança um público vulnerável – mas deixa trabalhadores urbanos que vivem em condições semelhantes, e em maior número, sem cobertura, de forma que possui efetividade limitada.

REFERÊNCIAS

- BECK, M.; NASCIMENTO, B. Previdência já consome sete vezes mais que a Saúde. Em 2025, pode chegar a dez vezes. **O Globo**, 2017. Disponível em: <<https://glo.bo/2MFfdn7>>.
- BELTRÃO, K. I.; OLIVEIRA, F. E. B.; PINHEIRO, S. S. **A população rural e a previdência social no Brasil**: uma análise com ênfase nas mudanças constitucionais. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. (Texto para Discussão, n. 759). Disponível em: <<https://goo.gl/LmB4kz>>.
- BRASIL. **Anuário Estatístico da Previdência Social**. Brasília, v. 24, 2015. Disponível em: <<https://goo.gl/Cg7H6Y>>.
- _____. Resultado do RGPS. **Secretaria de Previdência**, ago. 2017. Disponível em: <<https://goo.gl/NZXB1R>>. Acesso em: 4 jul. 2018.
- BROCKMANN, H.; MÜLLER, R.; HELMERT, U. Time to retire: time to die? A prospective cohort study of the effects of early retirement on long-term survival. **Social Science & Medicine**, v. 69, n. 2, p. 160-164, 2009.
- CARVALHO, J. A. M.; WOOD, C. H. Mortality, income distribution, and rural-urban residence in Brazil. **Population and Development Review**, v. 4, n. 3, p. 405-420, 1978.
- CASTRO, M. C. **Entradas e saídas no sistema previdenciário brasileiro**: uma aplicação de tábuas de mortalidade. 1997. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 1997.
- CEPAL – ECONOMIC COMMISSION FOR LATIN AMERICA AND THE CARIBBEAN. **Shaping the future of social protection**: access, financing and solidarity. Montevéidú: Eclac, 2006. Disponível em: <<https://goo.gl/rUZQAB>>.
- COX, D. R. Regression models and life-tables. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 34, n. 2, p. 187-220, 1972. (Series B – Methodological).
- ESPING-ANDERSEN, G. **The three worlds of welfare capitalism**. Cambridge: Polity Press, 1990.
- GIAMBIAGI, F.; TAFNER, P. **Demografia**: a ameaça invisível. Rio de Janeiro: Campus-Elsevier, 2010.
- GILL, I. S. *et al.* **Keeping the promise of old age income security in Latin America**. Washington: Banco Mundial; Palo Alto: Stanford University Press, 2004.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional de Saúde 2013**. Rio de Janeiro: IBGE, 2013.
- _____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2015**. Rio de Janeiro: IBGE, 2015.
- MCCOY, J. L.; IAMS, H. M.; ARMSTRONG, T. The hazard of mortality among aging retired and disabled-worker men: a comparative sociodemographic and health status analysis. **Social Security Bulletin**, v. 57, n. 3, p. 76-87, 1994.

MESA-LAGO, C. **Reassembling social security**: a survey of pensions and health care reforms in Latin America. Nova Iorque: Oxford University Press, 2008.

RIBEIRO, A. J. F. *et al.* Tábuas de mortalidade dos aposentados por invalidez pelo Regime Geral da Previdência Social (1999-2002). **Revista Brasileira de Estudos de População**, São Paulo, v. 24, n. 1, p. 91-108, jan./jun. 2007. Disponível em: <<https://goo.gl/ZM2JxZ>>.

RINESI, F.; DI GIORGIO, G. A study on pensions' duration in Italy: a demographic approach. *In*: RIUNIONE SCIENTIFICA DE LA SOCIETÀ ITALIANA DI STATISTICA, 44., 2008, Rende, Calábria. **Anais...** Rende: Cleup – Padova, 2008. Disponível em: <<https://goo.gl/k1V1M8>>.

ROFMAN, R.; APELLA, I.; VEZZA, E. (Eds.). **Beyond contributory pensions**: fourteen experiences with coverage expansion in Latin America. Washington: World Bank Publications, 2014.

SCHWARZER, H. **Paradigmas de previdência social rural**: um panorama da experiência internacional. Brasília: Ipea, 2000. (Texto para Discussão, n. 767).

SOUZA, M. C. M. **Um estudo sobre a mortalidade dos aposentados idosos do regime geral de previdência social do Brasil no período de 1998 a 2002**. 2009. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2009.

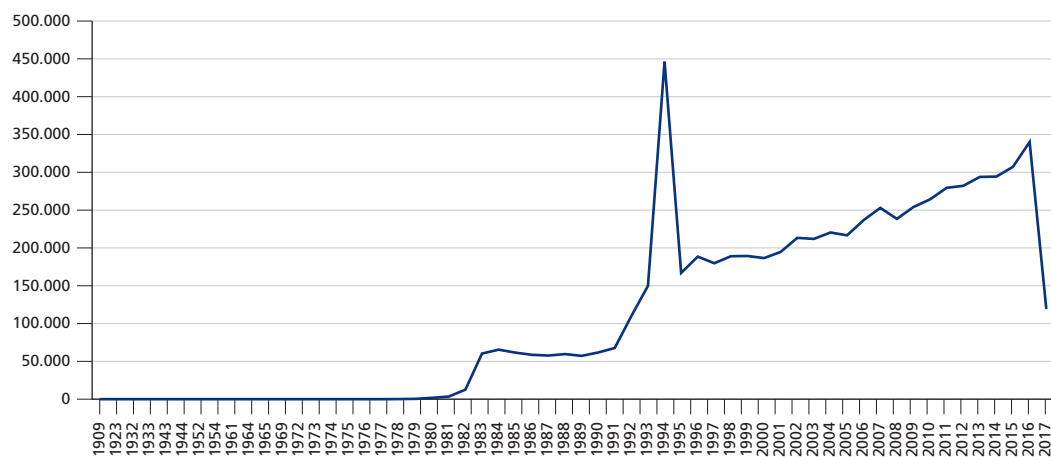
STIVALI, M. **Idade mínima para a aposentadoria rural**: a proposta da PEC é adequada? Brasília: Ipea, 2017. (Nota Técnica, n. 38). Disponível em: <<https://goo.gl/UkayKN>>.

VALADARES, A. A.; GALIZA, M. (Orgs.). **Previdência rural**: contextualizando o debate em torno do financiamento e das regras de acesso. Brasília: Ipea, 2016. (Nota Técnica, n. 25).

_____. Reforma da previdência, agricultura familiar e os riscos de desproteção social. **Mercado de Trabalho** – Conjuntura e Análise, Brasília, ano 23, n. 62, abr. 2017. Disponível em: <<https://goo.gl/Q6jEsS>>.

APÊNDICE A

GRÁFICO A.1
Frequência de cessações de aposentadorias por idade (API), por ano



Fonte: Base de Benefícios Mantidos 2017. Gerada em: 8 ago. 2017.
Elaboração dos autores.

APÊNDICE B

TABELA B.1

Modelos de Cox ajustados para cessação por morte de aposentadorias por idade, independentemente do valor

Variáveis	β	Sig	Exp(β)	Varição da taxa de cessação por morte (%)
Clientela (rural = 1)	-0,020	0,000	0,980	-2,0
Sexo (masculino = 1)	0,505	0,000	1,657	65,7

Fonte: Base de Benefícios Mantidos 2017. Gerada em: 8 ago. 2017.
Elaboração dos autores.

Variáveis	β	Sig	Exp(β)	Varição da taxa de cessação por morte (%)
Clientela (rural = 1)	0,058	0,000	1,060	6,0
Sexo (masculino = 1)	0,346	0,000	1,413	41,3
Cessação em 2007 ou antes	2,758	0,000	15,769	1476,9
Clientela * 2007	0,234	0,000	1,263	26,3

Fonte: Base de Benefícios Mantidos 2017. Gerada em: 8 ago. 2017.
Elaboração dos autores.

Variáveis	β	Sig	Exp(β)	Varição da taxa de cessação por morte (%)
Clientela (rural = 1)	0,083	0,000	1,087	8,7
Sexo (masculino = 1)	0,348	0,000	1,417	41,7
Cessação em 2007 ou antes	2,755	0,000	15,715	1471,5
Clientela * 2007	0,232	0,000	1,261	26,1
Norte	-0,088	0,000	0,916	-8,4
Nordeste	-0,060	0,000	0,941	-5,9
Sul	0,128	0,000	1,136	13,6
Centro-Oeste	-0,019	0,000	0,982	-1,8

Fonte: Base de Benefícios Mantidos 2017. Gerada em: 8 ago. 2017.
Elaboração dos autores.

TABELA B.2

Modelos de Cox ajustados para cessação por morte de aposentadorias por idade, benefícios com valor de 1 SM na concessão

Variáveis	β	Sig	Exp(β)	Varição da taxa de cessação por morte (%)
Clientela (rural = 1)	-0,077	0,000	0,926	-7,4
Sexo (masculino = 1)	0,467	0,000	1,595	59,5

Fonte: Base de Benefícios Mantidos 2017. Gerada em: 8 ago. 2017.
Elaboração dos autores.

Variáveis	β	Sig	Exp(β)	Variação da taxa de cessação por morte (%)
Clientela (rural = 1)	-0,050	0,000	0,951	-4,9
Sexo (masculino = 1)	0,356	0,000	1,428	42,8
Cessação em 2007 ou antes	2,760	0,000	15,807	1480,7
Clientela * 2007	0,213	0,000	1,237	23,7

Fonte: Base de Benefícios Mantidos 2017. Gerada em: 8 ago. 2017.
Elaboração dos autores.

Variáveis	β	Sig	Exp(β)	Variação da taxa de cessação por morte (%)
Clientela (rural = 1)	-0,025	0,000	0,975	-2,5
Sexo (masculino = 1)	0,359	0,000	1,432	43,2
Cessação em 2007 ou antes	2,758	0,000	15,776	1477,6
Clientela * 2007	0,210	0,000	1,233	23,3
Norte	-0,097	0,000	0,908	-9,2
Nordeste	-0,073	0,000	0,930	-7,0
Sul	0,150	0,000	1,162	16,2
Centro-Oeste	-0,012	0,023	0,988	-1,2

Fonte: Base de Benefícios Mantidos 2017. Gerada em: 8 ago. 2017.
Elaboração dos autores.

APÊNDICE C

TABELA C.1

Ajuste dos modelos de Cox para cessação de benefícios por morte

	Base	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
- 2 Log Likelihood	28.253.279	28.195.892	27.633.459	27.629.292
		Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
- 2 Log Likelihood	21.240.347	21.202.461	20.809.166	20.804.498

Fonte: Base de Benefícios Mantidos 2017. Gerada em: 8 ago. 2017.
Elaboração dos autores.

APÊNDICE D

TABELA D.1

Pessoas que enfrentam questões de saúde, por sexo e situação do domicílio – urbana/rural, em números absolutos
(Em mil)

	Rural			Urbana		
	Mulheres	Homens	Total	Mulheres	Homens	Total
Percepção ruim ou muito ruim da própria saúde	206,5	426,2	632,7	1.237,8	948,1	2.185,9
Nunca mediram pressão	329,3	840,4	1.169,7	1.005,1	2.150,4	3.155,5
Diagnóstico hipertensão	2.427,9	1.568,7	3.996,6	16.286,6	11.032,1	27.318,7
Nunca mediram glicemia	1.459,0	2.869,9	4.328,9	4.540,2	7.989,2	12.529,5
Diagnóstico diabetes	608,3	326,4	934,7	4.824,9	3.361,9	8.186,9
Nunca mediram colesterol e triglicérides	1.792,2	3.501,9	5.294,1	5.952,5	9.619,3	15.571,8
Diagnóstico colesterol elevado	1.256,7	754,9	2.011,6	10.422,9	5.917,2	16.340,2
Diagnóstico doença do coração	278,3	320,7	599,0	3.128,0	2.388,3	5.516,3
Diagnóstico reumatismo	864,8	496,7	1.361,6	6.121,6	1.899,0	8.020,5
Problema crônico na coluna	2.156,7	2.146,5	4.303,2	14.152,3	8.565,7	22.717,9
Diagnóstico Dort ¹	127,8	57,3	185,0	2.402,9	980,1	3.383,1
Diagnóstico depressão	847,1	283,8	1.130,9	7.618,2	2.430,0	10.048,2
Não se locomovem ou têm grande dificuldade	324,3	361,1	685,4	1.875,0	1.458,3	3.333,4
Angina grau 1	1.103,4	764,9	1.868,3	5.863,0	3.247,1	9.110,0
Angina grau 2	639,7	395,5	1.035,2	3.334,4	1.677,3	5.011,7

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (2013).

Nota: ¹ Dort – distúrbios osteomusculares relacionados ao trabalho.

TABELA D.2

Número de pessoas, segundo indicador de vulnerabilidade, sexo e situação do domicílio

Indicador de vulnerabilidade	Urbano		Rural	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
Pessoas que começaram a trabalhar com 14 anos ou menos	21.181.811	12.659.939	7.866.944	4.097.874
Pessoas extremamente pobres ¹	1.896.246	2.241.431	1.317.443	1.296.155
Trabalhadores que recebem menos de 1 SM	5.539.480	7.558.379	5.015.790	3.801.141
Trabalhadores que não contribuem para a Previdência	15.019.022	11.134.506	6.619.744	3.794.365

Fonte: IBGE (2015).

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Linha de extrema pobreza do Plano Brasil sem Miséria (R\$ 70 per capita de junho de 2011).

REFERÊNCIAS

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional de Saúde 2013**. Rio de Janeiro: IBGE, 2013.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2015**. Rio de Janeiro: IBGE, 2015.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Assessoria de Imprensa e Comunicação

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Everson da Silva Moura

Leonardo Moreira Vallejo

Revisão

Ana Clara Escórcio Xavier

Camilla de Miranda Mariath Gomes

Clícia Silveira Rodrigues

Idalina Barbara de Castro

Olavo Mesquita de Carvalho

Regina Marta de Aguiar

Reginaldo da Silva Domingos

Alice Souza Lopes (estagiária)

Amanda Ramos Marques (estagiária)

Isabella Silva Queiroz da Cunha (estagiária)

Lauane Campos Souza (estagiária)

Lynda Luanne Almeida Duarte (estagiária)

Polyanne Alves do Santos (estagiária)

Editoração

Aeromilson Trajano de Mesquita

Bernar José Vieira

Cristiano Ferreira de Araújo

Danilo Leite de Macedo Tavares

Herllyson da Silva Souza

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Leonardo Hideki Higa

Capa

Danielle de Oliveira Ayres

Flaviane Dias de Sant'ana

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Livraria Ipea

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo

70076-900 – Brasília – DF

Tel.: (61) 2026-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DO
**PLANEJAMENTO,
DESENVOLVIMENTO E GESTÃO**



ISSN 1415-4765

