

Os impactos da aposentadoria na saúde e bem-estar dos aposentados: mensuração a partir do *propensity score matching* no período entre 2019 e 2021

The impacts of retirement on health and well-being of retirees: measurement using propensity score matching in the period between 2019 and 2021

Italo do Nascimento Mendonça¹
Pietro Fernandes Coelho-Santos²

Área: Desigualdade, pobreza e políticas sociais

Resumo: A presente pesquisa teve como objetivo avaliar os efeitos das aposentadorias para a saúde e o bem-estar dos aposentados no Brasil. Para este propósito, foram utilizados dados coletados pelo Estudo Longitudinal da Saúde dos Idosos (ELSI-Brasil) para o período entre 2019 e 2021. Utilizou-se o *Propensity Score Matching* para calcular as probabilidades de as aposentadorias ocasionarem impactos (positivos ou negativos) nas variáveis resposta escolhidas. Os resultados expressam impactos positivos das aposentadorias para melhorias na autoavaliação da saúde geral, para a redução dos sintomas depressivos e para percepção da satisfação com a vida em níveis mais elevados da escala de MacArthur.

Palavras-chave: aposentadoria; bem-estar; *propensity score matching*.

Classificação JEL: E14, I31.

Abstract: The present research aimed to evaluate the effects of retirements on the health and well-being of retirees in Brazil. For this purpose, data collected by the Elderly Health Longitudinal Study (ELSI-Brazil) was used for the period between 2019 and 2021. Propensity Score Matching was used to calculate the probabilities of retirements causing impacts (positive or negative) on chosen response variables. The results express positive impacts of retirements for improvements in self-rated general health, for the reduction of depressive symptoms and for the perception of life satisfaction at higher levels of the MacArthur scale.

Keywords: retirement; well-being; propensity score matching.

JEL Classification: E14, I31.

1. INTRODUÇÃO

O censo demográfico de 2022 indica que a porcentagem de idosos (igual ou acima de 65 anos) na população brasileira chegou ao patamar de 10,9% (22.169.101), o que representa um crescimento de 57,4% com respeito ao censo de 2010 (7,4%) e um incremento líquido de mais de 8 milhões de cidadãos na terceira idade. Esse fenômeno ocorreu *pari passu* à redução da parcela de até 14 anos, com a alteração de 24,1% (2010) para 19,8% (2022). Em razão disso,

¹ Doutorando em Economia pela Universidade Federal de Uberlândia (UFU).

² Mestrando em Economia pela Universidade Federal de Uberlândia (UFU).

o índice de envelhecimento subiu de 30,7 para 55,2, de modo que há 55,2 idosos para cada 100 crianças (0 a 14 anos) (SECOM, 2023). Assim, a pirâmide etária do Brasil se estreita mais na base e se alarga no topo, o que evidencia franco processo de envelhecimento da população e em velocidade mais acelerada *vis à vis* ao ocorrido nos países europeus. Dessa forma, torna-se imperativo que o governo possa ter acesso a mais trabalhos com foco nesse grupo em ascensão, particularmente, sobre sua saúde e bem-estar.

Nesse sentido, a presente pesquisa teve como objetivo avaliar os efeitos das aposentadorias para a saúde e o bem-estar dos aposentados no Brasil. Para este propósito, foram utilizados dados coletados pelo Estudo Longitudinal da Saúde dos Idosos (ELSI-Brasil) para o período entre 2019 e 2021 – o que representa a segunda onda de aplicação de questionários deste estudo. Utilizou-se o *Propensity Score Matching* para calcular as probabilidades de as aposentadorias ocasionarem impactos (positivos ou negativos) nas variáveis resposta escolhidas para tratamento e pareamento.

Como hipótese de pesquisa, espera-se que o fato de estar aposentado (seja por tempo de contribuição ou por idade) traga impactos positivos na saúde geral do indivíduo, na saúde mental (com menor presença de sintomas depressivos – de acordo com a classificação da escala CES-D/8) e ainda com a satisfação com a vida pelo indivíduo, conforme a escala MacArthur.

Justifica-se esta pesquisa dada a escassez de estudos que relacionem os efeitos da aposentadoria com a saúde e o bem-estar da população brasileira. Ressalta-se ainda, conforme argumentado por Reis *et al.* (2015), que há divergências na literatura acadêmica acerca dos impactos da aposentadoria como uma política pública como fonte de redução/aumento de desigualdade econômica na sociedade brasileira. Portanto, este estudo busca colaborar neste debate.

Além desta introdução, na próxima seção é apresentado um referencial teórico e empírico que engloba pontos como: economia da felicidade, efeitos da idade na satisfação com a vida, e o panorama da previdência social no Brasil. Em seguida, são apresentados os arcabouços metodológicos, as variáveis escolhidas para abordagem e a apresentação do método *Propensity Score Matching*. A quarta seção apresenta os resultados dos efeitos das aposentadorias sobre a saúde geral, os sintomas depressivos e a satisfação geral com a vida. Na penúltima seção, são apresentadas algumas discussões, seguidas, por fim, pelas conclusões do trabalho.

2. REFERENCIAL TEÓRICO E EMPÍRICO

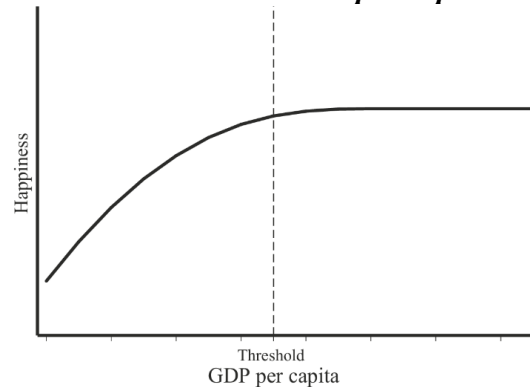
2.1 ECONOMIA DA FELICIDADE, PARADOXO DE EASTERLIN, MENSURAÇÃO E EFEITOS DA IDADE

Embora a felicidade tenha sido objeto de investigação frequente nas Ciências Econômicas modernas desde a sua fundação com “A riqueza das nações” (1776) de Adam Smith, foi apenas com a criação do subcampo da Economia da felicidade que o tema ganhou autonomia entre as pesquisas de economistas. Em 1974, Richard Easterlin conduziu uma importante mudança epistemológica ao introduzir o empirismo para as discussões de felicidade/utilidade. Seu trabalho “*Does Economic Growth Improve the Human Lot?*” buscava testar uma premissa fulcral para modelos micro e macroeconômicos ortodoxos, mas que tinha apenas sustentação teórico-dedutiva: o aumento de renda (individual/agregado nacional) gera necessariamente mais felicidade/utilidade (Easterlin, 1974).

Com sua pesquisa, Easterlin descobriu o que mais tarde se convencionou chamar de paradoxo da felicidade (ou paradoxo de Easterlin): do ponto de vista do curto-prazo (ou em um ponto no tempo), a felicidade tende a variar de forma positiva com a renda, porém, do ponto de vista do longo prazo (ao longo do tempo) o padrão de tendência se desfaz, ou seja, não há uma

correlação sistemática entre as tendências de comportamento da felicidade e da renda (Rojas, 2019; Easterlin, 2021).

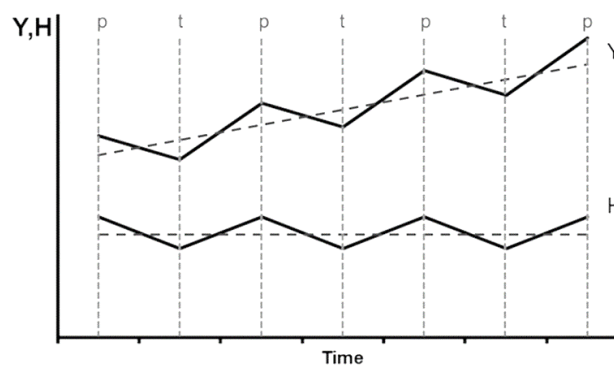
Gráfico 1: Linha de regressão ajustada internacional para dados cross-section de Felicidade e PIB real *per capita*



Fonte: Easterlin, 2021, p. 130.

O gráfico 1 indica justamente que, em um ponto no tempo, os países que possuem maior PIB real *per capita* têm a tendência de ser mais felizes. O efeito da renda sobre a felicidade apresenta um retorno marginal decrescente, de modo que o efeito é neutralizado após certo limiar de riqueza. Já o gráfico 2 apresenta como que, embora no curto prazo as flutuações de renda (Y) e de felicidade (H) coincidam em seus picos (p) e vales (t), a tendência de longo prazo (linhas pontilhadas) de ambas as variáveis se desassocia. Tais relações são ilustradas no gráfico a seguir. Uma explicação apresentada para tal fenômeno é a comparação social: se o PIB real *per capita* de um país aumentar, *coeteris paribus*, a renda do referencial de comparação dos indivíduos (grupos com quem se comparam para aferir sua própria satisfação geral com a vida como familiares, colegas de trabalho etc.) aumenta *pari passu* com suas próprias rendas, de forma que o efeito líquido sobre a média nacional de felicidade seja neutralizado. Outra explicação é a *Teoria da Adaptação* que, *grosso modo*, apresenta como os indivíduos se adaptam à melhora de poder de consumo, derivada de um aumento na renda, e atualizam suas aspirações de consumo para bens e serviços de ainda maior valor *vis a vis* aos bens e serviços que almejavam previamente ao aumento de renda, mantendo sua média de felicidade (Rojas, 2019; Easterlin, 2021).

Gráfico 2: Flutuações de curto prazo e tendência de longo prazo para Felicidade e Renda.



Fonte: Easterlin, 2021, p. 136.

A partir da constatação do paradoxo, uma quantidade exponencial de artigos passou a ser produzida para se testar e investigar o paradoxo de Easterlin, bem como para examinar outras premissas da Economia e entender possíveis determinantes para a felicidade a nível de indivíduos, grupos e sociedades a fim de melhor produzir orientações para políticas públicas e estratégias para empresas (Frey; Stutzer, 2012). Com efeito, os trabalhos no campo da Economia da Felicidade geralmente consideram determinantes individuais ou agregados da felicidade entre categorias sociais, econômicas e políticas como: renda, emprego, inflação, idade, gênero, casamento, nacionalidade, educação superior, saúde, benefícios de bem-estar social, sistema político, liberdade político-econômica e pessoal, participação nas decisões políticas, descentralização do Estado, confiança social e institucional, capital social, trabalho voluntário e segurança (Frey; Stutzer, 2002; Frey; Stutzer, 2012; Martela *et al.*, 2020; Easterlin, 2021).

Após breve apresentação sobre a origem e os objetos de pesquisa da Economia da felicidade, faz-se imperativo o esclarecimento sobre o conceito de felicidade utilizado como ponto de partida pelo campo. Não obstante o fato que a definição de felicidade tenha um caráter intrinsecamente multifacetado e diverso relativamente a outros campos do conhecimento, povos e indivíduos, ela é tratada como um indicador de bem-estar subjetivo geralmente mensurado a partir de uma entre três categorias: i. sentimentos positivos ou negativos sobre experiências relacionadas ao cotidiano, ii. satisfação (geral) com a vida; iii. sentimento de propósito na vida (Nikolova; Nikolaev, 2016).

Dentre tais categorias, a mais utilizada como *proxy* de felicidade é a de satisfação geral com a vida autorreportada. Isso ocorre em razão que as medidas para captar satisfação geral com a vida relatada ou bem-estar subjetivo reportado têm se comprovado como consistentes e confiáveis para a elaboração de estudos empíricos (Frey e Stutzer, 2002). Cabe, também, acrescentar que as medições de bem-estar subjetivo demonstram ser comparáveis entre indivíduos, países, no tempo e permitir predição comportamental razoavelmente bem (Nikolova; Nikolaev, 2016).

Com base no conceito de satisfação geral com a vida que, a partir de 2012, a Organização das Nações Unidas passou a publicar anualmente o Relatório Mundial da Felicidade (RMF) em que se apresenta um ranking de países com respeito às suas médias nacionais para a seguinte pergunta feita em questionários individuais coordenados pelo instituto de pesquisa de opinião estadunidense Gallup Poll:

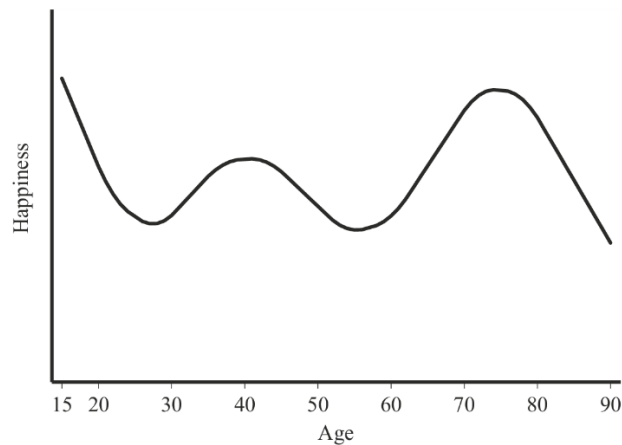
Por favor, imagine uma escada, com degraus numerados de 0 na parte inferior a 10 na parte superior. O topo da escada representa a melhor vida possível para você e a parte inferior da escada representa a pior vida possível para você. Em qual degrau da escada você diria que pessoalmente se sente estar neste momento? (World Happiness Report, 2022, tradução própria).

Com respeito ao efeito que a idade possa ter sobre a felicidade, embora os padrões de ciclo de vida possam ser diferentes entre indivíduos, algumas consistências surgem baseadas em pesquisas do campo. A literatura indica que o padrão de felicidade ao longo de um ciclo de vida se assemelhe a ondas como indica o gráfico abaixo – com base em séries temporais³. Em

³ A literatura sobre o efeito da idade na felicidade com base em dados *cross section* (com indivíduos entre 20 e 65 anos) geralmente indica um relação felicidade-idade em formato de uma curva em formato de “U”, sendo o ponto mais baixo próximo aos 50 anos. Easterlin (2021) argumenta que a curva em forma de “U” ocorre em razão de alguns fatores: i. elas não englobam indivíduos mais novos (15-20 anos) e ainda mais velhos (65-80), fato que altera consideravelmente os resultados; ii. muitos pesquisadores “forçam” os dados de felicidade durante o ciclo de vida à forma de uma equação quadrática (ao invés de calcular a felicidade para várias faixas etárias, dos mais jovens aos mais velhos), o que faz com que a curva assuma uma forma de “U” ou de um “U” invertido); iii. a maioria dos estudos de ciclo de vida tratam uma diversidade de variáveis como constantes ao longo da vida, em oposição a considerar as mudanças regulares que acontecem ao longo da vida (frequentar escola, busca por emprego, procura por um parceiro, formação de família, aposentadoria, declínio de saúde etc.). Assim, para entender o “efeito puro” da idade, seria necessário comparar indivíduos com as mesmas características (gênero, renda, educação, mesmos momentos de vida como supracitado etc.), com exceção à idade, como fazem as séries temporais (Easterlin, 2021).

anos escolares, a felicidade tende a ser mais alta. Depois ela passa a se reduzir até meados dos 20 anos, para então aumentar até meados ou fim dos 30 anos, seguido de nova redução entre os 50 anos. Por fim, ocorre uma forte subida que chega ao ápice na década dos 70 anos, para então passar por uma terceira descida. As pesquisas apresentam pequenas variações, mas a descida inicial e o último movimento de subida e descida são geralmente recorrentes (Easterlin, 2021).

Gráfico 3: Relação entre felicidade e idade



Fonte: Easterlin, 2021, p. 92.

Esse padrão apresenta convergência com os resultados apresentados pelo Psicólogo Social Handley Cantril em seu trabalho “*The pattern of human concerns*” (1965). Por meio de entrevistas conduzidas em 13 países (ricos, pobres, comunistas e não comunistas) sobre esperanças, medos, felicidade e preocupações, o autor encontrou evidências de que certas fontes/determinantes de felicidade poderiam ser comuns em todo o mundo: situação econômica, família e saúde (Easterlin, 2021).

A convergência entre o padrão na relação entre felicidade-idade e os resultados de Cantril se explica nos motivos por traz do comportamento em ondas: na transição da escola/universidade para o trabalho, a busca pela inserção no mercado de trabalho gera aumento nos níveis de estresse e ansiedade (primeira descida entre o fim da adolescência até parte dos 20 anos); já a subida a partir do fim dos 20 anos até a meia-idade (durante a década dos 40 anos) costuma se relacionar a circunstâncias familiares como o encontro de companheiros e a criação de famílias; a descida entre a meia-idade e a metade da década dos 50 anos reflete uma gradual reversão no bem-estar familiar em paralelo à incidência de divórcios e o crescimento de famílias com apenas um dos pais; a década dos 60 anos representa o início da aposentadoria e um considerável aumento na felicidade, o que se pode chamar de anos dourados da terceira idade; já por volta de meados da década dos 70 anos, a piora na saúde e o crescimento da solidão por viuvez passam a atuar e reduzir a felicidade para os idosos (Easterlin, 2021).

Quanto à inclusão do gênero sobre as considerações do efeito da idade sobre a felicidade dos indivíduos, pode-se acrescentar que, em grande parte dos países desenvolvidos, mulheres e homens apresentam um padrão de felicidade semelhante ao longo da vida (em forma de ondas). Contudo, as mulheres tendem a ser mais felizes até a primeira metade da vida, enquanto homens são preponderantes na segunda metade. Essa reversão é explicada basicamente por quatro fatores: mulheres geralmente se casam relativamente mais novas em comparação com os homens (o que faz elas experimentarem um aumento de felicidade por ter conseguido alguém para dividir a vida mais cedo); geralmente sua participação na força de trabalho pode ser menor (o efeito positivo da aposentadoria é menor em razão da disparidade de gênero - apenas em países bastante avançados na equidade de gênero que não há tanta diferença nesse quesito); dificuldades para a gestação e criação de filhos (o efeito negativo de ter e criar um filho é maior sobre a felicidade delas); a sua expectativa de vida é maior (mulheres são menos propensas a

estarem casadas em idades mais avançadas, em razão dos homens terem relativa menor expectativa de vida) (Easterlin, 2021).

Acrescenta-se ainda que a literatura apresenta um “efeito puro” de gênero que favorece as mulheres, mas ele se depara com consideráveis adversidades de vida que as mulheres passam *vis à vis* aos homens como: salários mais baixos, menor educação, maior chance de viuvez e de pior saúde autorreportada. Dessa forma, o efeito líquido é que há certa igualdade nos níveis de felicidade entre mulheres e homens (Easterlin, 2021).

2.2 PANORAMA DA PREVIDÊNCIA SOCIAL NO BRASIL

No contexto brasileiro, a partir da década de 1930 a previdência se tornou uma das principais políticas sociais do país com o objetivo de ser um seguro social, isto é, assegurar renda a trabalhadores e aos seus familiares em situações de perda de sua capacidade de trabalho (doença, invalidez, desemprego involuntário, maternidade, reclusão, idade avançada, morte) (Reis *et al.*, 2015).

Com respeito ao financiamento, o sistema previdenciário brasileiro apresenta repartição simples em que os mais jovens contribuem para os benefícios de aposentados e pensionistas (como ocorre na Alemanha, Estados Unidos, França e Japão) (Reis *et al.*, 2015). Quanto à decisão pela aposentadoria, ressalta-se que ela é endógena para a categoria de tempo de contribuição (responsável pelo maior retorno ao mercado de trabalho para o acúmulo de renda) e pode ser também no caso por idade, ainda que as evidências apontem que em geral os brasileiros se aposentam com a idade mínima necessária (Coelho, 2020).

No tocante à situação de trabalhadores do setor privado e do setor público, a previdência social brasileira subdivide-se em: i. Regime Geral de Previdência Social (RGPS) - corresponde à previdência dos trabalhadores em geral do setor privado - ou Regimes Próprios de Previdência Social (RPPS) - conjunto de sistemas heterogêneos direcionados aos servidores públicos (militares inclusos) de forma exclusiva (com a possibilidade de capitalização ou transição gradual para ela) -, sendo ambas geridas pelo Poder Público e de caráter obrigatório; ii. previdência privada constituída pelas Entidades Abertas de Previdência Complementar (EAPC) e pelas Entidades Fechadas de Previdência Complementar (EFPC) - subsistema facultativo e complementar aos regimes supracitados (Reis *et al.*, 2015).

Historicamente, a previdência social no Brasil foi caracterizada por transferências de altos valores da União aos servidores públicos (o que tendeu a gerar grandes distorções comparativamente aos trabalhadores privados) e por baixo nível de adesão de contribuintes. Não obstante essa configuração, a previdência conseguiu prover proteção social (sobretudo aos cidadãos idosos), evoluiu para uma cobertura universal e logrou desvincular envelhecimento e pobreza ao incluir os trabalhadores rurais – com destaque para as mulheres (Coelho, 2020).

Com efeito, a Constituição de 1988 trouxe a expansão dos benefícios rurais, ao possibilitar que cada unidade familiar pudesse receber mais que um benefício. Ademais, houve o estabelecimento de que o piso dos valores de benefícios – tanto rurais quanto urbanos – fossem atrelados ao valor do salário-mínimo (com manutenção para prevalecer o valor real) (Coelho, 2020).

No caso dos trabalhadores das zonas rurais, vale mencionar a existência ainda de benefícios de caráter não contributivos – em adição aos benefícios contributivos e obrigatórios da previdência – de assistência social, cujo financiamento é contributivo teoricamente, mas na realidade é feito a partir de contribuições da zona urbana e do Benefício de Prestação Continuada (BPC). Este constitui-se como um benefício direcionado aos cidadãos que não atingiram o tempo mínimo necessário de contribuição (ou nunca contribuíram) e que possuam idade igual ou superior a 65 anos, cujo domicílio possua renda abaixo de um quarto de salário-mínimo por morador (Coelho, 2020).

Dessa forma, ainda que o objetivo principal da Previdência Social seja prover um seguro social para aqueles sem capacidade de trabalho, ela consegue trazer impactos para o combate da pobreza por meio da garantia ao salário-mínimo (para cidadãos urbanos, rurais e/ou sem histórico de contribuição), o que configura renda superior a de muitos aposentados em comparação a quando trabalhavam (Coelho, 2020).

No tocante à presente pesquisa, cujo objeto de pesquisa é o RGPS, torna-se importante esclarecer que o regime geral é classificado em três grandes grupos: previdenciários, acidentários e assistenciais. Nesse contexto, a literatura existente ressalta os potenciais impactos do sistema de previdência social sobre o bem-estar, a pobreza, a desigualdade na distribuição de renda, a economia de pequenos municípios. Não obstante a produção extensiva nessas áreas, as evidências empíricas não são consensuais sobre os efeitos do sistema previdenciário sobre a pobreza e a distribuição de renda, enquanto existe certa convergência para impactos positivos sobre a educação e o trabalho (escolaridade em substituição de trabalho para demais membros do domicílio) (Reis *et al.*, 2015).

No caso dos efeitos da aposentadoria sobre o bem-estar, os canais de impacto positivo⁴ podem se dar com base no aumento de renda (renda da aposentadoria e a exclusão da contribuição tributária para ela) e possibilidade da saída total (ou parcial) do mercado de trabalho (com a possibilidade de redução do estresse, exigências físicas e mentais do trabalho, aumento do tempo de lazer e para cuidar da saúde etc.). Contudo, há uma lacuna na literatura sobre os impactos da aposentadoria especificamente sobre o bem-estar de seus beneficiários (Reis *et al.*, 2015).

2.3 REFERENCIAL EMPÍRICO

Uma vez apresentado um referencial teórico acerca da Economia da felicidade, dos efeitos da idade e do gênero sobre a felicidade, e da aposentadoria no Brasil, a seguir serão sintetizados resultados encontrados na literatura sobre impactos da aposentadoria sobre diferentes indicadores de bem-estar (satisfação geral com a vida – bem-estar subjetivo; índice de bem-estar domiciliar – bem-estar objetivo).

No tocante à literatura internacional, Gorry, Gorry e Slavov (2015) usam dados bienais sobre a população acima de 50 anos dos Estados Unidos - *Health and Retirement Study* (HRS) da Universidade de Michigan – para investigar o impacto da aposentadoria sobre indicadores de saúde e de satisfação com a vida⁵. Para tanto, eles utilizam métodos econométricos de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e métodos de Variáveis Instrumentais (VI). Quanto aos resultados, os autores encontram evidências de que a aposentadoria melhora tanto a saúde (enquanto uma variável de estoque que não muda rapidamente, os efeitos positivos passam a aparecer quatro ou mais anos depois e se mantêm⁶) quanto a satisfação com vida (o impacto positivo é imediato e ocorre durante quatro ou mais anos).

Este último achado é destacado pelos autores em razão de que a literatura encontrada geralmente indica que as pessoas retornam para um “nível base” de “felicidade”/satisfação com a vida (próxima à teoria da adaptação anteriormente mencionada) depois de uma alteração causada por eventos de mudança na vida, isto é, tais mudanças provocariam efeitos sobre o bem-estar subjetivo que desapareceriam com o tempo.

⁴ Faz-se necessário notar que tais efeitos potencialmente positivos se referem ao recebimento de um benefício monetário de aposentadoria, não às implicações do envelhecimento (como condições físicas e sociais, *status* social etc.) que podem ser majoritariamente negativas com o tempo para a saúde e bem-estar geral dos idosos.

⁵ Gorry, Gorry e Slavov (2015) citam que a literatura sobre métricas de satisfação geral com a vida (bem-estar subjetivo autorreportado) indicam que estas possuem correlação com medidas objetivas fisiológicas e psicológicas, o que dá base para os autores regressarem os dados de satisfação com a vida para um período anterior à disponibilidade de seus dados.

⁶ Os autores pontuam que seu trabalho foi o primeiro a descobrir efeitos positivos de longo prazo em indicadores de saúde de idosos em decorrência da aposentadoria.

Os autores ressaltam, ainda, o fato de que correlações entre aposentadoria e saúde ou aposentadoria e satisfação com a vida não indicam o efeito causal da aposentadoria em razão de que a decisão de aposentadoria seja endógena. Para contornar tal decisão endógena, Gorry, Gorry e Slavov (2015) utilizam algumas estratégias para seus dados, dentre elas a especificação de seu modelo para o estudo do impacto pós-aposentadoria sobre a saúde e bem-estar.

A nível Brasil, Coelho (2020) indica que são consideravelmente poucos os estudos sobre a relação entre aposentadoria e indicadores socioeconômicos e de saúde, em comparação com a literatura sobre os efeitos da aposentadoria sobre a oferta de trabalho. Nesse contexto, a autora busca investigar o impacto das aposentadorias brasileiras sobre indicadores de saúde (medidas de saúde geral autoavaliada, sintomas depressivos) e bem-estar (satisfação com a vida, satisfação com a vida comparada às pessoas de mesma idade, status social subjetivo, renda individual e renda domiciliar). A análise levou em consideração gênero, localidade e tipo de aposentadoria (por tempo de contribuição e idade).

O método de avaliação foi o *Propensity Score Matching* e a base de dados foi o Estudo Longitudinal da Saúde dos Idosos Brasileiros (ELSI-Brasil)⁷ referente a indivíduos com 50 ou mais anos no biênio 2015-2016. Os resultados encontrados apontaram para efeitos positivos para a maioria dos indicadores, mas de forma heterogênea quando se considera gênero e localidade do aposentado. Ademais, a autora encontrou um efeito positivo expressivo da aposentadoria sobre a renda dos aposentados *vis a vis* aos não aposentados. As possíveis hipóteses para esse efeito levantadas foram: o fato de os aposentados continuarem no mercado de trabalho; recebimento de baixa renda previamente à aposentadoria ou inexistência no caso de desemprego; baixo valor relatado pelo grupo de controle em razão da contribuição para a previdência ou de empregos informais.

Ainda no contexto brasileiro, Reis *et. al.* (2015) indicam que muitos trabalhos sobre a previdência social trazem foco ao seu impacto sobre a pobreza e a desigualdade da distribuição de renda, enquanto que são escassos aqueles sobre os efeitos em indicadores de bem-estar social. Neste cenário, os autores buscam compreender os impactos das aposentadorias e pensões do sistema previdenciário (especificamente o Regime Geral de Previdência Social – RGPS) no nível de bem-estar familiar no estado de Minas Gerais (com recortes por faixas de renda). Para tanto, eles também utilizam o método quase experimental do *Propensity Score Matching* e a base de dados da Amostra de Domicílios de Minas Gerais (PAD-MG), coordenada pela Fundação João Pinheiro (FJP) e em parceria com o Banco Mundial.

No sentido de viabilizar a investigação, os autores se basearam na literatura para construir um indicador objetivo de bem-estar: o Índice de Bem-Estar Domiciliar (IBED) com 4 dimensões (acesso ao conhecimento, acesso ao trabalho, disponibilidade de recursos e condições de moradia ou habitação – como divisão para 23 variáveis binárias) igualmente ponderadas. Dessa forma, previamente, as evidências encontradas apontam que os benefícios previdenciários se constituíam como parte importante da renda domiciliar das faixas de renda mais baixas (sobretudo a faixa D e E).

Embora os autores encontrem resultados positivos do RGPS sobre IBED, o impacto não foi significativo nem para os domicílios como um todo e nem para os recortes de faixa de renda. Assim, os autores também investigaram cada dimensão de seu índice em separado: as evidências em geral indicaram efeitos positivos significantes para as dimensões de acesso ao trabalho (negativo), acesso ao conhecimento e condições de moradia (positivos), além de uma categoria adicional para renda domiciliar média (positivo). Reis *et. al.* (2015) concluem que, para além dos efeitos do sistema previdenciário serem geralmente maiores para os domicílios de mais baixa renda (faixas D e E), a previdência social não apenas exerce função de seguro social, mas também de distribuição de renda.

⁷ Base de dados representativa de quase todos os estados brasileiros e do Distrito Federal, coordenada pela Fundação Oswaldo Cruz de Minas Gerais e pela Universidade Federal de Minas Gerais.

3 APARATO METODOLÓGICO

3.1 APRESENTAÇÃO DOS DADOS E VARIÁVEIS

Os dados utilizados neste artigo derivam do ‘Estudo Longitudinal de Saúde dos Idosos Brasileiros’ (ELSI Brasil)⁸, realizado pela Fundação Oswaldo Cruz – Minas Gerais (FIOCRUZ-MG) em parceria com a Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG).

O ELSI Brasil tem como propósito investigar os determinantes sociais e biológicos do envelhecimento e suas consequências para o indivíduo e a sociedade. A linha de base deste artigo foca integralmente na segunda onda da pesquisa, realizada entre os anos de 2019 e 2021⁹. Os questionários foram aplicados para 9.949 participantes (considerando a reposição de amostra). A pesquisa foi conduzida entre adultos com 50 anos ou mais, residentes em 70 municípios situados nas cinco grandes regiões geográficas do país. A metodologia deste questionário segue um arcabouço metodológico similar ao de estudos longitudinais sobre envelhecimento ao redor do planeta, o que possibilita a comparação com pesquisas internacionais.

No ELSI Brasil, o critério de estratificação ótima proposto por Allee e Hidiroglou (1988) foi usado para selecionar amostralmente os municípios e dividi-los em quatro estratos diferentes de acordo com o tamanho populacional. Este critério consiste em um algoritmo iterativo que determina os limites de estratificação, dividindo a população em um estrato geral e vários estratos específicos, cujas bordas são calculadas para minimizar o tamanho amostral. No que tange aos mecanismos que possibilitam comparar os achados do ELSI Brasil com pesquisas internacionais, destaca-se a presença da escala CES-D/8¹⁰ e da escala de MacArthur, que serão utilizadas para a construção de variáveis dependentes do modelo aqui estimado. Em relação à escala de MacArthur, destaca-se que ela “é parte de uma rede de pesquisas desenvolvidas em conjunto a várias áreas de conhecimento em Saúde, Sociologia e Economia e visa integrar informações ambientais e psicossociais pelas quais a posição socioeconômica afeta a saúde e a mortalidade” (Coelho, 2020, p.29).

3.2 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

A tabela 1 sintetiza as estatísticas descritivas das variáveis regressoras da amostra da segunda onda do ELSI Brasil.

Tabela 1: Estatísticas descritivas das variáveis explicativas e de tratamento

Variáveis de tratamento		
Dummy	Nº Observações	%
Recebe aposentadoria	5694	57,23
Não recebe aposentadoria	4198	42,20
Não sabe/não respondeu	57	0,57
<i>Aposentado</i>		
Por tempo de contribuição	1928	33,86
Por idade	2740	48,12
Outro fator	1026	18,01
Variáveis Explicativas		
Dummy	Nº Observações	%

⁸ ELSI Brasil – Estudo Longitudinal de Saúde dos Idosos Brasileiros. Informações disponíveis em: <http://elsi.cpqrr.fiocruz.br/>.

⁹ A ELSI Brasil possui duas ondas de questionários finalizados até o presente momento. A primeira onda ocorreu entre 2015 e 2016. A segunda onda – que é o foco deste trabalho – ocorreu no período entre 2019 e 2021. Uma terceira onda de questionários já está em andamento e tem previsão de acabar em 2024 ou 2025.

¹⁰ O CES-D/8 é uma escala desenvolvida pelo Centro de Estudos Epidemiológicos para Depressão, representando um índice de depressão calculado através de autorrelatos de sintomas depressivos (Freitas *et al.*, 2023). Já a escala de MacArthur foi desenvolvida com o propósito de capturar a percepção de senso comum de *status* social tendo como referência os indicadores socioeconômicos, como renda, escolaridade e ocupação (Ferreira *et al.*, 2018).

Sexo		
Masculino	4051	59,28
Feminino	5898	40,72
Local da residência		
Zona Urbana	8339	83,82
Zona Rural	1610	16,18
Estado Civil		
Solteiro (a)	1223	12,29
Casado (a)	5277	53,04
Viúvo (a)	2206	22,17
Divorciado (a)	1243	12,49
Escolaridade		
Analfabeto / Não sabe	1738	17,46
Analfabeto – Fundamental Completo	3955	39,75
Fundamental Completo - Ensino Médio Completo	3522	35,40
Ensino Médio Completo - Superior Completo	734	7,37
Cor		
Branco	4587	46,11
Negro (Preto ou Pardo)	5221	52,48
Amarela	27	0,27
Indígena	38	0,38
Não sabe/não respondeu	76	0,76
Região		
Centro-Oeste	1053	10,58
Norte	739	7,43
Nordeste	2707	27,21
Sul	1336	13,43
Sudeste	4114	41,35
Variáveis contínuas		
	Média	S.E.
Idade	66,54	0,100
Nº de Filhos	3,52	0,541

Fonte: elaborada pelos autores com base no ELSI (2024).

Diante das 9.949 observações, 5694 indivíduos (o que representa um total de 57,23%) receberam algum tipo de aposentadoria ou pensão. Dentre os aposentados, 33,86% receberam este benefício por tempo de contribuição, enquanto 48,12 indicaram estar aposentados por causa da idade avançada. Uma parcela de 18,01%, por sua vez, não soube responder a causa da aposentadoria.

A idade mínima dos indivíduos que compõem a amostra é 50 anos. Já o participante mais velho possuía 109 anos, no momento da coleta. A média da idade foi de 66,33 anos, representando que o público-alvo da pesquisa é composto, de fato, por indivíduos da terceira idade. Ainda com respeito ao perfil dos respondentes, observa-se que: 59,28% são homens; 83,82% residem na zona urbana; 53,04% são casados; a média do número de filhos é 3,52; e, por fim, a maior parcela dos participantes é composta por negros (pretos ou pardos), num total de 52,48%. Em relação à escolaridade, a menor parcela dos indivíduos apresenta o nível superior completo (somente 7,37%). Quanto à localidade dos respondentes, a maior parte se concentrou na região Sudeste (41,35%), seguida pela região Nordeste (27,21%). Comparando o perfil dos respondentes da segunda onda com os participantes da primeira onda, não se observa uma diferença significativa de perfil, conforme o reportado no trabalho de Coelho (2020).

Tabela 2: Estatísticas descritivas das variáveis dependentes

Variáveis dependentes	Nº Observações	%	Total
Saúde geral autoavaliada como excelente ou muito boa	830	8,34%	9889
Presença de algum sintoma depressivo CES/8	8582	86,26%	9949
Satisfação com a vida			
Degrau baixo	765	8,69%	8802
Degrau intermediário	1766	20,06%	8802
Degrau alto	6271	71,24%	8802
Variáveis contínuas			
	Média	S.D.	

Renda individual do responsável pelo domicílio	R\$ 1.515,56	2390,76
Renda domiciliar	R\$ 2.787,76	2947,26
Renda domiciliar per capita	R\$ 1.404,17	1623,68

Fonte: elaborada pelos autores com base no ELSI (2024).

A tabela 2 expressa as estatísticas descritivas acerca das variáveis resposta (dependentes). De imediato, verifica-se que apenas uma parcela de 8,34% dos entrevistados autoavalia sua saúde geral como excelente ou muito boa (os dois níveis mais altos do questionário, que tem como opções: (1) excelente; (2) muito boa; (3) boa; (4) regular; (5) ruim; (6) muito ruim).

Na sequência, caso o indivíduo – sem ajuda de outro membro da família – respondesse que sim para uma das oito perguntas associadas a sintomas depressivos da escala CES-D/8, seria atribuído 1 para esta variável *dummy*. Um total de 86,26% dos participantes respondeu que sentiram, pelo menos, um dos sintomas associados a quadros depressivos.

Em relação à satisfação com a vida, no questionário do ELSI, uma das perguntas indaga o seguinte:

Vamos usar esta escada para ajudá-lo(a) a AVALIAR O SEU GRAU DE SATISFAÇÃO COM A VIDA DE MODO GERAL. O degrau mais alto corresponde ao número 10, que representa o máximo de satisfação com a vida. O degrau mais baixo é o número 1, que representa o nível mais baixo de satisfação com a vida (ELSI-Brasil, 2024).

Estes degraus são uma representação da escala de MacArthur. Considerou-se como degrau baixo caso o indivíduo respondesse as opções 1, 2, 3 ou 4. Os degraus intermediários são compostos pelos níveis 5 e 6. Por fim, os degraus altos – que representam a maior satisfação geral com a vida – foram considerados caso os participantes escolhessem os números 7, 8, 9 ou 10.

Assim sendo, na escala de satisfação geral com a vida, 8,69% dos respondentes consideravam estar situados nos menores degraus de satisfação. De outra forma, 20,69% se enquadraram no nível de satisfação médio. Por fim, 71,24% dos entrevistados atribuíram o maior nível para representar sua satisfação geral com a vida.

Em relação aos níveis de renda, observa-se que a renda média individual do responsável pelo domicílio foi de R\$ 1.515,56. Já a renda domiciliar foi mensurada no valor de R\$ 2.787,76. Contudo, a renda domiciliar per capita se mostrou menor do que a renda do responsável pelo domicílio, num total de R\$ 1.404,17. Expressa-se que a renda do responsável pelo indivíduo representa 54,36% da renda domiciliar da amostra. Outro dado relevante é que um total de 1.981 indivíduos declararam não ter renda mensal – o que representa 19,91% do total de entrevistados.

3.3 PROCEDIMENTOS EMPÍRICOS

De modo a buscar identificar a decorrência causal das aposentadorias no bem-estar dos aposentados, foi utilizado um conjunto de variáveis resposta. A escolha destas variáveis segue a estratégia adotada por Coelho (2020) e é acompanhada pela literatura especializada do tema: em relação a autoavaliação do indivíduo sobre sua saúde geral (Oshio; Kan, 2017; Gorry; Gorry; Slalov, 2018; Oliveira; Coelho, 2020); em relação aos sintomas depressivos (Gorry; Gorry; Slalov, 2018; Wiels *et al.*, 2020; Freitas *et al.* 2023); por fim, em relação a satisfação geral com a vida (Gorry; Gorry; Slalov, 2018; Jarosz, 2022).

Foram criadas três principais variáveis resposta: i) autoavaliação da saúde pelo respondente; ii) presença de sintoma depressivo da escala CES D/8; iii) satisfação com a vida de modo geral. Para a primeira variável resposta, foi utilizada a variável de código ‘N1’ do questionário utilizado na segunda onda do ELSI. O comando da pergunta é o seguinte: “Em geral, como o Sr(a) avalia a sua saúde?” (ELSI-Brasil, 2024). As opções de resposta são: (0) Excelente, (1) Muito boa, (2) Boa, (3) Regular, (4) Ruim, (5) Muito Ruim, (9), Não sabe/Não Respondeu. Criou-se uma variável do tipo *dummy* para a avaliação da saúde geral do indivíduo,

com a seguinte codificação: caso a percepção de saúde for (0) excelente ou (1) muito boa, o valor registrado é =1; e, caso contrário, =0.

Para a segunda variável, relacionada aos sintomas depressivos, utilizaram-se as variáveis descritas no Bloco R do questionário, composto por oito perguntas. Novamente, foi utilizada uma variável *dummy* para esta construção. Caso o indivíduo respondesse ‘Sim’ para alguma das oito perguntas presentes neste bloco do questionário, seria atribuído o valor =1. Caso contrário, =0. Esta escolha se difere do proposto por Coelho (2020), que considerou a *dummy*=1 caso o indivíduo respondesse ‘Sim’ para ao menos quatro das perguntas relativas ao bloco R. Ao tomar essa decisão, estabeleceu-se que, em algum grau, o indivíduo possui algum grau de insatisfação com a sua saúde mental e sua situação em geral com a vida.

Para a última variável resposta, relacionada a satisfação geral com a vida, utilizou-se a variável de código ‘S18’ do ELSI. A questão é construída da seguinte forma: Vamos usar esta escada para ajudá-lo(a) a avaliar o seu grau de satisfação com a vida de modo geral. O degrau mais alto corresponde ao número 10, que representa o máximo de satisfação com a vida. O degrau mais baixo é o número 1, que representa o nível mais baixo de satisfação com a vida. Para o constructo desta avaliação, estabeleceu-se um sistema de medidas de satisfação, conforme proposto por Coelho (2020). Este sistema é composto por três degraus: **i.** os degraus mais baixos são aqueles nos quais o indivíduo registrou sua resposta com os valores 1, 2, 3 ou 4 - logo, esta variável *dummy* recebeu o valor =1 se a resposta na questão ‘S18’ fossem os valores 1, 2, 3 ou 4, caso contrário, =0; **ii.** os degraus intermediários são aqueles nos quais o indivíduo assinalou sua resposta com os valores 5 ou 6 - logo, a variável *dummy* dessa medida recebeu o valor=1 se a resposta na questão ‘S18’ fossem os valores 5 ou 6, caso contrário, =0; **iii.** os degraus mais altos foram considerados como aqueles nos quais o respondente confirmou sua resposta com os valores 7, 8, 9 ou 10 - logo, esta variável *dummy* recebeu o valor=1 se a resposta na questão ‘S18’ fossem os valores 7, 8, 9 ou 10, caso contrário, =0.

Além das três variáveis subjetivas que buscam mensurar a percepção do indivíduo acerca do seu bem-estar geral, também foram utilizadas variáveis numéricas referentes à renda individual e renda domiciliar do indivíduo. Variações na renda podem afetar de forma significativa o bem-estar dos indivíduos aposentados, na medida que, em muitos casos, estes são os provedores dos domicílios – seja por morarem sozinhos ou por serem os responsáveis financeiros de uma família – ou ainda, dado que indivíduos aposentados são dependentes financeiramente de suas famílias (Borges *et al.*, 2015). Não obstante, é importante registrar que ainda que a renda seja amplamente utilizada como medida de bem-estar e desenvolvimento econômico ao longo das últimas décadas para a sociedade em geral (Bresser-Pereira, 2008), é insatisfatório mensurar o bem-estar de um indivíduo ou de uma sociedade somente pela ótica da renda (*per capita* ou domiciliar), sem levar em consideração outros indicadores, como os relacionados à saúde, educação, segurança, consumo, lazer, acesso à moradia e emprego, dentre outras variáveis relevantes para explicar o desenvolvimento do ser humano como indivíduo.

A variável de tratamento é se o indivíduo é ou não aposentado. De forma a buscar outras interpretações, foi explorada a questão das possibilidades de o indivíduo ter se aposentado por questões de idade ou por tempo de contribuição. É importante justificar essa abordagem, na medida em que a própria aposentadoria pode ter origens diferentes e os aposentados também apresentam perfis diferentes uns dos outros. A literatura especializada também apresenta que há heterogeneidade nos aspectos da previdência em relação às localidades geográficas e entre os gêneros, o que buscou ser investigado neste trabalho. Considerou-se como aposentados pessoas que declararam receber renda somente via aposentadoria, seja pelo intermédio do INSS ou de governos municipais, estaduais ou federais, ou via previdência privada. Para determinar a condição de trabalhador rural ou urbano, foi considerada a área de residência na qual o questionário foi aplicado.

Conforme expresso por Coelho (2020), se o recebimento de aposentadoria fosse concedido de forma aleatória, o modelo de estimação seria definido por:

$$Y = \alpha + \beta T + X'y + \varepsilon \quad (1)$$

No qual Y são os valores populacionais estimados para as variáveis resposta (dependentes); T representaria o fato do indivíduo ser ou não aposentado (*dummy*=1; e 0, caso contrário); X' é o vetor de variáveis regressoras (controle) que afetam a saúde e o bem-estar dos indivíduos aposentados: como idade, raça, ser ou não casado, escolaridade, nº de filhos e região geográfica do indivíduo. ε representa o termo de erro. β é o valor que se desejaria estimar, representando o impacto da aposentadoria sobre a saúde e o bem-estar. α é a constante do modelo.

Porém, não é possível fazer uma simples estimação via mínimos quadrados ordinários para capturar efeitos dos conjuntos de variáveis X' em Y, dado que não há certeza de ausência de correlação do termo de erro com a variável de tratamento. Para resolução deste problema, foi utilizado o método criado por Rosembaum e Rubin em 1983, denominado *Propensity Score Matching* (PSM).

Conforme Teixeira e Balbinotto Neto (2016, p.958), “Esse método realiza o pareamento entre as observações do grupo avaliado e do grupo de controle utilizando a probabilidade de participação no programa, estimada como a probabilidade condicional de um grupo receber o tratamento dado às diversas características em comum”. Assim, busca-se a criação do melhor grupo possível de comparação, denominado como ‘contrafactual’. Este pode ser definido como:

o contrafactual é estimado após o cálculo do escore de propensão para todos os indivíduos, em primeiro lugar, e, em segundo momento, após realizado o pareamento entre os indivíduos tratados com os indivíduos não tratados que apresentam o escore de propensão mais similar possível (Coelho, 2020, p.37).

O método pode, portanto, ser resumido como uma tentativa de utilizar dados não experimentais para estimar os efeitos causais, medidos pela diferença nos resultados entre um cenário em que uma pessoa recebe tratamento e um cenário contrafactual (ou seja, um cenário hipotético aproximado) (Rosembaum; Rubin, 1983).

Através do PSM, é calculado uma estatística definida como ‘escore de propensão’. Para o que se propõe essa pesquisa, o escore de propensão representa a probabilidade de uma pessoa receber a aposentadoria. Esse valor varia entre 0 e 1. É imprescindível um número significativo de observações, para que essa estimativa represente da maneira mais fiel possível a influência das variáveis regressoras em relação às variáveis resposta (dependentes).

O resultado potencial, portanto, é aquele no qual o indivíduo apresenta determinado quadro de saúde e bem-estar de acordo com a decisão por se aposentar ou não. Nesta pesquisa, três desfechos foram elencados, derivados do trabalho de Coelho (2020).

- *Dummy* = 1, se o indivíduo avaliou a saúde geral como excelente ou muito boa;
- *Dummy* = 1, se o indivíduo apresentar ao menos 1 dos sintomas depressivos da escala CES-D/8, como medida de depressão;
- *Dummy* = 1, se o indivíduo avaliou a satisfação com a vida: nos 4 degraus mais baixos = 1; nos 2 degraus do meio = 1; e nos 4 degraus mais altos = 1;

Para criar algoritmos com pares de pontuações semelhantes após estimar escores de propensão pelo método *logit*, foram utilizados três métodos de pareamento: vizinho mais próximo n(1) e n(3); e Kernel (no qual o resultado contrafactual é uma média ponderada de todos os não tratados).

4 RESULTADOS

O primeiro passo para entender os resultados gerados a partir dos escores de propensão é entender se esse método conseguiu balancear a amostra de forma satisfatória.

Tabela 3: Resultado do pareamento das variáveis antes e depois do PSM

Variáveis		Saúde Geral		Sintomas Depressivos		Satisfação com a vida	
		Média		Média		Média	
		T	C	T	C	T	C
Idade	Antes	70,14	62,49	70,14	62,49	70,14	62,49
	Depois	68,86	67,51	69,53	69,36	69,52	69,47
Negro	Antes	0,486	0,562	0,486	0,562	0,486	0,562
	Depois	0,446	0,413	0,484	0,493	0,484	0,494
Casado	Antes	0,509	0,551	0,509	0,551	0,509	0,551
	Depois	0,505	0,570	0,522	0,517	0,515	0,516
Filhos	Antes	4,062	4,659	4,062	4,659	4,062	4,659
	Depois	3,145	3,052	3,840	3,660	3,852	3,667
Superior	Antes	0,568	0,310	0,056	0,031	0,056	0,031
	Depois	0,100	0,688	0,059	0,043	0,060	0,042
Sul	Antes	0,171	0,967	0,171	0,096	0,171	0,096
	Depois	0,183	0,311	0,178	0,150	0,177	0,153
Sudeste	Antes	0,425	0,401	0,425	0,401	0,425	0,401
	Depois	0,448	0,373	0,423	0,471	0,416	0,464
Norte	Antes	0,628	0,085	0,062	0,085	0,062	0,085
	Depois	0,310	0,019	0,063	0,041	0,063	0,041
Nordeste	Antes	0,237	0,306	0,237	0,306	0,237	0,306
	Depois	0,157	0,002	0,232	0,255	0,237	0,257

Fonte: elaboração própria (2024).

Legenda: T – grupo tratado; C – grupo controle. Linhas antes e depois se referem à realização do pareamento.

Os resultados das médias das variáveis independentes (regressoras) antes e depois da realização do PSM podem ser verificados na tabela 3. Era esperado que as características dos grupos de tratamento e controle fossem mais próximas – o que se constatou. Já na tabela 4 são apresentados os valores ‘Pseudo R2’ e a partir deles é possível concluir que os modelos possuem menor poder de previsão para explicar o tratamento após o pareamento – o que também era esperado.

Tabela 4: Qualidade obtida do balanceamento antes do pareamento e depois do pareamento

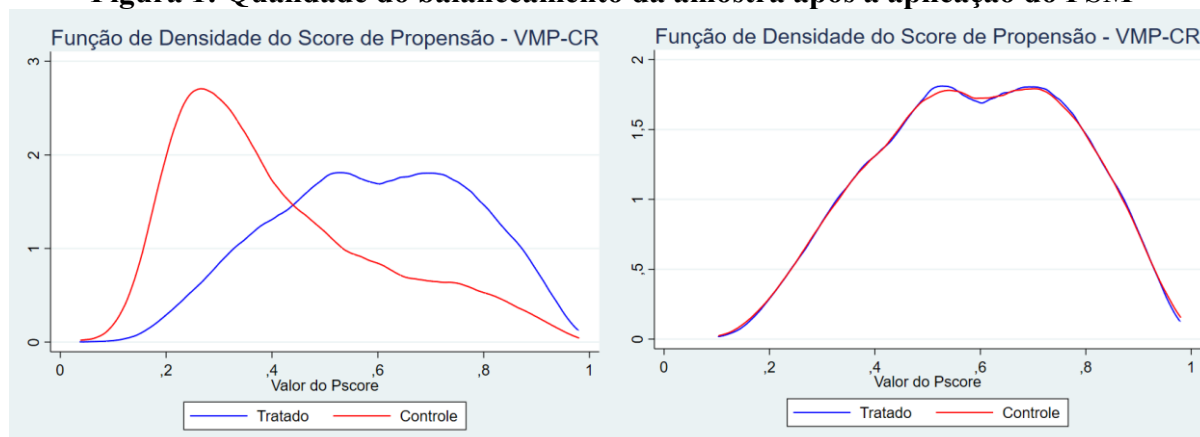
Amostra	Saúde Geral			Sintomas Depressivos			Satisfação com a vida		
	Pseudo R2	Média Vies	Viés Mediano	Pseudo R2	Média Vies	Viés Mediano	Pseudo R2	Média Vies	Viés Mediano
Antes	0,133	19,6	12,6	0,134	19,6	12,6	0,132	19,6	12,6
Depois	0,036	13,0	12,9	0,006	5,1	5,2	0,005	4,8	4,5

Fonte: elaboração própria (2024).

Nota: O viés médio e mediano são indicadores resumidos da distribuição do viés absoluto e são calculados como as diferenças nas médias e medianas das variáveis tratadas menos as variáveis de controle antes e após o pareamento (Coelho, 2020).

Outra forma de verificar a qualidade do pareamento é a partir da comparação da função densidade antes e depois do pareamento. A qualidade do pareamento pode ser visualizada se as curvas se sobrepõem exatamente uma em cima da outra. A figura 1 apresenta o balanceamento da amostra após o pareamento.

Figura 1: Qualidade do balanceamento da amostra após a aplicação do PSM



Fonte: elaboração própria (2024).

Nota: lado esquerdo (antes do pareamento); lado direito (após o pareamento). Método do pareamento: vizinho mais próximo, com reposição.

4.1 Saúde geral avaliada como excelente ou muito boa

Os primeiros resultados apresentados na tabela 5 demonstram os efeitos das aposentadorias sobre a saúde geral dos aposentados que a autoavaliaram como excelente ou muito boa. Sugere-se que a aposentadoria tem impactos positivos passíveis de serem observados, principalmente para mulheres da zona urbana. Esse efeito é persistente para esse grupo de mulheres, se selecionadas aquelas que aposentaram por tempo de contribuição ou por idade (observar os valores significativos denotados por asteriscos). De modo contrário, não foram observados efeitos para indivíduos do sexo masculino na probabilidade de avaliar a saúde como excelente ou muito boa.

Tabela 5: Impacto da aposentadoria na probabilidade de avaliação da saúde geral como muito boa ou excelente por parte dos aposentados

		Todos	Mulher	Homem	Rural	Urbano	Mulher Rural	Homem Rural	Mulher Urbano	Homem Urbano
Aposentou										
N(1)	ATT	0.025	0.094***	-0.009	0.039	0.027	0.137	-0.081	0.075***	-0.035
	S.D.	(0.027)	(0.027)	(0.034)	(0.091)	(0.033)	(0.173)	(0.133)	(0.027)	(0.044)
N(3)	ATT	0.021	0.079***	-0.028	0.033	0.019	0.159	-0.076	0.048*	-0.027
	S.D.	(0.019)	(0.024)	(0.030)	(0.084)	(0.027)	(0.133)	(0.115)	(0.029)	(0.034)
Kernel	ATT	0.014	0.065**	-0.035	0.011	0.015	0.171	-0.050	0.064*	-0.029
	S.D.	(0.016)	(0.026)	(0.029)	(0.071)	(0.018)	(0.121)	(0.087)	(0.027)	(0.025)
Aposentou por tempo de contribuição										
N(1)	ATT	0.078*	0.131***	0.007	0.159	0.063	0.057	0.201	0.091*	-0.003
	S.D.	(0.033)	(0.046)	(0.048)	(0.133)	(0.046)	(0.193)	(0.134)	(0.038)	(0.037)
N(3)	ATT	0.062*	0.129***	-0.029	0.122	0.047	0.218	0.035	0.109**	-0.005
	S.D.	(0.019)	(0.039)	(0.035)	(0.990)	(0.036)	(0.135)	(0.115)	(0.047)	(0.039)
Kernel	ATT	0.079***	0.145***	0.009	0.149	0.069**	0.184	0.041	0.125**	0.011
	S.D.	(0.031)	(0.048)	(0.045)	(0.081)	(0.031)	(0.161)	(0.122)	(0.047)	(0.044)
Aposentou por idade										
N(1)	ATT	0.055	0.086	-0.036	0.118	0.016	0.148	-0.012	0.089*	0.051
	S.D.	(0.034)	(0.053)	(0.054)	(0.114)	(0.037)	(0.191)	(0.154)	(0.049)	(0.065)
N(3)	ATT	0.027	0.088*	0.011	0.045	0.054*	0.121	-0.051	0.092**	0.037
	S.D.	(0.021)	(0.045)	(0.047)	(0.079)	(0.032)	(0.173)	(0.129)	(0.037)	(0.049)
Kernel	ATT	0.049*	0.089	0.004	0.018	0.053*	0.144	-0.016	0.075	0.027
	S.D.	(0.025)	(0.041)	(0.045)	(0.074)	(0.031)	(0.129)	(0.091)	(0.041)	(0.044)

Fonte: elaboração própria (2024).
 Notas: Erro padrão em parênteses;
 Nível de significância: (*) p<10%; (**) p<5%; (***) p<1%.

Ainda na tabela 5, para os entrevistados aposentados por tempo de contribuição, houve avanços passíveis de comparação na magnitude de 6,2% a 7,9%. Já para as mulheres que se aposentaram por tempo de contribuição na zona urbana, os efeitos variam positivamente de 9,1% a 12,5%, dependendo do método de pareamento em análise. Na aposentadoria por idade, eleva-se a probabilidade de avaliação da saúde geral como excelente ou muito boa em 8,8%. Para mulheres da zona urbana, essa métrica varia entre 8,9 e 9,2%. É importante registrar que não foi registrado impactos positivos na probabilidade de avaliação da saúde geral como excelente ou muito boa para indivíduos da zona rural (homem ou mulher), independente do tipo de aposentadoria.

4.2 Sintomas depressivos

A tabela 6 discorre acerca dos resultados em relação à probabilidade de o respondente apresentar algum sintoma depressivo da escala CES-D/8. Analisados de forma conjunta, não foram encontrados resultados estatisticamente significativos em análise para todos os indivíduos que recebem aposentadoria. Contudo, analisando de forma segregada, é possível identificar redução na presença de sintoma de depressão para mulheres da zona urbana aposentadas por tempo de contribuição. Já na aposentadoria por idade, também é possível identificar redução nos sintomas de depressão para homens da zona rural.

Tabela 6: Impacto da aposentadoria na probabilidade de presença de pelo menos um sintoma depressivo, conforme escala CES-D/8

		Todos	Mulher	Homem	Rural	Urbano	Mulher Rural	Homem Rural	Mulher Urbano	Homem Urbano
Aposentou										
N(1)	ATT	-0.025	0.008	-0.054*	-0.002	0.012	0.095	-0.114***	0.012	0.001
	S.D.	(0.023)	(0.032)	(0.030)	(0.055)	(0.036)	(0.104)	(0.066)	(0.051)	(0.043)
N(3)	ATT	-0.021	-0.008	-0.041	-0.024	-0.015	0.067	-0.122	-0.036	-0.018
	S.D.	(0.025)	(0.027)	(0.029)	(0.088)	(0.027)	(0.087)	(0.111)	(0.042)	(0.031)
Kernel	ATT	-0.025	-0.019	-0.035	-0.019	-0.031	0.052	-0.094	-0.025	-0.031
	S.D.	(0.020)	(0.026)	(0.029)	(0.073)	(0.075)	(0.124)	(0.082)	(0.038)	(0.026)
Aposentou por tempo de contribuição										
N(1)	ATT	-0.070**	-0.084	-0.045	-0.108	-0.059	0.152	-0.094	-0.052	-0.008
	S.D.	(0.041)	(0.044)	(0.040)	(0.125)	(0.036)	(0.096)	(0.187)	(0.048)	(0.032)
N(3)	ATT	-0.059**	-0.125	-0.038	-0.114	-0.092*	0.116	-0.199	-0.134*	-0.016
	S.D.	(0.040)	(0.041)	(0.033)	(0.122)	(0.037)	(0.105)	(0.132)	(0.047)	(0.031)
Kernel	ATT	-0.082*	-0.086	-0.052	-0.107	-0.089**	0.132	-0.192	-0.121*	-0.036
	S.D.	(0.029)	(0.049)	(0.031)	(0.101)	(0.033)	(0.174)	(0.116)	(0.046)	(0.039)
Aposentou por idade										
N(1)	ATT	-0.048	-0.066	-0.076*	-0.057	-0.065*	-0.071	-0.194***	-0.004	-0.071
	S.D.	(0.032)	(0.051)	(0.032)	(0.045)	(0.042)	(0.115)	(0.075)	(0.043)	(0.068)
N(3)	ATT	-0.058*	0.012*	-0.084	-0.038	-0.038	0.068	-0.193*	-0.022	-0.019
	S.D.	(0.024)	(0.029)	(0.049)	(0.061)	(0.034)	(0.116)	(0.129)	(0.046)	(0.051)
Kernel	ATT	-0.061**	-0.061	-0.066*	-0.011*	-0.051	0.010	-0.164*	-0.041	-0.042
	S.D.	(0.030)	(0.035)	(0.041)	(0.022)	(0.027)	(0.152)	(0.098)	(0.044)	(0.048)

Fonte: elaboração própria (2024).
 Notas: Erro padrão em parênteses;
 Nível de significância: (*) p<10%; (**) p<5%; (***) p<1%.

Para os aposentados via tempo de contribuição, houve uma redução na presença de sintomas depressivos que variou entre -5,9% e -7,0% para todos os aposentados nesta categoria. Analisando os indivíduos da zona urbana, essa redução pôde ser sentida de forma mais significativa ainda, variando em 8,9% e 9,2%. Por fim, fazendo uma comparação por gênero, houve redução estatisticamente significativa para mulheres da zona urbana, variando entre 12,1% e 13,4%.

Agora, analisando a aposentadoria por idade, é possível identificar redução na presença de sintomas depressivos estatisticamente significativa para todos os indivíduos – analisados de forma conjunta (terceira coluna da tabela 6), que variou entre -5,8% e -6,1%. Essa redução também pode ser sentida de forma mais significativa para homens, separadamente, variando entre -7,6% e -6,6%. Visualizando-se os efeitos para homens residentes na zona rural, esse efeito é amplificado e a redução varia entre -16,4% e -19,4%.

4.3 Satisfação com a vida

Na tabela 7 são expressos os resultados da aposentadoria sobre a satisfação geral com a vida. É possível identificar reduções na probabilidade de avaliar a própria satisfação com a vida nos degraus mais baixos da escala de MacArthur, principalmente, para mulheres aposentadas residentes na zona urbana e ainda para aposentados por tempo de contribuição ou por idade residentes na área urbana.

Tabela 7: Impacto da aposentadoria na probabilidade de avaliação da satisfação com a vida nos níveis mais baixos da escala de MacArthur (excelente ou muito boa)

		Todos	Mulher	Homem	Rural	Urbano	Mulher Rural	Homem Rural	Mulher Urbano	Homem Urbano
Aposentou										
N(1)	ATT	-0.021	-0.075**	-0.022	-0.038	-0.015	0.091	-0.125	-0.052*	-0.002
	S.D.	(0.024)	(0.032)	(0.031)	(0.066)	(0.021)	(0.097)	(0.118)	(0.029)	(0.038)
N(3)	ATT	-0.025	-0.051*	-0.012	-0.049	-0.019	0.054	-0.028	-0.053*	-0.010
	S.D.	(0.016)	(0.027)	(0.029)	(0.075)	(0.022)	(0.077)	(0.085)	(0.031)	(0.032)
Kernel	ATT	-0.029	-0.051*	-0.012	-0.038	-0.028	0.024	-0.048	-0.055*	0.001
	S.D.	(0.021)	(0.019)	(0.024)	(0.064)	(0.018)	(0.097)	(0.079)	(0.026)	(0.024)
Aposentou por tempo de contribuição										
N(1)	ATT	-0.054*	-0.067*	-0.011	-0.105	-0.054	-0.031	-0.192**	-0.075	0.013
	S.D.	(0.029)	(0.039)	(0.031)	(0.083)	(0.038)	(0.097)	(0.088)	(0.035)	(0.028)
N(3)	ATT	-0.046*	-0.072**	-0.025	-0.107	-0.045**	-0.095	-0.084	-0.092*	-0.011
	S.D.	(0.023)	(0.036)	(0.032)	(0.071)	(0.028)	(0.119)	(0.103)	(0.045)	(0.026)
Kernel	ATT	-0.052***	-0.090**	-0.027	-0.132*	-0.049**	-0.030	-0.114	-0.090**	-0.017
	S.D.	(0.026)	(0.037)	(0.026)	(0.077)	(0.024)	(0.097)	(0.109)	(0.041)	(0.031)
Aposentou por idade										
N(1)	ATT	-0.034	-0.054	0.034	-0.116	-0.069*	0.092	-0.135	-0.042	0.030
	S.D.	(0.031)	(0.047)	(0.052)	(0.092)	(0.033)	(0.099)	(0.142)	(0.048)	(0.047)
N(3)	ATT	-0.035	-0.052	-0.016	-0.063	-0.054*	0.014	-0.123	-0.043	0.018
	S.D.	(0.020)	(0.039)	(0.043)	(0.065)	(0.027)	(0.108)	(0.122)	(0.038)	(0.042)
Kernel	ATT	-0.031	-0.044	-0.024	-0.042	-0.029	-0.007	-0.074	-0.048	-0.004
	S.D.	(0.024)	(0.035)	(0.031)	(0.069)	(0.025)	(0.115)	(0.086)	(0.035)	(0.034)

Fonte: elaboração própria (2024).

Notas: Erro padrão em parênteses;

Nível de significância: (*) p<10%; (**) p<5%; (***) p<1%.

Ser aposentado por tempo de contribuição ajudou na redução na probabilidade de avaliar a satisfação com a vida nos degraus mais baixos entre -4,6% e -5,4% para todos os indivíduos, em -6,7% a -9,0% para mulheres, em aproximadamente -5% para residentes na zona urbana e para mulheres residentes na zona urbana o impacto foi ainda maior, chegando a -9,2%, dependendo do método de pareamento observado. Já na aposentadoria por idade, a redução só se mostrou significativa para residentes na zona urbana, chegando a -6,9% de probabilidade de avaliar a satisfação com a vida nos menores degraus. Não obstante, não foram observadas reduções na probabilidade de avaliar a satisfação da vida nos níveis mais baixos para homens, independente se residentes na zona urbana ou rural.

5 DISCUSSÃO

Os resultados obtidos apresentam efeitos positivos de estar aposentado para todas as variáveis as três variáveis analisadas: i – saúde geral autoavaliada como excelente ou muito boa; ii – presença de algum dos sintomas depressivos da escala CES-D/8; iii – satisfação geral

com vida nos níveis mais baixos. Os resultados aqui expressos vão ao encontro dos obtidos por Coelho (2020), ainda que em magnitudes diferentes. No caso, da terceira variável, observa-se que o impacto positivo da aposentadoria sobre os respondentes (com média de idade de 66,33) indica convergência com o referencial teórico apresentado com base em Easterlin (2021). Contudo, vale ressaltar que na aplicação da segunda onda do ELSI, havia acontecido uma reforma do sistema previdenciário brasileiro, expresso pela Emenda Constitucional nº 109 de 2019 (EC nº 103-2019).

Essa alteração no sistema de previdência alterou as regras para aposentadoria vigentes, estabelecendo ainda regra de transição para este novo sistema, o que, em muitos casos, gerou um aumento no tempo mínimo de contribuição para aposentadoria e corroborou a elevação da idade para se aposentar, tanto para homens quanto para mulheres. Isto impacta diretamente os resultados obtidos pela segunda onda do ELSI e se traduz em uma limitação da comparação entre os resultados da primeira e da segunda onda, pois fica implícito e complexo de mensurar o quanto as alterações no sistema previdenciário trouxeram efeitos negativos no bem-estar geral dos indivíduos, seja por meio da piora na avaliação satisfação com a vida, no aumento de sintomas depressivos ou da autopercepção da saúde geral.

Todavia, é possível traçar paralelos dos resultados obtidos da segunda onda com os achados pela literatura em outros momentos. Assim sendo, os efeitos positivos encontrados neste trabalho convergem para os resultados obtidos por Coelho (2020) e Eibich (2015), sobretudo para os impactos obtidos para as mulheres, no que tange à avaliação da saúde geral. Isso pode ser explicado pois, para estes estudos, mulheres aposentadas possuem maior disponibilidade de tempo para cuidar da própria saúde, o que inclui práticas de atividades físicas, desenvolvimento de hábitos saudáveis, maior tempo e recursos dispendidos com exames preventivos, de rotina e outros.

Não obstante, efeitos positivos na redução dos sintomas depressivos para mulheres estão de acordo com os achados por Eibich (2015), Oshio e Kan (2017) e Coelho (2020). Uma possível explicação pode ser dada graças a um possível aumento da renda, que pode colaborar para amenizar sintomas depressivos para este grupo de aposentados. Já para homens trabalhadores da zona rural, os melhores resultados de saúde mental ao se aposentar podem ser derivados do alívio da carga de trabalho, dadas as exigências físicas do trabalho rural. Contudo, esse pode ser o mesmo motivo para as avaliações negativas dos homens que trabalham no campo para sua própria percepção de saúde.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presente pesquisa teve como objetivo avaliar os efeitos das aposentadorias para a saúde e o bem-estar dos aposentados no Brasil. Para este propósito, foram utilizados dados coletados pelo Estudo Longitudinal da Saúde dos Idosos (ELSI-Brasil) para o período entre 2019 e 2021, o que corresponde a segunda onda deste estudo.

Em relação ao método de avaliação, foi utilizado o *Propensity Score Matching* como forma de calcular a probabilidade de que as aposentadorias causassem impactos positivos ou negativos a partir de três óticas: i – saúde geral autoavaliada como excelente ou muito boa; ii – presença de algum dos sintomas depressivos da escala CES-D/8; iii – satisfação geral com vida nos níveis mais baixos. Os resultados foram apresentados a partir de três métodos de pareamento (vizinhos mais próximos $n(1)$ e $n(3)$ e *kernel*, todos levando em consideração o suporte comum).

Os principais resultados obtidos para a segunda onda expressam efeitos positivos das aposentadorias para melhorias na autoavaliação da saúde geral para mulheres. Além disso, houve redução na probabilidade de presença de sintomas depressivos para mulheres e para

trabalhadores homens residentes na zona rural. Outro ponto importante foi a redução na probabilidade de avaliar o nível de satisfação com a vida nos degraus mais baixos da escala de MacArthur, principalmente para mulheres residentes na zona urbana e para aposentados em geral por tempo de contribuição ou por idade.

Tais conclusões se aproximam de outros estudos que utilizaram o ELSI como base para avaliar os impactos da aposentadoria para avaliar a saúde e bem-estar dos aposentados, como Coelho (2020) e Oliveira e Coelho (2021)), bem como apresenta convergência com a literatura da Economia da Felicidade (Easterlin, 2021). É importante ressaltar que novos estudos podem utilizar de outros métodos para comparar as duas ondas do ELSI, como o método diferenças em diferenças, que permitirá até mesmo evidenciar as diferenças de médias entre os dois momentos do tempo, permitindo, portanto, avaliar os impactos da alteração na legislação sobre a reforma previdenciária concretizada no ano de 2019.

Conclui-se, portanto, que entre 2019 e 2021 – ainda que após reforma da previdência social no Brasil e com um cenário de pandemia evidente – tiveram impactos positivos na saúde geral e no bem-estar da população aposentada no Brasil. Portanto, é possível avaliar as aposentadorias como uma política pública com impactos positivos para o bem-estar, saúde e, possivelmente, para a redução da desigualdade no Brasil.

REFERÊNCIAS

ALLEE, P. L. V.; HIDIROGLOUI, MICHEL A. On the stratification of skewed populations. **Survey methodology**, v. 14, n. 1, p. 33-43, 1988.

BORGES, G. M.; CAMPOS, M. B.; SILVA, L. G. C. Transição da estrutura etária no Brasil: oportunidades e desafios para a sociedade nas próximas décadas. Rio de Janeiro, 2015. Disponível em: <<http://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv93322.pdf>> Acesso em: 30 jun. 2024.

BRESSER PEREIRA, L. C. **O conceito histórico de desenvolvimento econômico**. São Paulo: EESP/FGV, Texto para discussão n.157, 2006.

COELHO, Raquel Helena. **Os efeitos das aposentadorias sobre a saúde e o bem-estar dos indivíduos no Brasil**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Universidade Federal da Bahia. Salvador, 72 p., 2020.

EASTERLIN, R. A. An Economist's Lessons on Happiness. Farewell Dismal Science! **Springer Nature Switzerland**: Cham, Suíça, 2021.

EASTERLIN, Richard Ainley. Does Economic Growth Improve the Human Lot? In: DAVID, Paul; REDER, Melvin (Eds.). Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honor of Moses Abramovitz, p. 89-125. New York: **Academic Press**, 1974. Disponível em: <https://huwdixon.org/teaching/cei/Easterlin1974.pdf>. Acesso em: 20 jun. 2024.

EIBICH, P. Understanding the effect of retirement on health: Mechanisms and heterogeneity. **Journal of Health Economics**, v.43, p.1-12, 2015.

ELSI-Brasil. Estudo Longitudinal da Saúde dos Idosos Brasileiros. **Portal virtual**. Disponível em: <http://elsi.cpqrr.fiocruz.br/>. Acesso em: 25 mar. 2024.

FERREIRA, Wasney de Almeida et al. Validade concorrente e de face da escala de MacArthur para avaliação do status social subjetivo: Estudo longitudinal de saúde do adulto (ELSA-Brasil). **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 23, p. 1267-1280, 2018.

FREITAS, Ana Paula Goulart de; SENA, Klaide Lopes de; RODRIGUES, Jôsi Fernandes de Castro. Sintomas depressivos e recebimento de aposentadorias ou pensões: uma análise transversal do ELSI-Brasil. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, v. 32, p. 1-12, 2023.

FREY, B. S.; STUTZER, A. The Economics of Happiness. **World Economics**, v. 3, n. 1, p. Jan./Mar. 2002. Disponível em: https://bsfrey.ch/articles/_365_2002.pdf. Acesso em: 11 jun. 2024.

FREY, B. S.; STUTZER, A. Recent Developments in the Economics of Happiness: A Selective Overview. **IZA Discussion Paper Series**, n. 7078. 2012. Disponível em: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2192854. Acesso em: 19 jun. 2024.

GORRY, A.; GORRY, D.; SLAVOV, S. N. Does retirement improve health and life satisfaction? **Health Economics**, v.27, p.2067-2086, 2018.

JAROSZ, Ewa. What makes life enjoyable at an older age? Experiential wellbeing, daily activities, and satisfaction with life in general. **Aging & Mental Health**, v. 26, n. 6, p. 1242-1252, 2022.

MARTELA, F. et al. The Nordic Exceptionalism: What Explains Why the Nordic Countries are Constantly Among the Happiest in the World. In: HELLIWELL, J. F. et al. World Happiness Report 2020. New York: **Sustainable Development Solutions Network**, 2020. p.129-146, Disponível em: <https://worldhappiness.report/ed/2020/>. Acesso em: 30 mai. 2024.

NIKOLOVA, Milena; NIKOLAEV, Boris. **Does joining the EU make you happy?** Evidence from Bulgaria and Romania. **Journal of Happiness Studies**, 2017. Disponível em: <https://link.springer.com/article/10.1007/s10902-016-9789-y>. Acesso em: 15 abr. 2024.

OLIVEIRA, Rodrigo Carvalho; COELHO, Rachel Helena. Efeitos das aposentadorias por tempo de contribuição e por idade sobre saúde e bem-estar dos indivíduos no Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 37, n. 10, p. e00084120, 2021.

OSHIO, T.; KAN, M. The dynamic impact of retirement on health: evidence from a nationwide ten-year panel survey in Japan. **Prev. Med.** v.100, p.287–293, 2017.

REIS, Paulo Ricardo da Costa et al. Impactos das Aposentadorias e Pensões no Nível de Bem-Estar Social dos Domicílios de Minas Gerais. **Revista contabilidade & finanças**, v. 26, p. 106-118, 2015.

ROJAS, M. The Economics of Happiness - How the Easterlin Paradox Transformed Our Understanding of Well-Being and Progress. **Springer Nature Switzerland**: Cham, Suíça, 2019.

ROSENBAUM, P., RUBIN, D. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, v.70, p.41–55, 1983.

SECOM. Secretaria de Comunicação Social do governo do Brasil. **Portal virtual**. 2023. Disponível em: <https://www.gov.br/secom/pt-br/assuntos/noticias/2023/10/censo-2022-numero-de-idosos-na-populacao-do-pais-cresceu-57-4-em-12-anos#:~:text=Em%202022%2C%20o%20total%20de,sexo%2C%20do%20Censo%20Demogr%C3%A1fic o%202022>. Acesso em: 3 jul. 2024.

TEIXEIRA, Gibran; BALBINOTTO NETO, Giacomo. Seguro-desemprego brasileiro e salário de reinserção: análise empírica com regressão com descontinuidade e propensity score matching. **Nova Economia**, v. 26, p. 943-980, 2016.

WIELS, Wietse; BAEKEN, Chris; ENGELBORGHES, Sebastiaan. Depressive symptoms in the elderly—An early symptom of dementia? A systematic review. **Frontiers in pharmacology**, v. 11, p. 34, 2020.

WORLD HAPPINESS REPORT. HELLIWELL, J. F. *et al.* World Happiness Report. Nova Iorque: **Sustainable Development Solutions Network**, 2023. Disponível em: <https://worldhappiness.report/ed/2023/>. Acesso em: 20 jun. 2024.