

Revista de Desenvolvimento e Políticas Públicas

Vol. 4 n. 2 | 2020

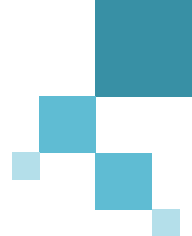
ISSN 2447-360X

Os efeitos da Lei de Responsabilidade Fiscal sobre as despesas com pessoal nos municípios do estado de Minas Gerais | *Isabella Virgínia Freire Biondini e Paula Guelman Davis*

Saneamento básico e saúde: um estudo para o estado do Rio de Janeiro | *Elaine Aparecida Fernandes e Alexia Lopes da Silva*

Desigualdade e renda: uma análise dos municípios mineiros entre 2000 e 2010 | *Ezequiel Henrique Rezende, Otávio Júnio Faria Neves e Ítalo do Nascimento Mendonça*

Efeitos de fatores socioeconômicos e demográficos sobre a demanda por previdência privada no Brasil | *Alison Philipe Freitas Santos e Elvanio Costa de Souza*



EDITORA

Elaine Aparecida Fernandes

CORPO EDITORIAL

Alexandre Nunes de Almeida (Esalq-USP)
André Luís da Silva Leite (UFSC)
Cleomar Gomes da Silva (UFU)
Jorge Cláudio Cavalcante de Oliveira Lima (BNDES)
José Gustavo Feres (IPEA)
Lia Hasenclever (UFRJ)
Luiz Carlos Delorme Prado (UFRJ)
Reinaldo Gonçalves (UFRJ)
Renata Lèbre La Rovere (UFRJ)
Wilson Suzigan (UNICAMP)

CONSELHO EDITORIAL

Eduardo Lopes Marques
Evandro Camargos Teixeira
Jader Fernandes Cirino

PRODUÇÃO

Departamento de Economia - Universidade Federal de Viçosa

Todos os trabalhos submetidos para publicação na REDEPP são avaliados, no seu mérito científico, por membros do Conselho Editorial e por consultores "ad hoc", sendo os critérios de: (I) pertinência do trabalho ao escopo do periódico; (II) qualidade linguística; (III) fundamentação teórica e contribuição para a produção do conhecimento; e (IV) obediência as normas para apresentação de trabalho definidas pelo Corpo Editorial. As afirmações e os conceitos emitidos nos artigos publicados são de inteira responsabilidade dos seus autores, não expressando a opinião dos membros do Comitê Editorial.

SUMÁRIO

- OS EFEITOS DA LEI DE RESPONSABILIDADE FISCAL SOBRE AS DESPESAS COM PESSOAL NOS MUNICÍPIOS DO ESTADO DE MINAS GERAIS** | *The effects of Fiscal Responsibility Law on personnel expenses in municipalities of the state of Minas Gerais*.....79
Isabella Virgínia Freire Biondini
Paula Guelman Davis
- SANEAMENTO BÁSICO E SAÚDE: UM ESTUDO PARA O ESTADO DO RIO DE JANEIRO** | *Basic sanitation and health: a study for the state of Rio de Janeiro*.....96
Elaine Aparecida Fernandes
Alexia Lopes da Silva
- DESIGUALDADE E RENDA: UMA ANÁLISE DOS MUNICÍPIOS MINEIROS ENTRE 2000 E 2010** | *Inequality and income: an analysis of Minas Gerais municipalities between 2000 and 2010*..... 110
Ezequiel Henrique Rezende
Otávio Junio Faria Neves
Ítalo do Nascimento Mendonça
- EFEITOS DE FATORES SOCIOECONÔMICOS E DEMOGRÁFICOS SOBRE A DEMANDA POR PREVIDÊNCIA PRIVADA NO BRASIL** | *Effects of socioeconomic and demographic factors on the demand for private pension in Brazil*..... 125
Alison Philipe Freitas Santos
Elvanio Costa de Souza

Os efeitos da Lei de Responsabilidade Fiscal sobre as despesas com pessoal nos municípios do estado de Minas Gerais

The effects of Fiscal Responsibility Law on personnel expenses in municipalities of the state of Minas Gerais

Isabella Virgínia Freire Biondini^a

Paula Guelman Davis^b

RESUMO

O presente artigo verificou os efeitos da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) sobre as despesas com pessoal (DTPs) dos municípios do estado de Minas Gerais, por meio da análise de cenários fiscais. Foi realizado um histórico dos marcos legais de controle das despesas com pessoal e uma revisão da literatura sobre os fatores determinantes para esse tipo de despesa. A partir de dados do Índice Mineiro de Responsabilidade Social (IMRS), divulgados pela Fundação João Pinheiro, foram analisados cenários a partir da edição da LRF, com base nos quais se comparou o comportamento dos gastos públicos municipais com pessoal por faixa populacional, no período de 2000 a 2017. A análise da receita permitiu inferir que quanto maior o índice populacional, maior será a receita, além de identificar que os municípios com menor número de habitantes são mais dependentes de transferências intergovernamentais. Verificou-se um crescimento considerável das DTPs entre 2000 e 2017.

Palavras-chave: Administração pública Despesas com pessoal Lei de Responsabilidade Fiscal Receita corrente líquida.

JEL: H83 H76.

ABSTRACT

This article verified the effects of the Fiscal Responsibility Law (LRF) on personnel expenses (DTPs) in municipalities in the state of Minas Gerais through analysis of tax scenarios. A history of the legal frameworks for controlling personnel expenses and a literature review on the determining factors for this type of expenditure was carried out. Based on data from the Minas Gerais Social Responsibility Index (IMRS) released by the João Pinheiro Foundation, scenarios were analyzed from the LRF edition, based on which the behavior of municipal public expenditure on personnel by population in the 2000 period was compared. to 2017. The revenue analysis allowed to infer that the higher the population index, the higher the revenue, in addition to identifying that the municipalities with the lowest number of inhabitants are more dependent on intergovernmental transfers. There was a considerable growth in DTPs between 2000 and 2017.

Keywords: Public Administration Personnel expenses Fiscal Responsibility Law Public income.

Submitted em: 10 de outubro de 2020.

Aceito em: 05 de janeiro de 2021.

^aAdministradora Pública (FJP, 2002), Bacharel em Direito (UFMG, 2010). Especialista em Políticas Públicas e Gestão Governamental e Professora da Escola de Governo Professor Paulo Neves de Carvalho da Fundação João Pinheiro. Mestre em Administração Pública (FJP, 2007). E-mail: isabella.freire@fjp.mg.gov.br.

^bAdministradora Pública (FJP, 2017). Especialista em Políticas Públicas e Gestão Governamental na Fundação Hospitalar do Estado de Minas Gerais (FHEMIG). Mestre em Administração (UFMG, 2019). E-mail: paula.davis@fhemig.mg.gov.br.

1. Introdução

O presente artigo versa sobre os efeitos da Lei Complementar n.º 101, de 04 de maio de 2000, a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), nas despesas de pessoal dos municípios do estado de Minas Gerais.

A despesa com pessoal é considerada um dos maiores desafios dos gestores públicos, devido seu peso no orçamento e do *trade-off* associado ao seu controle, isto é, ao mesmo tempo em que o limite ao gasto com pessoal significa mais recursos para serem alocados em investimento, sua redução implica no arrefecimento das políticas à disposição dos governantes para enfrentar crises econômicas. Essa preocupação com o controle tem origem ainda na década de 1960, com a Constituição de 1967, permanecendo com a Emenda Constitucional n.º 1 de 1969, chegando à Constituição Federal (CF) de 1988. Em seu Art. 169, a Constituinte remeteu a regulamentação do assunto para os Atos das Disposições Constitucionais Transitórias (ADCT), enquanto a matéria não fosse devidamente tratada por Lei Complementar (LC). Assim, no Art. 38, parágrafo único, do ADCT, foi definido o limite de 65% da receita corrente para gasto com pessoal, ainda que de maneira transitória. Na década de 1990 foram promulgadas duas leis complementares com o intuito de regulamentar o dispositivo constitucional: a Lei Camata I, de 1995 e a Lei Camata II, de 1999. Em 2000, com a promulgação da Lei Complementar 101/2000, a Lei de Responsabilidade Fiscal, novas regras foram definidas sobre o tema, sendo esse o objeto de estudo desse artigo.

A Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) estabelece normas gerais de finanças públicas, voltadas para uma gestão fiscal responsável de ações planejadas e transparentes, limita rigidamente os gastos com pessoal e com o endividamento, e deixam claros os mecanismos a serem usados em caso de correção de eventuais desvios. É nítido que um dos principais aspectos da LRF é o controle das contas públicas, mas não necessariamente o equilíbrio permanente entre receitas e despesas. Isso porque o déficit público, e conseqüentemente a dívida pública, são formas alternativas de financiar os gastos públicos em períodos de oscilações da política fiscal (GIUBERTI, 2005). Nesse tocante, não se pode perder de vista que o gasto com pessoal é o mais significativo item das despesas correntes e vem respondendo por parcelas cada vez maiores no orçamento, mesmo após a promulgação da LRF.

Assim, o artigo tem o objetivo de analisar a evolução das despesas de pessoal dos municípios mineiros à luz da LRF. Para isso, será levantada a legislação sobre o tema, bem como estudos semelhantes que contribuem para a discussão, trazendo elementos que possam justificar eventuais comportamentos. Outro objetivo específico é a análise dos dados de receitas e despesas públicas, no período compreendido entre os anos de 2000 e 2017, sob a perspectiva da sua relação com a receita corrente líquida (RCL), segundo os parâmetros legais, identificando os elementos condicionantes da trajetória evolutiva destes gastos, bem como as eventuais diferenças de comportamento dos municípios que possuem tamanho populacional diverso. O estudo foca nos anos pares, anos de realização de eleições, por serem períodos de maior cuidado, tendo em vista o previsto no *caput* do Art. 23 da LRF.

Para possibilitar a análise evolutiva do gasto com os servidores públicos municipais e seu impacto nas finanças públicas, os 853 municípios mineiros foram agrupados em seis categorias segundo o critério populacional, sendo o período de 2000 a 2017 padronizado com a estimativa populacional de 2017. A opção por analisar o gasto com pessoal segundo a questão populacional busca aprofundar conclusões que foram tiradas em estudos anteriores, como os trabalhos de Giuberti (2005), Sena e Rogers (2007) e Oliveira et al. (2013).

2. Marcos legais de controle das despesas com pessoal

A preocupação com o controle das Despesas Totais com Pessoal (DTPs), em toda a Administração Pública, teve suas primeiras manifestações na Constituição de 1967, que estabeleceu, no parágrafo 4º, do Artigo 66 que “[...] a despesa de pessoal da União, Estados ou Municípios não poderá exceder de cinquenta por cento das respectivas receitas correntes” (BRASIL, 1967). Em 1969,

a Emenda Constitucional n.º 1 definiu no Art. 64 que “[...] estabelecerá os limites para as despesas de pessoal da União, Estados e dos Municípios” (BRASIL, 1969). Esta regulamentação nunca ocorreu.

Com a promulgação da CF/88, o tema foi novamente abordando no Artigo 169: “A despesa com pessoal ativo e inativo da União, dos Estados, do Distrito Federal e dos Municípios não poderá exceder os limites estabelecidos em lei complementar” (BRASIL, 1988).

Sabendo que a matéria não seria imediatamente regulamentada pelos legisladores ordinários, a temática foi para o ADCT em caráter transitório, Artigo 38: “A União, os Estados, o Distrito Federal e os Municípios não poderão despender com pessoal mais do que sessenta e cinco por cento do valor das respectivas receitas correntes” (BRASIL, 1988). O objetivo era a manutenção do controle das DTPs até a edição de Lei Complementar que fixasse esses limites.

Em março de 1995, foi publicada a Lei Camata I (Lei Complementar n.º 82), para disciplinar os limites de DTPs da União, dos Estados e dos Municípios em 60% das suas respectivas RCLs, que são as receitas correntes deduzidas das transferências para outros entes federados. A Lei Camata I determinou que, caso ultrapassado, a recondução ao limite deveria ser feita obrigatoriamente em até três exercícios.

Em 1999, houve a edição de uma nova LC, a Lei Camata II (Lei Complementar n.º 96), que estabeleceu limites mais rígidos para as DTPs, atribuindo à União o limite de 50% da sua RCL e aos estados, Distrito Federal e municípios, 60%. Além disso, trouxe penalidades a serem aplicadas no caso de descumprimento dos limites previstos.

Em março de 2000, foi publicada a Lei Complementar n.º 101 (LRF), cujo objetivo foi estabelecer normas gerais de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal. Ela dedicou tratamento específico à DTP e determinou uma série de restrições a serem observadas para evitar o atingimento do limite máximo estabelecido. “A imposição de limites específicos para o gasto com pessoal está ligada ao fato deste ser o principal item de despesa corrente e apresentar um histórico elevado por um longo período, especialmente no caso dos estados brasileiros” (GIUBERTI, 2005, p. 19).

A LRF, em seu Artigo 18, estabelece o conceito para as DTPs como:

[...] o somatório dos gastos do ente da Federação com os ativos, os inativos e os pensionistas, relativos a mandatos eletivos, cargos, funções ou empregos, civis, militares e de membros de Poder, com quaisquer espécies remuneratórias, tais como vencimentos e vantagens, fixas e variáveis, subsídios, proventos da aposentadoria, reformas e pensões, inclusive adicionais, gratificações, horas extras e vantagens pessoais de qualquer natureza, bem como encargos sociais e contribuições recolhidas pelo ente às entidades de previdência (BRASIL, 2000).

Após a definição da DTP, foi estabelecido, no Art. 19, o limite da DTP em relação à RCL (DTP/RCL). A opção por manter esse indicador, idealizado na Lei Camata II, se deve aos benefícios do denominador (RCL) que são: “(a) o comparecimento amplamente hegemônico na arrecadação pública (b) apresenta-se, todo ano, de modo habitual, frequente, regular (c) afasta a dupla contagem que se dá na consolidação dos balanços das entidades do mesmo nível de governo” (TOLEDO JÚNIOR, 2011, p. 8).

No que se refere às duas primeiras vantagens, pode-se inferir que a receita corrente é predominante na arrecadação do ente governamental, ao contrário da receita de capital que tem comparecimento irregular, já que é composta pelos empréstimos e financiamentos, pela alienação de bens públicos e pelos recursos recebidos de outras pessoas de direito público ou privado. A última vantagem, por sua vez, se relaciona com a dupla contagem ocorrida nos regimes próprios de previdência social (RPPS).

O Art. 20 foi uma inovação trazida pela LRF para o gasto com pessoal em relação à Lei Camata, pois definiu sublimites para os Poderes. Segundo Afonso (2016), este quesito foi pedido pelos governadores de vários estados, inclusive Minas Gerais.

Nos municípios, o valor da DTP/RCL não pode exceder 60%, sendo subdividido em 6% para o Legislativo, incluído o Tribunal de Contas do município (quando houver), e 54% para o Executivo. Em Minas Gerais vigorou, até 2018, a Instrução Normativa n.º 05/2001 do Tribunal de Contas do Estado de Minas Gerais (TCE/MG), que permitia a exclusão de inativos e pensionistas do cômputo do DTP. Esta foi revogada pela Instrução Normativa n.º 01/2018 que trouxe novo entendimento, incluindo tais despesas no cálculo da DTP e, dessa forma, igualando as metodologias utilizadas.

Além do limite máximo das DTPs, destacam-se o limite de alerta e o limite prudencial. Esses visam prevenir riscos e corrigir desvios que podem afetar o equilíbrio pretendido. O limite de alerta ocorre quando a DTP atinge 90% do previsto nos artigos 19 e 20. Já o limite prudencial é atingido quando a DTP excede a 95% do limite estabelecido na LRF, sendo necessária a adoção de medidas para estagnar o seu crescimento em relação à RCL, sendo elas a paralisação da concessão de vantagens, aumentos, reajustes e adequações de remuneração a qualquer título da criação de cargos, emprego ou função da alteração de estrutura de carreira que implique em crescimento da DTP, admissões ou contratações, exceto em caso de vacância, e contratação de hora extra.

A Lei Complementar n.º 173, de 2020, introduziu outras medidas, que implicam em anulação de pleno direito de atos que provoquem aumento da despesa com pessoal e não atenda as exigências dos artigos 16 e 17 da LRF, que ocorra nos 180 dias anteriores ao final do mandato do titular do Poder ou órgão, ainda que o aumento esteja previsto em parcelas a serem implementadas em períodos posteriores ao final do mandato do titular, ou por meio de concurso público. A anulação alcança quaisquer dessas situações ainda que em um cenário de reeleição ou recondução.

A não adoção de medidas que visem à diminuição dos DTPs pode acarretar sanções ao ente enquanto perdurar o excesso. Contudo, em duas circunstâncias estas podem não se aplicar aos municípios, quando houver queda da receita real superior a 10%, em comparação ao correspondente quadrimestre do ano anterior, mas desde que a queda tenha ocorrido em função da diminuição do FPM e da receita de *royalties*.

Mas, não se pode perder de vista que a ocorrência dessas sanções prejudica tanto o ente que comete as irregularidades como a população, que deixa de ser atendida devidamente através das políticas públicas.

3. Fatores determinantes das despesas com pessoal

Prado (2003) afirmou que um sistema federativo fiscal depende de três pontos: estruturação eficiente do sistema de competências tributárias atribuição equilibrada de encargos entre as esferas governamentais e sistema eficiente de transferências intergovernamentais.

Como o sistema de arrecadação é centralizado nas esferas superiores e os governos locais obtêm a parcela mais importante da sua receita pelas transferências dos outros entes, os administradores não necessitariam aumentar os impostos para financiarem o aumento das despesas. Isso porque o processo de descentralização ocorrido no Brasil se deu de maneira inversa, iniciada pela descentralização financeiro-orçamentária, para apenas depois ocorrer a descentralização dos encargos.

Na realidade, o processo [de descentralização] brasileiro assume, em grande medida, o caráter de um movimento de ampliação e autonomização dos orçamentos dos governos subnacionais (GSN), acompanhado de algumas definições parciais de descentralização de encargos e de um movimento difuso e pouco organizado de ampliação dos gastos dos governos subnacionais. [...] A descentralização orçamentária [...] se deu predominantemente como um processo de municipalização, [...] por decorrência, a descentralização de encargos derivada também tomou esta forma (PRADO, 2003, p. 43).

Como o processo de descentralização das receitas não acompanhou a descentralização das atribuições, com os entes subnacionais bancando políticas públicas sem a contrapartida financeira, a

União teve que intensificar as transferências constitucionais e legais para garantir o mínimo de prestação de serviços pelos entes locais.

O Brasil está organizado numa federação desde a Proclamação da República, em 1889, e, com a Constituição promulgada em 1988, adota de modo mais expressivo o federalismo fiscal, via descentralização das atividades do governo, ao ampliar as atribuições dos estados e municípios no que diz respeito à arrecadação de impostos, à repartição dos mesmos entre os entes da Federação e à competência de cada ente em relação aos serviços públicos a serem prestados (GIUBERTI, 2005, p. 13-14).

Como exemplo, as emendas constitucionais n.º 55/2007 e n.º 84/2014 acrescentaram duas alíneas, *d* e *e*, no Art. 159, com o objetivo de aumentarem em 1% o Fundo de Participação dos Municípios (FPM), principal fonte de recursos dos pequenos e médios municípios brasileiros.

Nesses casos, os aumentos dos valores transferidos ocorrem a partir das demandas dos administradores locais sob o argumento de que os municípios não estão conseguindo prover os serviços públicos por falta de recursos para financiá-los. A descentralização da execução das políticas públicas implica diretamente no aumento do setor público local, elevando não só despesas setoriais, mas também a DTP, seguindo a trajetória semelhante à observada por Oates (1985) em seu estudo para os governos estaduais americanos.

Como trabalhos anteriores, é importante mencionar Sena e Rogers (2007), que selecionaram uma amostra dos municípios de grande porte (acima de 100.000 habitantes) do estado de Minas Gerais e analisaram o impacto decorrente da LRF no tocante ao limite de gastos com pessoal, no período de 1998 a 2005. A pesquisa destes evidenciou que, apesar do crescimento considerável dessas despesas, os municípios mantiveram abaixo dos 60% da receita corrente líquida.

Oliveira et al. (2013), por sua vez, analisaram o gasto com pessoal dos municípios da Região Metropolitana de Natal, no período de 2003 a 2010. Eles constataram, através de um modelo econométrico de dados em painel, que a média de crescimento da despesa total com pessoal estava acima da média de crescimento da receita corrente líquida.

De maneira mais ampla, Giuberti (2005) estudou a situação fiscal dos municípios brasileiros e o impacto da LRF sobre as despesas municipais para o período de 1997 a 2003. Ficou comprovado que para a maioria dos municípios a LRF não afetou o comportamento dos gestores públicos no tocante ao gasto com pessoal, isso porque o índice apurado desta despesa em relação à RCL manteve-se abaixo do limite estabelecido ao longo do período.

4. Metodologia

Nesta pesquisa foram analisados os dados das DTPs dos municípios de Minas Gerais no período de 2000 a 2017. Para possibilitar a análise evolutiva do gasto com os servidores públicos e seu impacto nas finanças públicas, os 853 municípios foram agrupados em seis categorias, com população: (i) inferior a 10.000 habitantes (ii) entre 10.000 e 30.000 habitantes (iii) entre 30.000 e 50.000 habitantes (iv) entre 50.000 e 100.000 habitantes (v) entre 100.000 a 300.000 habitantes e (vi) superior a 300.000 habitantes. Essas categorias já são utilizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Optou-se pelos dados de estimativa populacional de 2017 e, para evitar o efeito do aumento populacional, esses foram considerados em todos os anos da análise.

Os dados relativos às DTPs e RCLs foram coletados dos demonstrativos disponibilizados pelo TCE/MG e publicados no Índice Mineiro de Responsabilidade Social (IMRS) da Fundação João Pinheiro (FJP).

Cabe ressaltar que a LRF, nos artigos 18 e 19, e a CF/88, no Artigo 169, instituía que o cálculo de DTPs deveria incluir os gastos com pensionistas e inativos. No entanto, a Instrução Normativa n.º 5/2001 autoriza os municípios, até o ano de 2018, a retirá-los do cálculo. Portanto, este

trabalho, alinhado com essa Instrução para o período analisado, não considera os pensionistas e inativos.

Após a coleta, os dados foram organizados e tabulados com o objetivo de evidenciar o comportamento das despesas e das receitas nos anos pares, do período de 2000 a 2017. Para isso, foi necessária a atualização dos valores pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do IBGE, para o ano de 2017.

5. Análise dos resultados

5.1 A Situação das receitas dos municípios mineiros

Para auxiliar a análise das despesas com pessoal, faz-se necessário classificar os municípios por faixa populacional, observando o total de receita pública disponível e a sua composição. É importante verificar a forma como os governos locais financiam suas atividades considerando que “[...] se as decisões de gastos são tomadas por diversos agentes de modo descentralizado e são financiadas por um fundo comum de recursos, tem-se uma tendência a gastos excessivos e déficit” (GIUBERTI, 2005, p. 2). Assim, essa seção analisa a composição das receitas para verificar quais grupos de municípios dependem mais de recursos transferidos e quais são os mais propensos a apresentarem as maiores DTPs.

Dos 853 municípios mineiros considerados no estudo, 474 deles (aproximadamente 60%) possuem população inferior a 10.000 habitantes, o que indica a necessidade de tratá-los de forma diferenciada, principalmente em relação às finanças públicas. Isso se justifica tanto pelo perfil arrecadatório, que segue lógicas diferenciadas relacionadas ao porte populacional, quanto por aspectos econômicos, que podem ser percebidos a partir do Produto Interno Bruto (PIB) municipal e da renda da população. No entanto, nessa análise, foi considerado apenas o aspecto populacional, por ser um fator mais comumente usado em estudos que tratam da questão do gasto com pessoal, como os de Giuberti (2005), Sena e Rogers (2007) e Oliveira et al. (2013). A Tabela 1 apresenta o quantitativo de municípios em cada faixa populacional, bem como a participação de cada faixa no total do estado.

Tabela 1: Quantitativo dos municípios e a participação por faixa populacional, Minas Gerais, 2017

Faixa populacional	N.º de municípios (A)	N.º de habitantes (B)	Participação (%B/total)
I. até 10 mil	474	2.540.067	12,10
II. de 10 a 30 mil	259	4.296.789	20,46
III. de 30 a 50 mil	50	1.891.388	9,01
IV. de 50 a 100 mil	38	2.760.802	13,15
V. de 100 a 300 mil	24	3.640.188	17,34
VI. acima de 300 mil	8	5.868.326	27,95
Total geral	853	20.997.560	100,00

Fonte: IBGE.

A Figura 1 traz a receita total arrecadada pelos municípios mineiros por faixa populacional para os anos pares entre 2000 a 2016 e 2017. Verifica-se a concentração da receita nos municípios com mais de 300 mil habitantes, o que se justifica tanto por concentração populacional nesses centros urbanos, como por questões relacionadas à diversidade da sua base econômica, que propaga seus efeitos sobre as bases tributárias, composta por receitas diretamente arrecadadas pelo ente local, como o Imposto sobre Serviços (ISS), e receitas transferidas, como o Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), cujo principal critério de rateio é o indicador de movimentação financeira-econômica, o Valor Adicionado Fiscal (VAF).

A faixa de 10 a 30 mil habitantes, segunda em concentração populacional, também responde pela segunda posição em termos de concentração da receita, seguida pelos municípios de até 10 mil

habitantes. De modo geral, nota-se uma correspondência entre o quantitativo populacional e a arrecadação de receita, sendo a faixa de 50 a 100 mil habitantes a exceção à regra. Esse grupo arrecada menos que a faixa até 10 mil habitantes, que possui 12,10% da população. Nesse caso, a arrecadação mais expressiva se justifica pelo quantitativo de municípios que se encontram nessa faixa e pelo peso que as transferências constitucionais obrigatórias assumem dentro dos orçamentos, conforme será visto mais adiante (Tabela 2), e mais especificamente as transferências do FPM.

Em uma análise horizontal, verifica-se, ao comparar 2000 e 2017, um crescimento da receita municipal acima de 100% em todos os grupos. Ao avaliar separadamente as faixas, observou-se uma estagnação de receita no ano 2010. A crise econômica iniciada em 2008 foi sentida pelos entes locais em 2010, com redução da arrecadação dos tributos, tanto pela sonegação quanto pela manutenção ou redução da movimentação econômica. Esta redução ocorreu tanto nos tributos diretamente arrecadados pelos municípios, como nos tributos arrecadados pelos níveis mais abrangentes, e partilhados com os entes locais.

Na maioria dos anos, a receita orçamentária total apresentou comportamento semelhante, independentemente da faixa populacional. As taxas de crescimento observadas são diferentes, mas as linhas de tendência são parecidas, com um aumento significativo de mais de 100% de 2000 para 2017, passando de R\$ 24,85 bilhões para R\$ 51,98 bilhões. Nota-se ainda que, em 2014, inicia-se um período de queda na arrecadação, com o conjunto dos municípios retornando a um patamar semelhante ao ano de 2012.

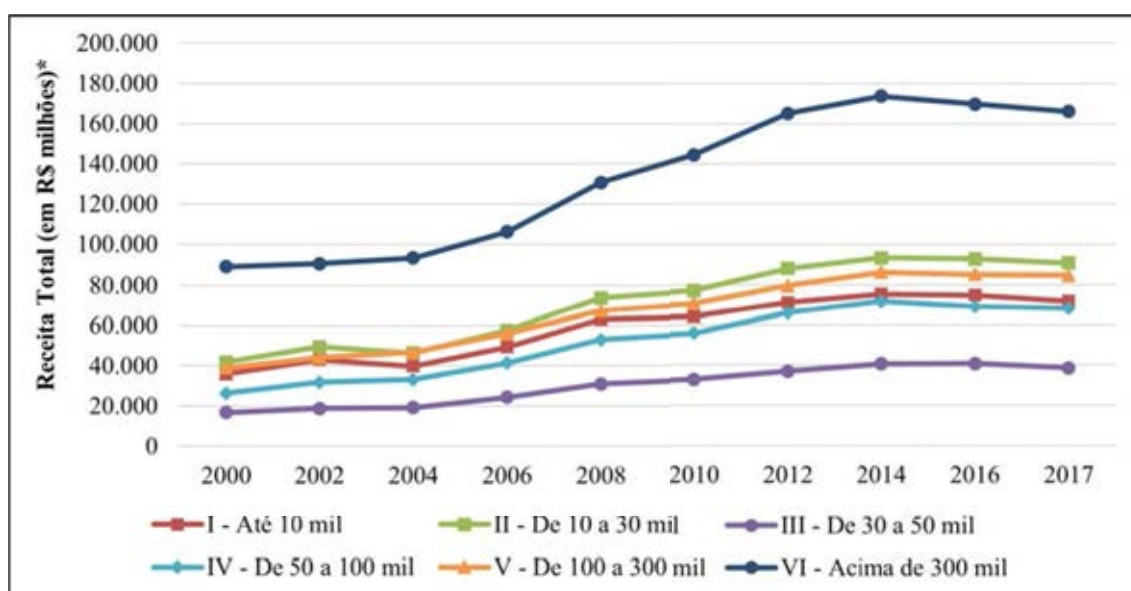


Figura 1: Receita orçamentária agregada em valores reais dos municípios por faixa populacional, Minas Gerais, anos pares de 2000-2016 e 2017

(*) Valores ajustados pelo IPCA

Fonte: Elaboração própria, com base em TCE/MG.

De forma complementar, a Figura 2 mostra, em termos percentuais, a evolução participativa das faixas populacionais no somatório da receita orçamentária municipal no período. A melhoria do desempenho de arrecadação dos grupos de municípios, pressupõe arrecadar de forma mais homogênea. Essa pode ser alcançada, por um lado, quando os municípios passam a exercer efetivamente sua competência tributária, realizando um esforço fiscal, nas palavras de Fenochietto e Pessino (2013), somado ao fato de a população local ter condições de arcar com o pagamento dos tributos municipais, e de outro, pelo recebimento das transferências obrigatórias e captação de recursos via transferências discricionárias.

Nesse sentido, destaca-se o ano de 2008, cuja arrecadação da receita mostrou-se mais homogênea entre os municípios. Nesse ano, os municípios com mais de 300 mil habitantes arrecadaram 31,22% (R\$ 13,07 bilhões) da receita total, enquanto os municípios entre 30 e 50 mil habitantes, arrecadaram próximo de 7,41% (R\$ 3,1 bilhões).

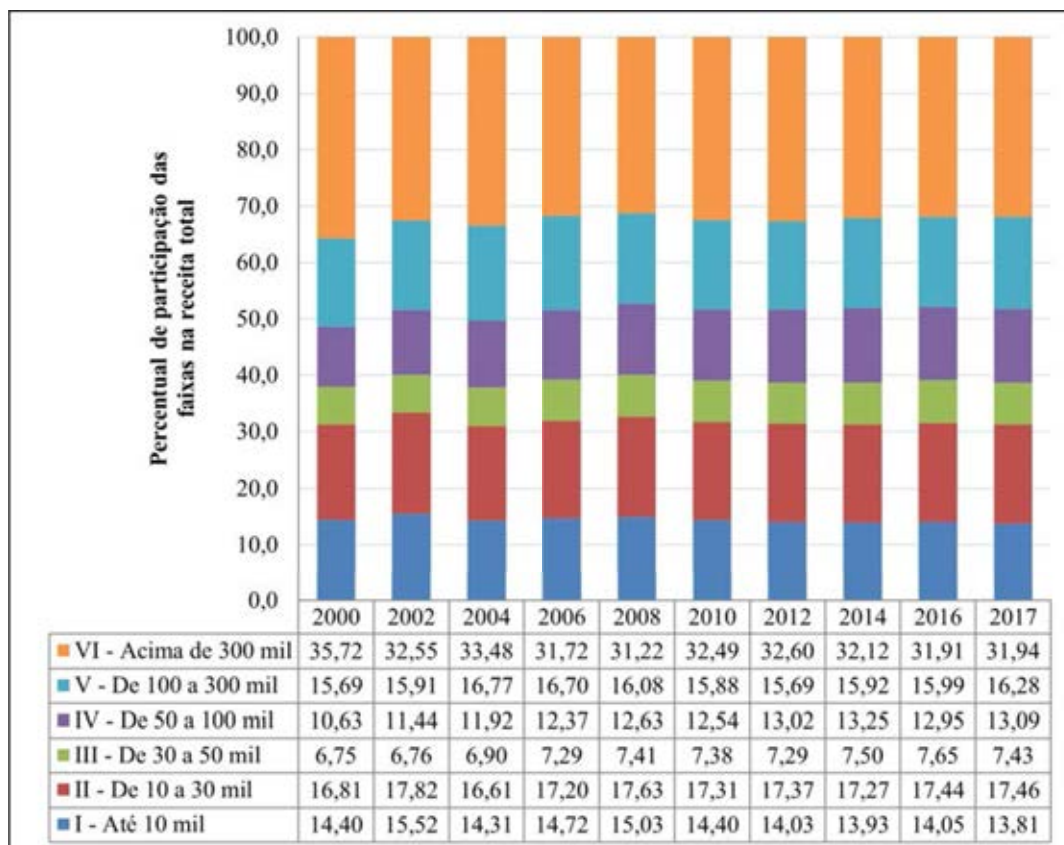


Figura 2: Participação das faixas populacionais no somatório da receita orçamentária municipal, Minas Gerais, anos pares de 2000-2016 e 2017

Fonte: Elaboração própria, com base em TCE/MG.

Para explicar o comportamento das receitas orçamentárias arrecadadas, a Tabela 2 detalha a sua composição para os anos estudados. Esse tipo de análise possibilita identificar os possíveis elementos que contribuíram para esse comportamento, além de permitir verificar o argumento de Giuberti (2005) e Davoodi e Grigorian (2007) no tocante ao aumento dos gastos (principalmente com pessoal) dos municípios mais dependentes de transferências intergovernamentais ou de cobrança de tributos na sua forma indireta.

Para analisar a Tabela 2, é necessário entender que as receitas orçamentárias são divididas em receitas correntes (*Rcorr*) e receitas de capital (*Rcap*). As primeiras são aquelas que o poder público arrecada por meio de impostos, taxas, contribuições, multas, dívida ativa e serviços eventuais prestados. Já as receitas de capital são aquelas que ocorrem eventualmente, como empréstimos (operações de crédito), as alienações de bens e a amortização da dívida. Ambas as receitas apresentam as transferências obrigatórias e discricionárias, que serão classificadas em corrente ou capital conforme o objeto do gasto e/ou a natureza da receita (GIACOMONI, 2012). Essa distinção é importante para demonstrar que a maior fonte de financiamento das despesas públicas são as receitas correntes.

Assim, a Tabela 2 mostra que, em todos os anos, a receita corrente respondeu a mais de 90% do total das receitas. Destaca-se, ainda, o fato de as receitas de capital serem mais expressivas nos pequenos municípios, o que pode ser justificado pelas transferências de capital fruto de emendas parlamentares, convênios e editais federais e estaduais, que visam equipar os entes locais com infraestrutura, como quadras, praças, pontes, etc.

Tabela 2: Percentual das receitas correntes e das receitas de capital em relação ao total das receitas para os municípios por faixa populacional, Minas Gerais, anos pares 2000-2016 e 2017

Faixa populacional	2000		2002		2004		2006		2008	
	<i>Rcap</i>	<i>Rcorr</i>	<i>Rcap</i>	<i>Rcorr</i>	<i>Rcap</i>	<i>Rcorr</i>	<i>Rcap</i>	<i>Rcorr</i>	<i>Rcap</i>	<i>Rcorr</i>
I. até 10 mil	6,65	93,35	5,84	94,16	2,72	97,28	5,42	94,58	5,44	94,56
II. de 10 a 30 mil	5,76	94,24	4,94	95,06	2,27	97,73	4,31	95,69	5,08	94,92
III. de 30 a 50 mil	6,12	93,88	3,60	96,40	2,65	97,35	3,36	96,64	4,35	95,65
IV. de 50 a 100 mil	3,68	96,32	4,69	95,31	4,03	95,97	2,90	97,10	4,94	95,06
V. de 100 a 300 mil	4,51	95,49	5,24	94,76	4,74	95,26	3,85	96,15	6,03	93,97
VI. acima de 300 mil	1,53	98,47	2,01	97,99	3,34	96,66	5,23	94,77	8,47	91,53
Total geral	4,09	95,91	4,06	95,94	3,34	96,66	4,46	95,54	6,28	93,72

Faixa populacional	2010		2012		2014		2016		2017	
	<i>Rcap</i>	<i>Rcorr</i>	<i>Rcap</i>	<i>Rcorr</i>	<i>Rcap</i>	<i>Rcorr</i>	<i>Rcap</i>	<i>Rcorr</i>	<i>Rcap</i>	<i>Rcorr</i>
I. até 10 mil	8,30	91,70	7,12	92,88	6,92	93,08	3,89	96,11	2,13	97,87
II. de 10 a 30 mil	7,75	92,25	6,70	93,30	5,98	94,02	4,07	95,93	2,04	97,96
III. de 30 a 50 mil	6,63	93,37	5,76	94,24	4,54	95,46	2,96	97,04	1,85	98,15
IV. de 50 a 100 mil	4,56	95,44	4,02	95,98	3,54	96,46	2,06	97,94	1,11	98,89
V. de 100 a 300 mil	5,51	94,49	4,38	95,62	4,09	95,91	2,46	97,54	1,73	98,27
VI. acima de 300 mil	4,57	95,43	7,03	92,97	6,17	93,83	5,51	94,49	2,49	97,51
Total geral	5,97	94,03	6,11	93,89	5,46	94,54	3,91	96,09	2,01	97,99

Fonte: TCE/MG.

As tabelas 3, 4 e 5 detalham um pouco mais a composição da receita orçamentária municipal nas principais fontes de recursos cuja natureza é corrente: as receitas tributárias (RT), o Fundo de Participação dos Municípios (FPM) e o Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), sendo que o FPM e o ICMS são as principais transferências governamentais aos municípios.

Verifica-se que, principalmente nas faixas menos populosas (I, II e III), a arrecadação própria dos municípios é muito baixa, o que permite inferir que a base tributária é insuficiente para arcar com todas as políticas públicas assumidas ao longo do processo de descentralização iniciado com a CF/88, somado ao fato de que há um baixo esforço fiscal inerente ao sistema federativo (FENOCHIETTO e PESSINO, 2013), sendo a transferência do FPM a principal fonte de financiamento dos pequenos municípios.

Afonso e Araújo (2001), em estudo anterior, já destacavam que os pequenos municípios, que não possuem uma arrecadação própria expressiva, contam com aportes importantes de transferências, como o FPM. Esta é a principal fonte de financiamento para uma parcela grande de municípios, e sua importância na composição da receita municipal é inversa ao tamanho do município. Constata-se este fato na Tabela 4.

Para os municípios de porte médio (entre 30 e 100 mil habitantes), as transferências do ICMS se mostram tão importantes quanto as do FPM. Embora em alguns casos as cidades desse porte populacional tenham destaque econômico no cenário estadual, elas ainda não possuem uma robustez fiscal capaz de se refletir na arrecadação tributária própria. Contudo, não se pode perder de vista que esta realidade também é resultado do baixo esforço de arrecadação, característico da ilusão fiscal que ocorre em regime federativo descentralizado (SALOMÃO NETO, 2019). Assim, as políticas públicas desempenhadas pelos entes locais são financiadas pelos níveis mais abrangentes de governo, que Cossio (1998) atribui ao custo político de se elevar a cobrança de tributos próprios.

Tabela 3: Percentual das receitas tributárias por faixa populacional em relação à receita corrente dos municípios, Minas Gerais, anos pares de 2000-2016 e 2017 (em R\$ milhão)

Faixa populacional	2000	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014	2016	2017
I. até 10 mil	2,88	3,63	3,46	3,51	3,69	8,13	4,63	4,99	4,33	4,44
II. de 10 a 30 mil	5,19	6,38	6,32	6,48	5,81	7,97	6,83	7,08	6,36	6,56
III. de 30 a 50 mil	8,80	9,15	8,88	9,01	8,69	10,42	10,25	10,92	10,30	10,31
IV. de 50 a 100 mil	12,65	12,93	12,06	11,97	13,09	14,12	14,82	15,86	14,60	15,32
V. de 100 a 300 mil	15,60	15,30	12,55	12,70	12,39	14,07	14,42	15,25	14,46	15,09
VI. acima de 300 mil	26,72	24,96	23,19	23,54	23,48	26,01	26,01	27,62	27,69	28,03

Fonte: TCE/MG.

Tabela 4: Percentual do FPM por faixa populacional em relação à receita corrente dos municípios, Minas Gerais, anos pares de 2000-2016 e 2017 (em R\$ milhão)

Faixa populacional	2000	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014	2016	2017
I. até 10 mil	53,70	54,04	50,72	50,65	51,67	54,59	47,68	46,39	48,42	45,92
II. de 10 a 30 mil	40,97	41,32	38,25	37,91	39,87	40,94	35,79	35,11	36,79	34,65
III. de 30 a 50 mil	32,94	33,94	29,32	29,02	30,23	30,84	27,46	26,06	26,94	26,10
IV. de 50 a 100 mil	22,49	22,68	19,24	19,63	20,26	19,99	17,48	16,75	17,85	17,16
V. de 100 a 300 mil	16,31	15,95	14,51	15,40	17,56	16,26	14,96	14,60	15,03	14,45
VI. acima de 300 mil	5,77	6,07	5,78	6,36	6,82	6,14	5,63	5,52	5,40	5,54

Fonte: TCE/MG.

Tabela 5: Percentual do ICMS por faixa populacional em relação à receita corrente dos municípios, Minas Gerais, anos pares de 2000-2016 e 2017 (em R\$ milhão)

Faixa populacional	2000	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014	2016	2017
I. até 10 mil	19,47	17,50	18,89	18,02	17,43	20,60	17,64	17,65	16,82	18,67
II. de 10 a 30 mil	23,48	21,37	22,14	21,02	19,49	22,65	19,52	19,83	18,03	19,73
III. de 30 a 50 mil	25,40	22,59	22,94	23,65	22,72	23,92	19,98	21,33	19,91	20,53
IV. de 50 a 100 mil	28,07	25,40	27,01	26,47	24,60	26,32	21,54	22,47	20,33	21,09
V. de 100 a 300 mil	28,69	22,65	23,05	22,08	21,40	23,66	19,20	19,13	17,09	18,62
VI. acima de 300 mil	23,85	21,42	22,75	22,25	22,95	23,68	19,81	18,52	15,65	17,84

Fonte: TCE/MG.

Afonso e Araújo (2001) destacaram os inúmeros problemas pelos quais passam os municípios de médio porte, que enfrentam os desafios de oferta de políticas públicas como os grandes municípios, mas não conseguem captar investimentos públicos e privados e, por conseguinte, arrecadar como eles.

É possível avançar muito sobre as bases tributárias atuais, em especial no caso das cidades médias e algumas de grande porte. As causas para este quadro são as mais diversas e vão além do descaso dos prefeitos com a geração de recursos através de medidas pouco populares. Em muitos casos é preciso investimentos em cadastramento, sistemas de controle, fiscalização, treinamento de pessoal (AFONSO e ARAÚJO, 2001, p. 8).

Na década de 1980, o FPM, principal receita dos pequenos municípios, passou por mudanças. O Decreto-Lei n.º 1881 remodelou os seus critérios de distribuição de forma a estabelecer que 86,5% do valor a ser transferido seria destinado para os municípios do interior, 10% para as capitais e 3,6% para a “reserva do FPM”, que tem o intuito de distribuir um valor a mais para os municípios do interior com mais de 156.216 habitantes. Cabe ressaltar que o FPM, desde a sua origem, assume a “lógica de ‘renda mínima fiscal’, distribuindo recursos proporcionalmente à população e privilegiando as localidades menores” (PRADO, 2003, p. 51).

Assim, os municípios de médio porte mostram-se dependentes das duas principais transferências governamentais – ICMS e FPM, sendo que a arrecadação de receitas próprias fica em torno de 10% a 15% da receita corrente nos anos analisados. A transferência do ICMS tem se mostrado mais importante nos orçamentos dos municípios de 50 a 100 mil habitantes, superando em todos os anos as do FPM. Por isso, Santos, Costa e Andrade (2001, p. 299) afirmaram que os “[...] critérios de partilha do FPM não são capazes de direcionar os recursos para os municípios que, frente aos gastos pelos quais são responsáveis, realmente necessitam de complementação financeira às suas receitas próprias.”

Para os municípios na faixa de 100 a 300 mil habitantes, pode-se afirmar que esses possuem uma capacidade relativamente maior de geração de receita própria se comparado aos demais, por serem concentradores de empresas e atividades comerciais. Contudo, eles também demonstram dependência das transferências, em especial do ICMS. Esse grau de dependência variou sensivelmente ao longo dos anos, mas a dependência se mostrou maior em relação ao ICMS.

Para os municípios acima de 300 mil habitantes, o ICMS é a transferência mais importante, uma vez que o FPM responde por menos de 7% da receita corrente. Para estes, tendo em vista a sua melhor capacidade tributária, a RT é a mais expressiva fonte de financiamento de suas atividades.

Para os fins deste trabalho, é importante conceituar o *flypaper effect*. Segundo Diniz, Lima e Martins (2017), o *flypaper* demonstra que as transferências entre os entes governamentais possuem a tendência de permanecer no setor público do ente municipal, receptor dessas transferências. Segundo a teoria positiva do federalismo fiscal, isso pode gerar um desperdício de gastos por parte do governo, uma vez que o recurso repassado não possui nenhuma contrapartida. Assim, pode-se dizer que o aumento dos gastos públicos é financiado mais pelo aumento das transferências do que pela arrecadação própria, e está mais propenso a ocorrer nos pequenos e médios municípios, cuja dependência é maior.

Giuberti (2005) explica que:

Um sistema baseado na arrecadação centralizada de tributos, com posterior redistribuição via transferências do governo central para os governos locais também pode levar a uma tendência de gastos excessivos, pois o governo local pode aumentar seus gastos sem que a contrapartida seja o aumento nos impostos pagos pelos seus contribuintes (GIUBERTI, 2005, p. 10).

Como já ressaltado, Salomão Neto (2019) esclareceu que esta realidade é um tipo de ilusão fiscal, em que as políticas públicas são financiadas pelos níveis mais abrangentes de governo, havendo um baixo estímulo para a arrecadação própria, resultante da cobrança de tributos no governo local.

Na próxima seção será analisada a evolução dos gastos com pessoal. Busca-se verificar se o crescimento dessa despesa foi mais significativo nos grupos de municípios em que ocorre o *flypaper effect*.

5.2 Despesas com pessoal

Segundo a LRF, a DTP, em cada período de apuração, não pode exceder 60% da RCL dos municípios, sendo esse limite distribuído em 54% para o Poder Executivo e 6% para o Poder Legislativo, incluído o Tribunal de Contas, se houver. Esse percentual abrange, na esfera municipal, a Prefeitura, a Câmara, e as eventuais fundações e autarquias.

A Figura 3 apresenta a evolução da despesa com pessoal para o período. Nota-se que houve um crescimento destas em todas as faixas de população dos municípios no período 2000-2017, corroborando com a análise feita por Faroni (2004), que afirma que “a folha de pagamento do setor público apresenta crescimento vegetativo, a cada ano, que independem de políticas de reajustes salariais” (FARONI, 2004, p. 8). Entende-se como crescimento vegetativo uma série de vantagens funcionais decorrentes dos aumentos e incorporações, como promoções e progressões por tempo de

serviço e/ou mérito. Pela análise dos dados, não é possível afirmar se o crescimento da despesa com pessoal é decorrente do crescimento vegetativo, como vantagens concedidas aos servidores públicos pelo tempo de serviço e critérios meritocráticos; ou como resultado de aumentos nos valores pagos, tendo em vista os reajustes salariais promovidos pela repactuação dos termos dos Planos de Cargos, Carreira e Vencimentos; ou ainda decorrentes dos reajustes anuais do salário mínimo, que impactam principalmente o ente municipal de pequeno porte, que possui uma quantidade expressiva de servidores que recebem um salário mínimo de remuneração.

É importante destacar que os municípios com mais de 300 mil habitantes apresentaram o maior crescimento das DTPs no período, mesmo em 2016, quando todos os grupos registraram queda. Os municípios de 10 a 30 mil habitantes aparecem na segunda posição, sendo seguidos dos municípios entre 100 a 300 mil habitantes e dos municípios de até 10 mil habitantes.

É preocupante o patamar de crescimento dessas despesas. Quando se compara as DTPs em 2000 com 2017, todos os grupos apresentaram crescimento acima de 154%. Esse ainda foi o menor crescimento registrado nos municípios com mais de 300 mil habitantes, ou seja, esse grupo, em 2000, gastava R\$ 2,89 bilhões e, em 2017, passaram a gastar com pessoal R\$ 7,36 bilhões.

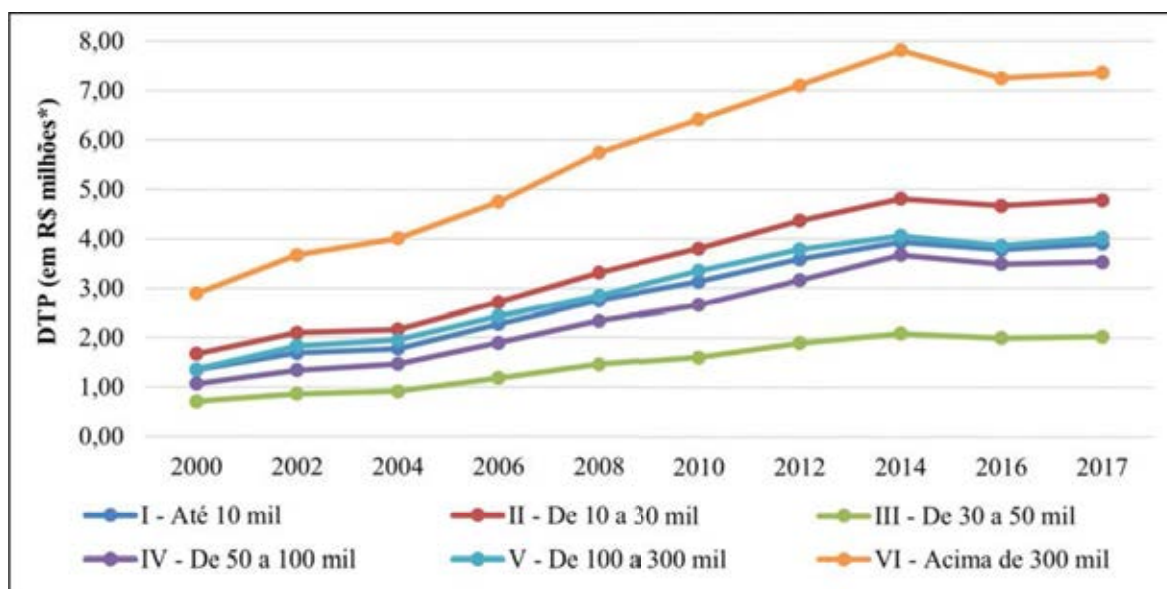


Figura 3: Evolução da DTP dos municípios por faixa populacional, Minas Gerais, 2000 a 2017

(*) Valores ajustados pelo IPCA

Fonte: Elaboração própria, com base em TCE/MG.

Em 2016, conforme já mencionado, houve uma queda nas DTPs em relação a 2014, para todos os grupos de municípios. Isso ocorre em função da crise econômica que impacta negativamente a arrecadação tributária, reduzindo, por consequência, as receitas públicas que financiam esse grupo de despesa. É possível visualizar o comportamento da arrecadação por meio da Figura 1, que mostra a receita total.

No entanto, para avaliar as despesas com pessoal, utiliza-se o conceito da RCL, que é a receita efetivamente disponível. Em 2017, mesmo com a intensificação da crise, os gastos com a folha do funcionalismo voltaram a crescer em todas as faixas. Isso pode ser considerado grave, uma vez que, durante esse período, o critério analisado em Minas Gerais levava em conta a Instrução Normativa n.º 05/2001, que expurga os gastos com inativos e pensionistas. Se os municípios seguissem a metodologia de cálculo definida nos artigos 18 e 19 da LRF, a situação estaria ainda pior.

Pode-se notar que a administração da folha de pessoal é um grande desafio para todos os gestores públicos. Deve existir um comprometimento com o monitoramento e execução dos limites legais estabelecidos na LRF. O desafio fica ainda maior quando tem-se a convicção da importância da administração pública como principal empregadora nos municípios mais humildes, como salientam Santos, Diniz e Corrar (2006).

Para verificar quais são, de fato, os municípios que têm gastado mais com pessoal, eliminando-se o efeito população e quantidade de cidades, pode-se fazer uma análise em relação ao valor gasto com pessoal por habitante. A Figura 4 mostra os resultados obtidos.

Nota-se que, quando são excluídos tais efeitos, os municípios até 10 mil habitantes são os que historicamente alocam mais recursos *per capita* em pessoal e encargos sociais, passando de R\$ 530,66, em 2000, para R\$ 1.533,76, em 2017, o que corrobora o estudo de Santos, Diniz e Corrar (2006) que ressalta a importância dos empregos públicos nos pequenos municípios. O segundo grupo com alocação significativa é composto pelos municípios com mais de 300 mil habitantes, cujo gasto *per capita* passa de R\$ 492,46, em 2000, para R\$ 1.254,04, em 2017.

Vale salientar que, em 2014, houve uma queda na DTP em todos os grupos de municípios, mostrando uma adequação à disponibilidade de receita. Contudo, nota-se que, em 2017, essas despesas voltaram a crescer, embora a receita continuasse em queda.

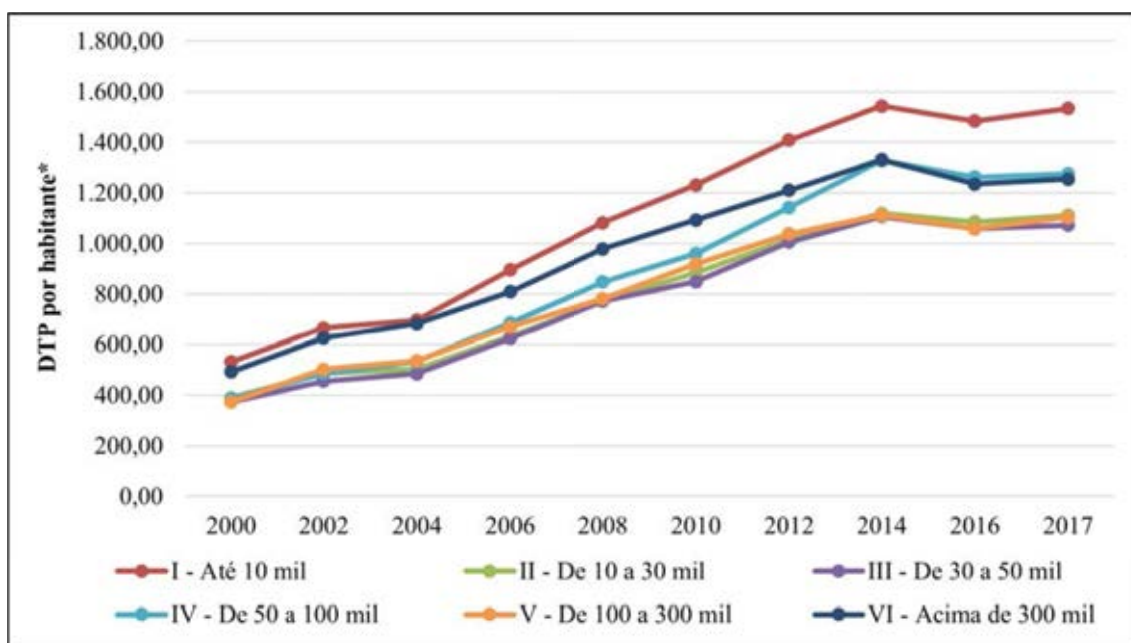


Figura 4: DTP *per capita* dos municípios por faixa populacional, Minas Gerais, 2000 a 2017

(*) Valores ajustados pelo IPCA

Fonte: Elaboração própria, com base em TCE/MG.

Esse comportamento da DTP leva a crer que os gestores públicos enxergam o limite legal de 60% como mínimo e não como teto. Essa realidade se traduz na grande dificuldade em cortar despesas dessa natureza, que pode ser explicada por três principais motivos: (1) estabilidade dos servidores públicos efetivos; (2) pelo caráter social que o emprego público assume em muitas localidades, como salientado anteriormente, e defendido por Santos, Diniz e Corrar (2006); e (3) pela intensificação do processo de descentralização administrativa no Brasil, no qual os entes locais passam a assumir uma série de responsabilidades na provisão de bens e serviços colocados à disposição dos cidadãos no âmbito das várias políticas públicas.

É importante ressaltar o *trade-off* associado à limitação da DTP institucionalizada pela LRF, resultado da grave situação fiscal dos entes governamentais e o forte impacto que essa despesa tem no orçamento público. A limitação dos valores gastos com pessoal ao mesmo tempo em que libera as contas públicas de despesas fixas e crescentes, também tende a reduzir as políticas públicas praticadas pelo ente, comprometendo a assunção de responsabilidades pelas administrações locais. A única forma de reduzir os impactos desse *trade-off* na vida da população é a busca constante, pela administração pública, de formas de melhorar seus processos internos e a gestão dos recursos.

Entretanto, faz-se necessário questionar se mesmo havendo um crescimento dessa ordem nas DTPs, os municípios conseguiram manter-se dentro dos limites estabelecidos na LRF. Nota-se, pela

análise da Tabela 6, que os limites foram observados em todos os grupos ao longo do tempo. Nos últimos anos, no entanto, essa manutenção tornou-se algo mais complicado, com alguns grupos ficando muito próximos do limite prudencial, que corresponde à 90% dos 60% da RCL.

Tabela 6: Percentual da DTP em relação à RCL dos municípios mineiros por faixa populacional, Minas Gerais, anos pares 2000-2016 e 2017

Faixa populacional	2000	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014	2016	2017
I. até 10 mil	37,65	39,22	44,47	46,15	43,69	48,82	50,35	52,09	50,45	54,29
II. de 10 a 30 mil	40,06	42,40	46,75	47,08	44,88	49,30	49,57	51,47	50,25	52,63
III. de 30 a 50 mil	42,03	45,91	47,68	48,36	47,14	48,93	51,50	51,60	49,17	52,53
IV. de 50 a 100 mil	40,42	42,22	44,26	45,71	44,26	47,51	47,85	51,21	50,60	51,75
V. de 100 a 300 mil	34,87	41,39	41,76	43,60	42,24	47,34	47,53	47,06	45,31	47,45
VI. acima de 300 mil	32,55	40,62	43,05	44,69	43,91	44,36	43,03	45,00	42,73	44,32

Fonte: TCE/MG.

Para melhor ilustrar essa realidade, a Figura 5 agrupa os municípios em 2000 e 2017 por faixa da DTP em relação à RCL. Verifica-se que a maior parte dos municípios estavam nas primeiras faixas, com a DTP até 45% da RCL, logo após a publicação da LRF. Em 2017, a situação se inverte, na qual a maioria dos municípios se encontra nas últimas faixas, ou seja, 395 municípios entre o limite prudencial e o limite legal de gasto, e 46 municípios acima deste limite, descumprindo, portanto, as determinações da LRF.

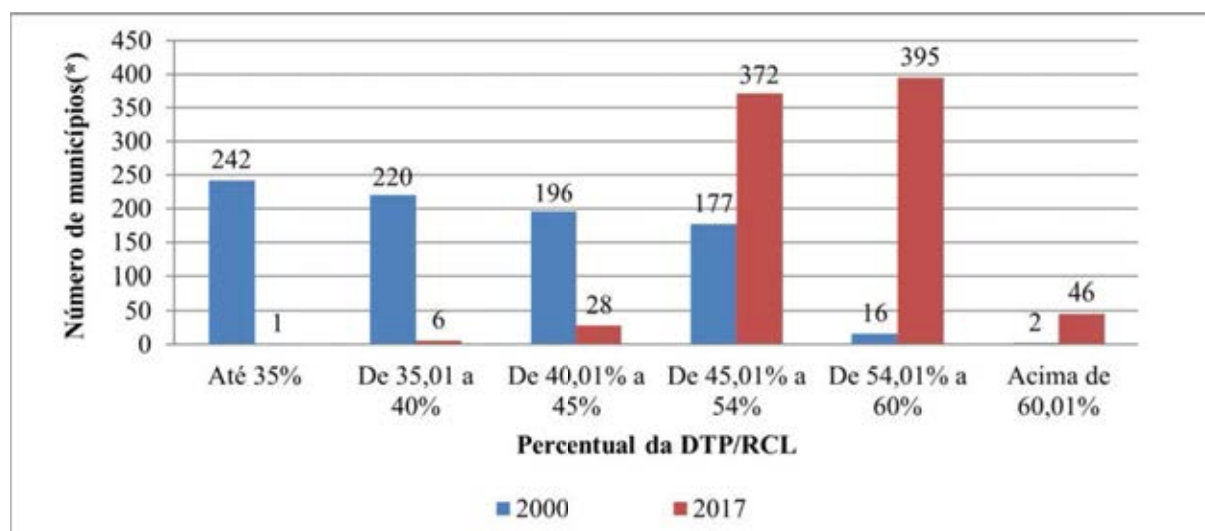


Figura 5: Número de municípios por faixas de percentual da DTP em relação da RCL, Minas Gerais, comparativo 2000 e 2017

(*) Apenas quatro municípios do estado de Minas Gerais não informaram as despesas com pessoal

Fonte: Elaboração própria, com base em TCE/MG.

Após analisar o comportamento da despesa, fez-se necessário comparar a RCL e a DTP para o conjunto dos municípios, para entender o comportamento desses elementos. Assim, a Figura 6 mostra que tanto a DTP quanto a RCL apresentaram um crescimento ao longo dos anos. Nota-se que, até 2006, a RCL e a DTP cresceram na mesma proporção, ou seja, seguindo mesma tendência. A partir de 2006, a RCL se distancia da linha da DTP, o que permite concluir que ela cresceu à uma taxa superior ao crescimento do gasto, mantendo-se assim até 2014, quando ambos iniciam uma trajetória descendente, com uma maior queda na RCL do que na DTP.

Ainda se faz necessário verificar se esse comportamento da RCL ocorreu em todas as faixas populacionais ou se houve comportamentos diferenciados conforme o tamanho dos municípios. Esta questão é respondida pela comparação entre as figuras 1 e 3.

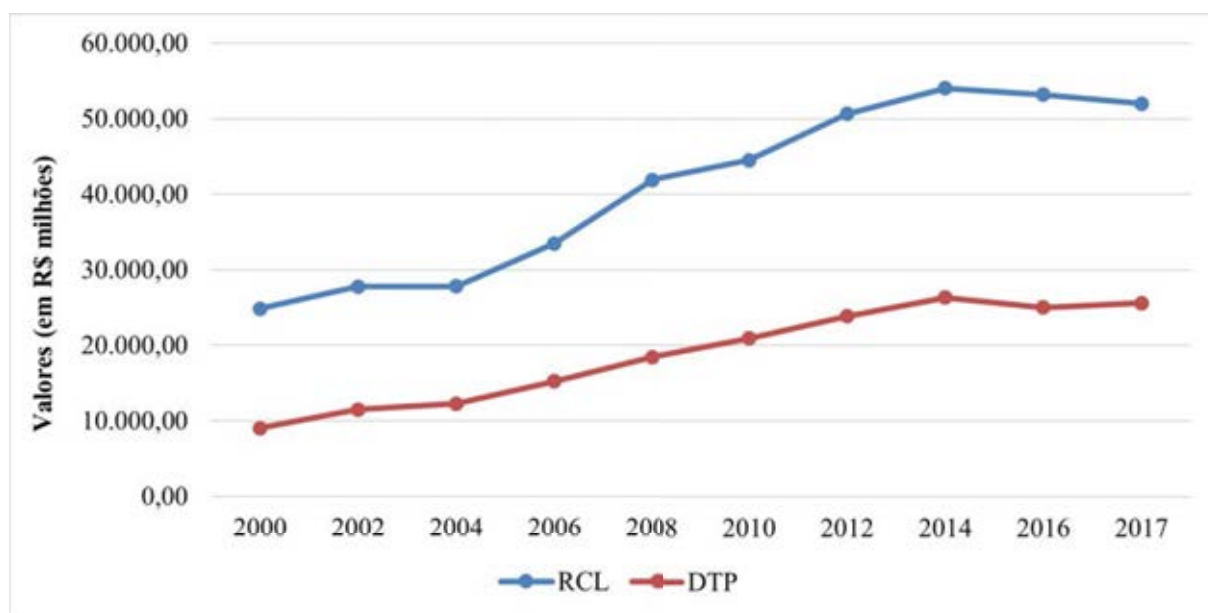


Figura 6: RCL em função da DTP por faixa populacional dos municípios, Minas Gerais, 2000 a 2017
Fonte: Elaboração própria, com base em TCE/MG.

Portanto, pode-se afirmar que existe uma sobreposição das duas variáveis, como não poderia deixar de ser, com a RCL sendo sempre superior a DTP, mas ditando a trajetória dessa. Assim, quando a RCL cresce, a DTP segue esse comportamento, e quando ela recua, o gasto também recua, independentemente do porte populacional.

6. Considerações finais

O objetivo deste artigo foi discutir a evolução das DTPs nos municípios mineiros à luz das limitações trazidas pela LRF. Desde a Constituição Federal de 1967, foram estabelecidos limites para a DTP, tendo em vista o peso dela nas contas públicas. A LRF, portanto, buscou limitar a DTP a um percentual de 60% da RCL. A RCL é a receita disponível e, portanto, financia grande parte da despesa pública. Por isso, a DTP é um dos cinco eixos para o controle das finanças públicas trazidos pela LRF que, ao estabelecê-lo, trouxe também as penalidades em caso de descumpridores dos limites.

Não é possível discutir essa realidade sem tentar entender os fatores que podem ter contribuído para essa trajetória de crescimento expressivo da DTP, como: (1) a estabilidade dos servidores públicos concursados; (2) o processo de descentralização das políticas públicas, que correspondeu à municipalização das várias políticas; (3) a importância dos cargos públicos seja para a economia local, seja como forma de acomodar demandas partidárias para retribuição do apoio político; e (4) o crescimento vegetativo da folha, com a concessão de vantagens legais, ou mesmo o aumento em função de reajustes concedidos a partir de pleitos sindicais, e/ou crescimento do salário mínimo, que impacta principalmente os municípios de menor porte, por possuírem percentuais expressivos de servidores que recebem baseado neste valor. Pode-se verificar que crescimento das DTPs ocorre em função de todos esses fatores, não sendo possível verificar qual(is) dele(s) é (são) o(s) mais determinante(s) do fenômeno.

A forma de estado adotada, o federalismo, pressupõe estruturação eficiente do sistema de competências tributárias, da atribuição equilibrada de encargos entre as esferas governamentais e de um sistema de transferências intergovernamentais eficiente. No caso brasileiro, observa-se um descompasso entre as receitas arrecadadas pelos entes federados e as atribuições e encargos assumidos pós-CF/88. O financiamento das políticas públicas e atividades desenvolvidas pelos governos subnacionais é feito, principalmente, pelas transferências intergovernamentais. Logo, por não serem os cidadãos daquela localidade os responsáveis diretos pelo financiamento dos serviços e bens prestados, eles não se importam tanto, ao menos em teoria, com os eventuais desequilíbrios financeiros, sendo apenas beneficiados pelos aumentos dos gastos públicos locais.

Quando se analisou a evolução da receita orçamentária dos municípios por faixa populacional, notou-se um comportamento semelhante independente do grupo de municípios. Teoricamente, os municípios de menor porte (grupos I e II) possuem arrecadação própria muito baixa, sendo altamente dependentes do FPM. Já para os municípios de médio porte (grupos III e IV) há uma dupla dependência, acrescentando-se o ICMS, uma vez que algumas cidades desse porte ainda não possuem robustez fiscal capaz de refletir em arrecadação própria significativa. Já os de grande porte (grupos V e VI) possuem uma maior dependência em relação ao ICMS, mas a receita própria também é expressiva. Assim, os grandes municípios acabam por interiorizar mais os aumentos dos gastos públicos.

Essa constatação reforça em parte a teoria de que há uma interiorização das decisões de alocação dos gastos pelas autoridades subnacionais, sem a contrapartida de aumento dos tributos, uma vez que são altamente dependentes das transferências governamentais, o que resulta em gastos excessivos e, conseqüentemente, em déficits fiscais. Isso porque nota-se gastos *per capita* mais expressivos no grupo de municípios mais dependente das transferências intergovernamentais (até 10 mil habitantes), fato que foi verificado no caso das DTPs.

O fato é que a limitação da DTP é uma realidade imposta por lei e que deve ser observada pelos governantes, sendo um teto e não um mínimo, como vem sendo tratada, visto que, de 2000 para 2017, todos os municípios mineiros se aproximaram do limite de 60% da RCL. Se mantiver essa trajetória, o orçamento público não será capaz de atender às demais demandas sociais, como oferta de medicamentos, infraestrutura, manutenções das instalações públicas, água, luz, telefone, etc. O *trade-off* gerado a partir da limitação impõe ao governante a obrigação de busca constante por melhores processos internos e gestão dos recursos públicos, de forma a continuar a ofertar bens e serviços públicos, à um menor custo de mão de obra e insumos.

Referências

AFONSO, J. R. R. Uma História da Lei Brasileira de Responsabilidade Fiscal. **Revista Direito Público**, Edição Especial, p. 126-154, 2016.

AFONSO, J. R. R. ARAÚJO E. A. A capacidade de gasto dos municípios brasileiros: arrecadação própria receita disponível. **Cadernos Adenauer**, n. 4, p. 35-53, 2001.

BRASIL. Presidência da República. **Constituição da República Federativa do Brasil de 1967**. Brasília: DOU, 1967.

BRASIL. Presidência da República. **Emenda Constitucional n.º 1, de 17 de outubro de 1969**. Edita o novo texto da Constituição Federal de 24 de janeiro de 1967. Brasília: DOU, 1969.

BRASIL. Presidência da República. **Constituição da República Federativa do Brasil de 1988**. Brasília: DOU, 1988.

BRASIL. Presidência da República. **Lei Complementar n.º 82, de 27 de março de 1995**. Disciplina os limites das despesas com o funcionalismo público, na forma do Art. 169 da Constituição Federal (Lei Camata I). Brasília: DOU, 1995.

BRASIL. Presidência da República. **Lei Complementar n.º 96, de 31 de maio de 1999**. Disciplina os limites das despesas com pessoal, na forma do Art. 169 da Constituição (Lei Camata II). Brasília: DOU, 1999.

BRASIL. Presidência da República. **Lei Complementar n.º 101, de 4 de maio de 2000**. Estabelece normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal e dá outras providências. Brasília: DOU, 2000.

BRASIL. Presidência da República. **Lei Complementar n.º 173, de 27 de maio de 2020**. Estabelece o Programa Federativo de Enfrentamento ao Coronavírus SARS-CoV-2 (Covid-19), altera a Lei Complementar n.º 101, de 4 de maio de 2000, e dá outras providências. Brasília: DOU, 2020.

CAMPAGNONI, M. PLATT NETO, O. A. CRUZ, F. A observância dos limites para despesas com pessoal entre Poderes e órgãos da União no período de 2000 a 2013. **Cadernos da Escola do Legislativo**, v. 16, n. 26, p. 137-171, 2014.

COSSIO, F. A. B. **Disparidades econômicas inter-regionais, capacidade de obtenção de recursos tributários, esforço fiscal e gasto público no federalismo brasileiro**. Dissertação (Mestrado em

- Economia) – Pontifícia Universidade Católica. Rio de Janeiro: PUC, 1998.
- DAVOODI, H. R. GRIGORIAN, D. A. Tax potential vs. tax effort: a cross-country analysis of Armenia's stubbornly low tax collection. **IMF Working Papers**, 07/106, International Monetary Fund. Washington: IMF, 2007.
- DINIZ, J. A. LIMA, R. H. MARTINS, V. G. O efeito Flypaper no financiamento da educação fundamental dos municípios paraibanos. **Administração Pública e Gestão Social**, v. 2, n. 9, p. 95-104, 2017.
- FARONI, W. A influência da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) na tomada de decisão pelos gestores públicos municipais. In: XI Congresso Brasileiro de Custos, Porto Seguro – BA, outubro de 2004. **Anais**. São Leopoldo: ABC, 2004.
- FENOCHIETTO, R. PESSINO, C. Understanding Countries' Tax Effort. **IMF Working Paper**, 13/244, International Monetary Fund. Washington: IMF, 2013.
- GIACOMONI, J. **Orçamento Público**. 16 ed. São Paulo: Editora Atlas, 2012.
- GIUBERTI, A. C. **Lei de Responsabilidade Fiscal: efeitos sobre o gasto com pessoal dos municípios brasileiros**. Monografia premiada com 2º lugar no X Prêmio Tesouro Nacional, 2005. Brasília: ESAF, 2005.
- OATES, W. E. Searching for Leviathan: An Empirical Study. **The American Economic Review**, v. 75, n. 4, p. 748-757, 1985.
- OLIVEIRA, F. P. S. ARAÚJO, R. M. ANEZ, M. E. M. CARDENAS, L. Q. ROCHA, L. A. Análise em painel do comportamento das despesas totais com pessoal dos municípios da Região Metropolitana de Natal. **Revista Uniabeu**, v. 6, n. 12, p. 128-150, 2013.
- PRADO, S. Distribuição intergovernamental de recursos na federação brasileira. In: REZENDE, F. OLIVEIRA, F. A. (org.). **Descentralização e federalismo fiscal no Brasil: desafios da reforma tributária** (p. 41-109). Rio de Janeiro: Fundação Konrad-Adenauer, 2003.
- SALOMÃO NETO B. A. Descentralização Política, Ilusão Fiscal e Captura: uma análise para os municípios da Região Sul. In: 52ª Jornadas Internacionales de Finanzas Públicas, Córdoba, setembro de 2019. **Anales**. Córdoba: Universidad Nacional de Córdoba, 2019.
- SANTOS, A. P. COSTA, L. S. ANDRADE, T. A. Federalismo no Brasil: análise da descentralização financeira da perspectiva das cidades médias. In: ANDRADE, T. A. SERRA, R. V. (org.) **Cidades Médias Brasileiras** (p. 1-393). Rio de Janeiro: IPEA, 2001.
- SANTOS, J. DINIZ, J. A. CORRAR, L. J. Gestão dos gastos de pessoal na administração pública brasileira: avanços após a implementação da Lei de Responsabilidade Fiscal. **Revista Administração em Diálogo**, v. 8, n.1, p. 1-16, 2006. DOI: 10.20946/rad.v8i1.463
- SENA, L. B. ROGERS, P. Análise agregada dos municípios de grande porte quanto a adequação à Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF). In: XIV Congresso Brasileiro de Custos, João Pessoa – PB, dezembro de 2007. **Anais**. São Leopoldo: ABC, 2007.
- TOLEDO JÚNIOR, F. C. **Considerações sobre a Receita Corrente Líquida**. Ministério Público do Estado do Amazonas – Procuradoria Geral de Justiça. 2011. Disponível em: <https://www.mpam.mp.br/attachments/article/2445/Item%2009%20-...pdf>. Acesso em: 17 jun. 2020.
- TRIBUNAL DE CONTAS DO ESTADO DE MINAS GERAIS (TCE/MG). **Fiscalizando com o TCE - Minas Transparente**, 2017. Disponível em: < <http://www.fiscalizandocomtce.tce.mg.gov.br> >. Acesso em: 18 jun. 2020.

Saneamento básico e saúde: um estudo para o estado do Rio de Janeiro*Basic sanitation and health: a study for the state of Rio de Janeiro*Elaine Aparecida Fernandes^aAlexia Lopes da Silva^b**RESUMO**

Diversos são os exemplos de como a estrutura precária de saneamento básico pode afetar negativamente a qualidade de vida da população. Esta estrutura precária favorece a disseminação de doenças infecciosas e parasitárias, elevando o número de óbitos e gastos públicos com saúde. Diante disso, este estudo analisou a inter-relação entre variáveis relacionadas a saneamento, óbitos e gasto com saúde do Sistema Único de Saúde (SUS) para o estado do Rio de Janeiro. Os resultados obtidos por meio da análise de correspondência sugerem que os municípios com condições sanitárias inadequadas possuem alto número de óbitos. Esses municípios também apresentaram, de forma geral, maior gasto com doenças relacionadas à falta de saneamento. Entretanto, é importante enfatizar ineficiências de alguns municípios em relação ao valor gasto pelo SUS com doenças infecciosas e parasitárias. Um município que se destacou foi São Francisco do Itabapoana, que apresentou baixo nível de óbitos com altos gastos.

Palavras-chave: Saneamento básico; Saúde; Fatores socioeconômicos; Domicílios; Rio de Janeiro.

JEL: I14; C49.

ABSTRACT

This paper shows how the precarious structure of basic sanitation can negatively affect the population's quality of life. This structure favors the spread of infectious and parasitic diseases, increasing the number of deaths and public spending on health. Therefore, this study analyzed the interrelationship between variables related to sanitation, deaths and health expenditure in the Unified Health System (SUS) for the state of Rio de Janeiro. The results obtained through correspondence analysis showed that municipalities with inadequate sanitary conditions have a high number of deaths. These municipalities also showed, in general, higher expenses with diseases related to lack of sanitation. However, it is important to emphasize the inefficiencies of some municipalities in relation to the amount spent by the SUS on infectious and parasitic diseases. A municipality that stood out was São Francisco do Itabapoana, which had a low level of deaths with high expenses.

Keywords: Sanitation; Health; Socioeconomic factors; Households; Rio de Janeiro.

Submetido em: 31 de agosto de 2021.

Aceito em: 07 de outubro de 2021.

^aProfessora do Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: eafernandes@ufv.br.

^bBacharela em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: alexia.silva@ufv.br.

1. Introdução

A importância da relação entre condições relacionadas ao meio ambiente e saúde humana vem crescendo ao longo da história. Entretanto, até o século XIX, os progressos nos estudos concretos desta relação foram restritos. O avanço só se deu com a Reforma Sanitária na Inglaterra, que teve início em 1832, em que as ações sobre o meio ambiente foram incorporadas como parte de políticas de saúde. Essa reforma tornava obrigatórias medidas como o fornecimento de água pura e a disposição adequada de lixo e de esgotos. A ideia por trás dessas exigências era a de que doenças causavam pobreza e que isso poderia gerar ônus à sociedade como um todo (JONES e MOON, 1987).

A partir dos séculos XIX e XX, as pesquisas sobre a relação saúde e meio ambiente ganharam impulso e admitiu-se que os impactos ambientais das ações humanas, como contaminação, poluição, mudanças climáticas, mudanças na cobertura vegetal entre outras, podem repercutir na qualidade da água, do solo, do ar, enfim, na saúde (JONES e MOON, 1987). E, como mostra o trabalho seminal de Arrow (1963), o bem-estar está intimamente ligado à qualidade de cuidados médicos.

No Brasil, a inter-relação entre problemas ambientais, principalmente aqueles ligados a condições inadequadas de saneamento, e saúde adquiriu importância principalmente a partir da década de 1970. A criação da Secretaria Especial do Meio Ambiente (SEMA), a incorporação do saneamento básico como um direito garantido pela Constituição Federal de 1988 e a criação da Secretaria de Vigilância em Saúde (SVS) são ações que podem ser citadas como exemplos. Entretanto, apesar do reconhecimento do problema, diversos são os exemplos de como o meio ambiente, em especial, a falta de estrutura sanitária, ainda constituem um agente disseminador de endemias. Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2018), em 2017, 34,7% do total de municípios brasileiros registraram epidemias ou endemias relacionadas a problemas com saneamento básico.

Tragédias e desastres naturais sazonais, como enchentes e queimadas, e as endemias de doenças de veiculação hídrica, com conseqüente contaminação da água consumida, propiciam maior veiculação de doenças e levam vários indivíduos, com destaque para crianças abaixo de cinco anos, a procurarem o Sistema Único de Saúde (SUS), gerando gastos para o setor público. Para exemplificar a gravidade do problema, segundo a Organização Mundial de Saúde – OMS (WHO, 2017), 361 mil crianças com idade inferior a cinco anos morrem anualmente devido a diarreia. Ainda segundo esse órgão, 88% das mortes provocadas por diarreia em todo o planeta se devem às condições inadequadas de saneamento. Diante desse cenário, analisar variáveis que remetem ao saneamento, óbitos por doenças infecciosas e parasitárias e gasto com saúde é de fundamental importância, não apenas do ponto de vista científico, mas do ponto de vista prático. Como saneamento e óbitos estão relacionados? E como estas variáveis se relacionam com gasto? Os governantes necessitam deste tipo de informação para confeccionarem políticas públicas que auxiliem na resolução do problema.

A escolha do estado do Rio de Janeiro para a presente análise não foi aleatória. A falta de saneamento básico é um dos principais problemas deste estado. Em um estudo sobre a qualidade dos serviços fornecidos de água e esgoto para as 100 maiores cidades brasileiras, verificou-se que cinco municípios fluminenses ficaram entre as últimas posições (INSTITUTO TRATA BRASIL, 2019). Segundo o Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS, 2019), 35% do esgoto gerado na capital do estado não recebe o devido tratamento. Este cenário é agravado pela presença de favelas, disposição inadequada de resíduos sólidos e de situação precária das regiões periféricas, que contrastam com um dos maiores centros urbanos do país, transformando este estado em um interessante objeto de estudo.

No que se refere à literatura empírica, Barreto et al. (2007), Teixeira et al. (2014), Oliveira e Trindade (2016), Siqueira et al. (2016; 2017), Pimentel et al. (2020), entre outros, avaliaram a ligação entre gastos com saúde e qualidade sanitária. Estes trabalhos sugerem que quanto mais os agentes governamentais investem em infraestrutura sanitária, menos terão que gastar com a saúde da população. Esse cenário é confirmado pela OMS (WHO, 2017), ao afirmar que para cada real investido em saneamento básico, o governo economiza nove reais em saúde.

Conforme observado, do ponto de vista científico, existem vários trabalhos que tratam do tema. Apesar disso, não foi encontrado trabalho que enfatizasse e utilizasse a análise de correspondência para avaliar a relação entre óbitos, deficiências de saneamento básico e gasto com saúde. Isso sinaliza que a presente análise possa ser inovadora. Além disso, estudar este tipo de problema ainda é extremamente importante, pois pode-se perceber que os avanços com ações efetivas que contribuam para solucionar as dificuldades são ainda incipientes.

Neste contexto, o presente artigo teve como objetivo geral analisar a inter-relação entre variáveis relacionadas a saneamento (disposição de resíduos sólidos e instalações sanitárias), óbitos e gasto com saúde dos municípios do estado do Rio de Janeiro. Especificamente, pretendeu-se verificar quais municípios possuem maiores e/ou menores problemas relacionados à falta de saneamento básico e o efeito disso no número de óbitos¹ e gasto público com saúde. Espera-se que condições inadequadas de saneamento eleve o número de óbitos e aumente os gastos públicos com saúde.

Este artigo está dividido em quatro partes além desta introdução. A seguinte apresenta alguns trabalhos seminais e empíricos sobre Economia da Saúde; a terceira parte ilustra a metodologia utilizada, juntamente com a base de dados deste artigo; na sequência foram apresentados e discutidos os resultados. Por fim, têm-se as principais conclusões.

2. Aspectos teóricos e empíricos da Economia da Saúde

É consenso na literatura especializada que a Economia da Saúde se inicia com o trabalho de Arrow (1963). Arrow escreveu sobre as incertezas e bem-estar na assistência médica, introduzindo conceitos com ênfase em questões relacionadas a ciências econômicas como, por exemplo, financiamentos, seguros médicos, risco moral, assimetria de informação, entre outros. Para Arrow (1963), os serviços médicos não fazem parte de um mercado competitivo e, portanto, as normas que regem a economia do bem-estar não podem ser aplicadas a este tipo de serviço. Nesse sentido, um dos princípios mais famosos da economia, o ótimo de Pareto, não é aplicável nessas circunstâncias.

Ainda segundo Arrow (1963), o supracitado ocorre porque, diante da assimetria de informação, pacientes e médicos (consumidores e vendedores de serviços de saúde) possuem relação desigual no que se refere ao nível de conhecimento. Os médicos detêm o conhecimento sobre todo o processo, incluindo diagnósticos e tratamentos, e o paciente não tem certeza sobre nenhum aspecto da sua decisão de se tratar. Além disso, existem muitas barreiras à entrada no setor, dada a complexidade e o nível de gastos necessários para a formação de um profissional da saúde.

Como a Economia da Saúde utiliza os conceitos da economia, a definição de Samuelson (1976), em que as expressões recursos escassos, distribuição, escolhas, custos e benefícios foram utilizadas para a economia em geral, também podem ser usadas diretamente para analisar a Economia da Saúde. Assim, os bens e serviços relacionados à saúde devem ser distribuídos, observando custos e benefícios, de acordo com as características da população. Desse modo, segundo Culyer (1989), a maioria dos conceitos utilizados na economia também pode ser usado na Economia da Saúde. Mais especificamente, segundo Nero (1995), a Economia da Saúde trata de temas relacionados ao sistema de produção, eficiência, distribuição, medição de impacto, confecção de indicadores, emprego, salários, custos, benefícios, entre outros na área de saúde. De forma geral, ela se preocupa com a eficiência, com o papel dos serviços de saúde no contexto econômico.

Quando se fala em eficiência, têm-se conceitos como eficiência técnica e distributiva. De um lado, a eficiência técnica mostra a combinação ótima de insumos e produtos e, de outro, a distributiva se relaciona com ganhos de bem-estar social, maximização dos resultados de diversas combinações. Além destas, Culyer (1989) falou da eficiência custo-efetividade, que mostra a relação entre custo mínimo e produto. Entre essas eficiências, a distributiva ganha destaque no trabalho de Grossman (2017). Segundo o autor, as ideias de equidade podem estar relacionadas tanto com a agregação de ganhos, por meio de funções de bem-estar social, não importando a verificação da distribuição destes

¹ No presente estudo, o número de óbitos se refere a doenças relativas ao Capítulo 1 - CID-10, classificação ainda utilizada pelo DATASUS. Entretanto, a OMS lançou, em 2019, a CID-11 que está prevista para entrar em vigor em 2022. Para mais detalhes, consultar <https://icd.who.int/browse11/l-m/en>.

ganhos entre os indivíduos, quanto pelo fato de não se poder medir ganho social em saúde sem levar em consideração a distribuição dos mesmos. A constatação é que, nesse caso, uma função de utilidade tradicional para um indivíduo representativo não mede saúde. Nesse sentido, Stoddart (1991) mostrou que devem ser acrescentadas variáveis que refletem características das pessoas e das relações sociais existentes à função de utilidade tradicional.

Neste contexto, as pesquisas da área utilizam vários indicadores nos seus trabalhos. Estes indicadores refletem desde padrões epidemiológicos (taxa de mortalidade) e geográficos (discriminação da população segundo sexo, faixa etária etc.), quanto socioeconômico (grau de alfabetização, desemprego, porcentagem de habitações ligadas à rede de saneamento básico etc.).

O trabalho de Castro, Travassos e Carvalho (2005), por exemplo, analisou o uso de serviços hospitalares no Brasil, incorporando informações sobre a oferta de serviços de saúde. Ao utilizar dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), os autores mostraram que a demanda desse tipo de serviço é induzida pela oferta dos leitos hospitalares.

Jappelli, Pistaferri e Weber (2007) estudaram a relação entre qualidade da saúde, desigualdade econômica e poupança para a Itália. O estudo mostrou que em regiões de baixa qualidade de saúde existe maior dispersão de renda e as pessoas poupam mais por precaução.

Gondim (2008), por meio da análise envoltória de dados (DEA), avaliou a eficiência técnica relativa de 14 hospitais da rede pública do estado do Ceará e da prefeitura de Fortaleza para 2006. O estudo mostrou que os hospitais da rede municipal (possuem porte médio) atingiram, em maior número, a fronteira de produção. De forma contrária, os hospitais da rede estadual foram menos eficientes. Isso ocorre por serem de grande porte, atenderem serviços de maior complexidade e, conseqüentemente, serem mais pressionados por serviços de saúde mais graves. Da mesma forma, Machado Junior, Irffi e Benegas (2011) avaliaram a eficiência técnica, por meio da análise envoltória de dados, dos gastos municipais em educação, saúde e assistência social para os municípios do Ceará. O estudo conclui que os municípios cearenses são ineficientes em termos de gastos públicos, inclusive quando se analisa os gastos com saúde.

No que se refere especificamente ao saneamento básico, o trabalho de Barreto et al. (2007) avaliou aspectos epidemiológicos do programa de saneamento básico aplicada na cidade de Salvador, em 1997. A variável escolhida foi morbidade por diarreia em crianças com menos de três anos de idade. Os resultados sinalizam que a medida foi eficaz, pois reduziu em 21% a incidência desse tipo morbidade.

Teixeira et al. (2014) mostraram que, em termos médios, os óbitos que resultaram de doenças relacionadas a condições inadequadas de saneamento corresponderam a cerca de 1,31% do total. Em adição, observou-se que ocorreram, em média, 758.750 internações hospitalares anuais devido a deficiências do saneamento básico. Isto correspondeu a uma despesa total do SUS de R\$ 2.111.567.634,61 no período.

Oliveira e Trindade (2016) analisaram o padrão de gastos em saúde e saneamento existente no estado do Pará e em suas regiões de integração, associando os aspectos fiscais à melhoria na qualidade de vida. O trabalho aponta que ocorreu evolução dos investimentos na área da saúde e saneamento básico, mas o estado continua com um padrão insuficiente e incipiente de gasto nos setores analisados.

Ferreira et al. (2016) avaliaram a relação entre os impactos da saúde da população e custos gerados pela ineficiência do serviço de saneamento ambiental no Brasil. Eles mostraram que a ineficiência destes serviços implica no aumento dos gastos com a saúde pública para tratar os sintomas das doenças de veiculação hídrica. Destacam-se para a elaboração desse estudo duas etapas: 1) análise do número de casos, por região geográfica, de dez dentre as principais doenças de veiculação hídrica no período de 2001 a 2010; e 2) comparação entre o número de casos das mesmas doenças com as informações de gastos/investimentos em saúde e saneamento e crescimento populacional no mesmo período. Pode-se verificar que o número de casos ao longo dos anos não sofreu retrocesso significativo, como seria de se esperar. Isso pode ser justificado pela falta de investimentos adequados em saneamento, gerando, portanto, uma má prestação dos serviços de coleta e tratamento de esgoto sanitário, de gestão de resíduos sólidos urbanos, de manejo de águas pluviais urbanas e de abastecimento público de água. A ineficiência destes serviços implica diretamente no aumento dos

gastos com a saúde pública para tratar os sintomas das doenças de veiculação hídrica, gerando um modelo de gestão insatisfatório. Assim, o estudo afirma a importância do saneamento, como forma preventiva e eficaz, na melhoria dos índices de saúde pública no Brasil.

Siqueira et al. (2016) mostraram a importância dos serviços de saneamento básico para a promoção da saúde pública e desenvolvimento socioeconômico. Neste sentido, o objetivo principal do estudo foi analisar as correlações existentes entre eficiência na alocação de recursos públicos em saneamento básico e saúde, educação, renda e taxa de urbanização nos municípios mineiros. O estudo concluiu que existe baixa eficiência na alocação de recursos em saneamento básico para a maioria dos municípios analisados, com destaque para o serviço de esgotamento sanitário.

Siqueira et al. (2017) analisaram a ocorrência, as características e os gastos com internações por doenças relacionadas ao saneamento ambiental inadequado financiadas pelo SUS para a Região Metropolitana de Porto Alegre. O trabalho mostrou que as doenças de transmissão feco-oral são as principais causas de óbito, principalmente de crianças de um a quatro anos. Outra informação importante é que em 2% das internações necessitou-se de Unidade de Terapia Intensiva (UTI), com gasto de R\$ 6,1 milhões.

Akingba, Kaliappan e Hamzah (2018) avaliaram a relação entre o gasto com saúde *per capita* e PIB *per capita* para Singapura. Os resultados mostraram que não existe relação entre estas duas variáveis quando considera-se quatro defasagens. Rana, Alam e Gow (2019) também avaliaram gasto com saúde e PIB. Fizeram isso para 161 países divididos em diferentes níveis de renda. Os autores encontraram relação de causalidade entre as variáveis selecionadas.

Em um estudo sobre as principais causas do envelhecimento, Boz e Ozsari (2020) encontraram evidência de relação entre esta variável e gasto com saúde para a Turquia. Os autores concluíram que as mudanças demográficas, a partir da segunda metade do século passado, levaram ao envelhecimento da população, e isso pode ser considerado um importante problema econômico e social, já que possui relação direta com aumentos dos gastos com saúde.

O saneamento básico gera efeitos importantes e diretos na saúde. Segundo Pimentel et al. (2020), a sua falta ou precariedade dissemina doenças e sobrecarrega o sistema de saúde. Os autores analisaram, para o estado da Bahia, o número de internações hospitalares por doenças relacionadas ao saneamento inadequado e caracterizaram o perfil epidemiológico dos indivíduos internados. Em adição, verificaram a existência de correlação entre a incidência de doenças relacionadas ao saneamento inadequado e as condições de saneamento básico da região. Os resultados mostraram que as doenças de transmissão fecal-oral se destacaram, assim como as crianças foram as que mais sofreram. Observou-se também que ao decorrer dos anos a proporção de internações diminuiu paralelamente ao aumento da taxa de fornecimento de água e esgotamento sanitário.

De forma geral, especificamente para o caso brasileiro, observa-se várias distorções em relação aos serviços de saúde. A desigualdade na distribuição geográfica, internações desnecessárias, exagero no uso de medicamentos, exames desnecessários, entre outros, fazem aumentar os custos dos serviços e a desigualdade envolvida no processo. Os habitantes das periferias das grandes cidades e a população de áreas remotas são os que mais sofrem com esta desigualdade. Esses fatos reforçam a importância de estudos na área.

3. Metodologia

3.1 Análise de Correspondência

A análise de correspondência é uma técnica de análise multivariada, adequada para dados categóricos. Essa técnica permite analisar, inclusive graficamente, as relações existentes entre as variáveis selecionadas por meio da redução de dimensionalidade do conjunto de observações. O único requisito para a análise de correspondência é uma tabela de contingência de entradas não-negativas (neste estudo, frequências derivadas de referências cruzadas de variáveis relacionadas aos domicílios

como: óbitos por doenças infecciosas e parasitárias, segundo Capítulo 1 CID-10²; instalações sanitárias; disposição inadequada do lixo; e valor gasto pelo SUS por município).

Tal técnica se baseia em uma decomposição de valor singular de uma matriz de distâncias quadrado. A partir desta decomposição, têm-se valores e vetores próprios aplicados às matrizes de distância de linha e coluna. Estes, por sua vez, produzem as distâncias entre pontos para o mapeamento. O algoritmo deriva as distâncias entre os pontos e entre as categorias de linha e coluna, de maneira que as inter-relações entre elas sejam maximizadas. Assim, a partir de tabelas e gráficos produzidos, pode-se avaliar se as variáveis de interesse se afastam do pressuposto de independência, sugerindo possíveis associações, e ainda perceber como se dá esta associação.

Na análise de correspondência, o pesquisador pode optar por utilizar uma análise simples ou bivariada (Anacor) ou múltipla (ACM). Para o primeiro caso, considera-se duas variáveis apenas. Esta técnica avalia a intensidade de associação a partir de uma tabela cruzada de dados, conhecida por tabela de contingência. Nesta tabela foram dispostas, em cada célula, as frequências absolutas e observadas para cada par de categorias das duas variáveis. Já a análise múltipla é uma técnica multivariada que possibilita a investigação da existência de associação entre mais de duas variáveis categóricas. A ACM é uma extensão natural da Anacor.

No que se refere ao número máximo de dimensões para uma solução de análise de correspondência simples, este deve ser igual ao menor número de linhas menos um ou o número de colunas menos um. Neste estudo, para a análise de correspondência simples ou bivariada (utilizada para analisar a intensidade de associação entre óbitos por doenças infecciosas e parasitárias e valor gasto pelo SUS por município e Capítulo 1 CID-10), o número máximo de dimensões foi 2. Para determinar a dimensionalidade da solução, os valores próprios e a proporção acumulada de variância explicada pelas dimensões foram examinados.

Para a análise de correspondência múltipla (utilizado para analisar a intensidade de associação entre óbitos e disposição inadequada do lixo; e óbitos e instalações sanitárias e suas categorias), de acordo com Greenacre (2016), o mapa perceptual deve ser construído com as coordenadas das dimensões que apresentarem valores de inércia principal parcial superiores à média da inércia principal total por dimensão. A inércia principal total descreve o nível de associação entre duas variáveis categóricas e pode ser expressa segundo a equação 01.

$$I_{total} = \frac{\chi^2}{N} \quad (01)$$

em que a estatística χ^2 é o somatório entre o resíduo ao quadrado e a frequência esperada; e N é o tamanho da amostra.

O presente estudo omitiu as equações e tabelas representativas da análise de correspondência bivariada e múltipla por estes métodos serem bem difundidos na literatura especializada. Entretanto, seu conteúdo pode ser consultado em vários livros. Para maiores informações, ver Härdle e Hlávka (2015) e Fávero e Belfiore (2017).

3.2 Fonte e tratamento dos dados

Todas as séries utilizadas no presente estudo foram retiradas do DATASUS, que é o Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde do Brasil. As informações se referem aos 92 municípios do estado do Rio de Janeiro. Para disposição de resíduos sólidos (lixo) e instalação sanitária, o ano utilizado foi 2010 (ano mais recente disponível na base de dados). Para óbitos, o período utilizado foi uma compilação dos dados de 2008 a 2019. A escolha deste período deu-se com o objetivo de captar, do ponto de vista estatístico, os efeitos reais das condições sanitárias no número de mortes causadas por doenças infecciosas e parasitárias. A variável gasto com saúde se refere ao valor médio das internações por município e Capítulo CID-10 no período 2008-2019.

² CID 10: Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde - Décima Revisão / Capítulo 1: relaciona algumas doenças infecciosas e parasitárias.

Este trabalho analisa quatro indicadores que foram escolhidos por terem conexão com a qualidade ambiental, com enfoque em questões relacionadas ao saneamento, e saúde. Em adição, os dados foram classificados levando-se em consideração a densidade demográfica de cada localidade.

A variável óbitos, por exemplo, foi formada por quatro categorias. A primeira delas se refere ao número de municípios que tiveram “até 100” domicílios com óbitos (em geral, são municípios com menor densidade demográfica). Esta categoria recebeu valor igual a 1. O valor 2 foi atribuído aos municípios que tiverem “entre 101 e 500” domicílios; o valor 3 para municípios que tiverem “entre 500 e 3.000” domicílios; e atribuiu-se valor 4 para municípios que excederam 3.000 domicílios com óbitos (municípios mais populosos).

A variável instalação sanitária foi subdividida em três outras: vala; rio, lago e mar; e não tem instalação sanitária. Esta subdivisão foi feita para refletir condições inadequadas de saneamento dos municípios selecionados.

As categorias de instalações sanitárias (vala) foram construídas da seguinte maneira: o valor 1 foi atribuído aos municípios que tiveram “até 400” domicílios que jogam esgoto em valas; valor 2, “entre 400 e 1.500” domicílios; e valor 3, “mais de 1.500” domicílios.

Para rio, lago e mar, as categorias construídas foram: valor 1 para municípios que tiveram “até 400” domicílios que jogam esgoto em rios, lagos e mares; valor 2, “entre 400 e 1.500”; e valor 3 “acima de 1.500”.

No que se refere à variável não ter instalação sanitária, foram construídas três categorias: municípios “até 100” domicílios que não possuem instalação sanitária receberam valor 1; entre 100 e 200, valor 2; e “mais de 200”, valor 3.

Para a variável lixo domiciliar, também se optou por dividi-la em outras três: lixo queimado; jogado em terreno baldio; e jogado em rio, lago e mar. A sua criação teve a mesma finalidade da variável instalação sanitária, refletir condições inadequadas de disposição do lixo.

O lixo queimado foi dividido em três categorias: valor 1 para municípios que tiveram “até 1.425” domicílios que informaram queimar o lixo; valor 2, “entre 1.426 e 2.825”; e valor 3, “mais de 2.825”.

A variável lixo jogado em terreno baldio foi dividida em quatro categorias: valor 1 para municípios que tiveram “até 20” domicílios que jogam o lixo em terreno baldio; valor 2, “entre 21 e 100”; valor 3, “entre 101 e 1.000”; e valor 4, “mais que 1.000”.

Para o lixo jogado em rios, lagos e mar, foram construídas três categorias: valor 1 para municípios que tiveram “até 10” domicílios que informaram que jogam lixo em rios, lagos e mar; valor 2, “entre 11 e 100”; valor 3; “mais de 100”.

Por fim, tem-se a última variável utilizada na análise: valor gasto pelo SUS por município e Capítulo 1 – CID 10 (doenças infecciosas e parasitárias). Esta variável foi dividida em quatro categorias: “entre R\$700,00 e R\$15.000,00”, valor 1; “entre R\$15.001,00 e R\$50.000,00,” valor 2; “entre R\$50.001,00 e R\$ 1 milhão”, valor 3; e “mais de R\$ 1 milhão”, valor 4.

É importante salientar que os intervalos utilizados para a análise foram baseados no histograma de cada variável. Além disso, as categorias foram construídas obedecendo ordem crescente de efeito negativo. Exemplo: para óbitos, o valor 1 significa menor quantidade de óbitos por domicílio/município e valor 4, maior quantidade.

4. Resultados e discussão

A seguir, os resultados encontrados para indicadores selecionados foram discutidos na seguinte ordem: a) relação entre óbitos e instalações sanitárias inadequadas; b) relação entre óbitos e disposição inadequada do lixo; e c) relação entre óbitos e gasto público com saúde.

4.1 Relação entre óbitos e instalações sanitárias inadequadas

Conforme exposto na metodologia, a variável instalação sanitária foi composta por outras três. Em consequência, foi estimada uma análise de correspondência múltipla entre óbitos e instalação sanitária, composta por três valores de qui-quadrado. Estes valores foram iguais a 54,42 (vala), 45,94 (rio, lago, mar) e 84,42 (sem instalação), todos significativos a 1% de probabilidade. Como os valores dos qui-quadrados foram significativos, os dados se adequam a esse tipo de análise. A Tabela 1 ilustra os resultados encontrados.

Tabela 1: Contingência com frequências absolutas observadas e teste qui-quadrado para verificação de associação entre óbitos e instalações sanitárias

Óbitos	Vala			Rio, lago, mar			Sem instalação		
	1	2	3	1	2	3	1	2	3
Até 100 DO	21	7	2	18	10	4	22	0	0
Entre 101 e 500 DO	10	5	19	16	16	0	19	2	0
Entre 501 e 3 mil DO	1	4	18	4	4	15	17	5	1
Mais que 3 mil DO	0	0	5	0	0	5	0	0	5
Qui-quadrado	54,42***			45,94***			84,42***		

Nota: *** significativo a 1%; DO – domicílios. Os números 1, 2 e 3 para as categorias vala; rio, lago, mar; e sem instalação podem ser interpretadas como valores que obedecem a ordem crescente de efeito negativo

Fonte: Resultados da pesquisa.

A Tabela 1 também mostra as frequências absolutas para cada categoria analisada. Observe que municípios que possuem relativamente poucos óbitos (“até 100 DO”) estão relacionados com municípios que utilizam poucas instalações sanitárias inadequadas. Os valores que mostram este comportamento foram: 21 municípios para a categoria vala; 18 para rio, lago e mar; e 22 para sem instalação. Da mesma forma, municípios que apresentam muitos óbitos estão mais relacionados com aqueles que utilizam com frequência instalações sanitárias inadequadas (23 para vala; 20 para rio, lago e mar). Para a categoria sem instalação sanitária, os valores não seguiram o mesmo comportamento. Isso pode ser explicado pelo fato de a maioria dos municípios fluminenses apresentarem algum tipo de instalação sanitária, mesmo que muito precária.

O próximo passo foi a construção do mapa perceptual (Figura 1). De acordo com Greenacre (2016), o mapa perceptual deve ser construído com as coordenadas das dimensões que apresentarem valores de inércia principal parcial superiores à média da inércia principal total por dimensão. No caso da presente análise, o valor encontrado foi 0,25, permitindo a confecção do mapa perceptual com duas dimensões.

Por meio da Figura 1, observa-se que municípios que apresentaram números altos de óbitos estão relacionados com municípios que possuem muitos domicílios sem instalação sanitária (observar os números 3). Para ilustrar isso, basta verificar que dos cinco municípios que registraram mais de 3.000 óbitos, todos eles se encontravam na categoria 3 para a variável “sem instalação sanitária”. Foram eles: Rio de Janeiro, São Gonçalo, Duque de Caxias, Campos dos Goytacazes e Nova Iguaçu. Da mesma forma, municípios que apresentam domicílios com número baixo de óbitos estão relacionados com condições sanitárias melhores. Isto pode ser visto pela forte correlação entre as categorias 1 das variáveis. Dos 30 municípios com menos de 100 óbitos, 21 deles se encontram na categoria 1 para utilização de vala, 18 fazem pouco uso de despejo em corpos hídricos e 22 se encontram na primeira categoria para variável “sem instalação sanitária”. Entre esses municípios se encontram Itaitiaia, Armação dos Búzios, Mangaratiba e Carapebus.

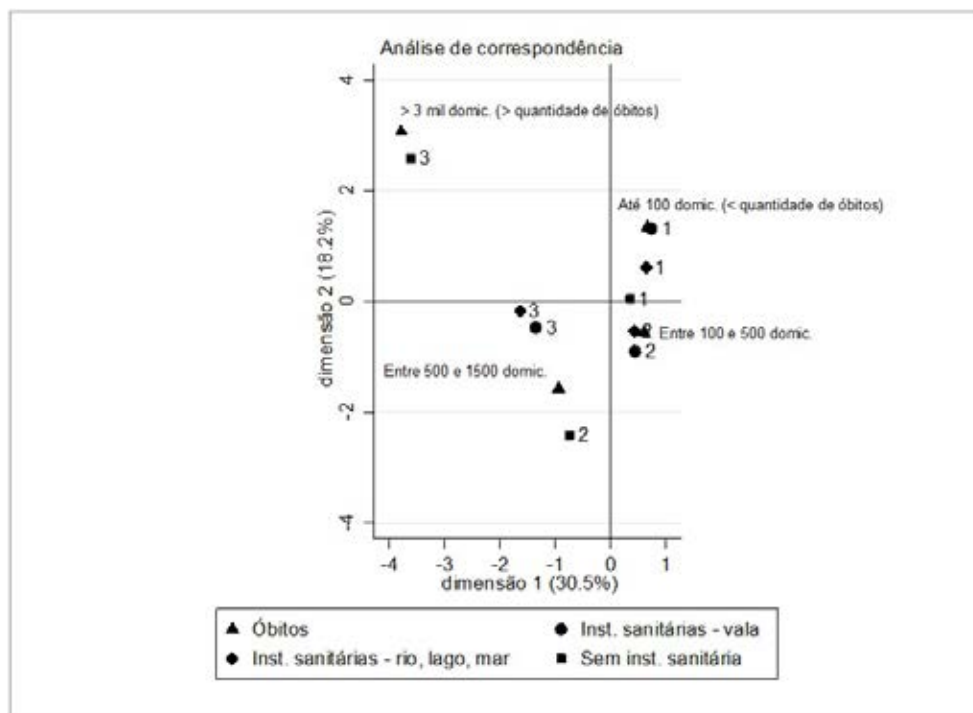


Figura 1: Mapa perceptual para óbitos por doenças infecciosas e parasitárias e instalações sanitárias inadequadas

Nota: Os números 1, 2 e 3 para as categorias vala; rio, lago, mar; e sem instalação podem ser interpretadas, respectivamente, como: municípios que se utilizam pouco, utilizam em níveis aceitáveis (médios), e utilizam muito

Fonte: Resultados da pesquisa.

4.2 Relação entre óbitos e condições inadequadas de disposição de resíduos sólidos

Nesta seção, analisou-se a existência de correspondência entre óbitos e disposição inadequada de resíduos sólidos. Os resultados encontrados para os valores do qui-quadrado foram significativos a 1% de probabilidade. Estes resultados podem ser visualizados na Tabela 2.

Tabela 2: Contingência com frequências absolutas observadas e teste qui-quadrado para verificação de associação entre óbitos e disposição inadequada do lixo

Óbitos	Queimado			Terreno baldio				Rio, lago, mar		
	1	2	3	1	2	3	4	1	2	3
Até 100 DO	30	0	0	24	6	0	0	30	0	0
Entre 101 e 500 DO	27	5	2	15	14	5	0	30	2	2
Entre 501 e 3 mil DO	18	3	2	5	5	10	3	13	9	1
Mais que 3 mil DO	0	0	5	0	0	1	4	0	1	4
Qui-quadrado	55,43***			71,46***				62,04***		

Nota: *** significativo a 1%; DO – domicílios. Os números 1, 2 e 3 para as categorias queimado; terreno baldio; e rio, lago, mar podem ser interpretadas como valores que obedecem a ordem crescente de efeito negativo

Fonte: Resultados da pesquisa.

Ainda na Tabela 2, tem-se os resultados das frequências absolutas para cada categoria analisada. Conforme observado para a análise de óbitos e instalações sanitárias, aqui também se tem uma relação positiva entre municípios com baixos óbitos e disposição adequada do lixo. Na tabela, os números 57 (30 + 27) para lixo queimado, 39 (24 + 15) para lixo jogado em terreno baldio e 60 (30 + 30) para lixo jogado em rio, lago e mar podem ser citados como exemplos.

Existe também uma relação entre municípios com altos óbitos e disposição inadequada do lixo. Neste caso, o número foi menor, mas estes municípios apresentam altos valores de domicílios que queimam, jogam em terreno baldio ou jogam o lixo no rio, lago e mar. Na Figura 2, tem-se o mapa perceptual, onde é possível visualizar melhor os resultados encontrados.

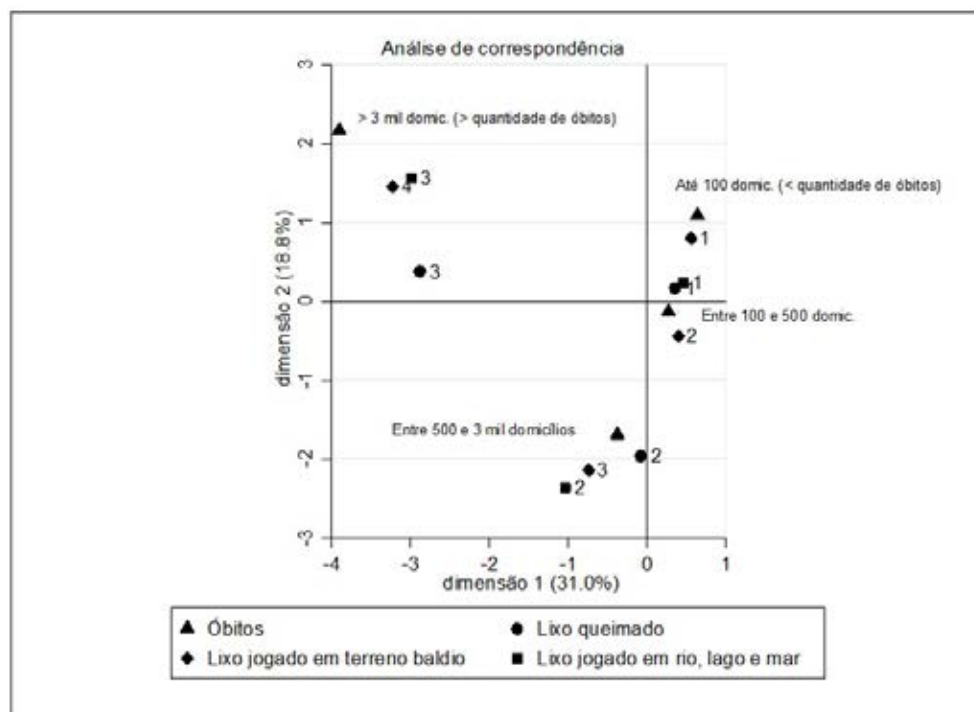


Figura 2: Mapa perceptual para óbitos por doenças infecciosas e parasitárias e lixo
Fonte: Resultados da pesquisa.

Por meio da Figura 2, observa-se que municípios que possuem números baixos de óbitos se relacionam com municípios que possuem poucos domicílios que queimam o lixo, jogam em terreno baldio ou jogam no rio, lago e mar. Na figura, este resultado pode ser visto novamente pela forte correlação entre as categorias 1. Dos 30 municípios com menos de 100 óbitos, todos eles se encontram na categoria que fazem pouco uso de queima do lixo, assim como o seu despejo em rios, mares ou lagos e 24 deles se encontram na categoria 1 para a variável “terreno baldio”. Dentre esses municípios pode-se citar: Engenheiro Paulo de Frontin, Bom Jardim, Carmo e Tanguá. Da mesma forma, municípios que apresentam domicílios com número alto de óbitos estão relacionados com condições inadequadas de disposição do lixo. O aglomerado superior esquerdo das categorias 3 e 4 ilustram esse fato. Pode-se verificar que dos cinco municípios com mais de 3.000 óbitos registrados, apenas Campos dos Goytacazes não se encontra na categoria máxima de todas as variáveis. Ainda assim, todos os cinco se encontram entre os municípios que fazem grande utilização da queima do lixo produzido e foram os mesmos citados anteriormente como categoria máxima da variável “Sem instalação sanitária”.

4.3 Relação entre óbitos e gasto público com saúde

Por fim, analisou-se a existência de correspondência entre óbitos e valor gasto pelo SUS. A Tabela 3 ilustra o valor encontrado para o qui-quadrado, 62,3, significativo a 1% de probabilidade. As frequências absolutas também foram indicadas nessa tabela e sugerem que municípios com menores óbitos possuem, também, menores valores gastos, e vice-versa.

Tabela 3: Contingência com frequências absolutas observadas e teste qui-quadrado para verificação de associação entre óbitos e valor gasto pelo SUS

Gasto	Óbitos				Total
	Até 100 DO	Entre 101 e 500 DO	Entre 501 e 3 mil DO	Mais que 3 mil DO	
R\$700 a R\$15.000	12	2	0	0	14
R\$15.001 a R\$50.000	8	7	0	0	15
R\$50.001 a R\$ 1 milhão	3	18	12	1	34
Mais de R\$ 1 milhão	0	2	11	4	17
Total	23	29	23	5	80
Qui-quadrado					63,29***

Fonte: Resultados da pesquisa.

Além de avaliar a associação significativa entre as variáveis, deve-se também estudar a relação de dependência entre cada par de categorias. A Tabela 4 permite que esta análise seja elaborada e mostra, respectivamente, para cada um dos casos, os valores das frequências observadas, frequências esperadas e os resíduos padronizados ajustados.

Tabela 4: Frequências e resíduos padronizados ajustados para óbitos e valor gasto pelo SUS por município e Capítulo CID-10

Gasto	Óbitos			
	Até 100 DO	Entre 101 e 500 DO	Entre 501 e 3 mil DO	Mais que 3 mil DO
R\$700 a	12	2	0	0
R\$15.000	4,025	5,075	4,025	0,875
R\$15.001 a	8	7	0	0
R\$50.000	4,313	5,438	4,313	0,938
R\$50.001 a	2,334	0,931	-2,729	-1,109
R\$ 1 milhão	3	18	12	1
Mais de	9,775	12,325	9,775	2,125
R\$ 1 milhão	-3,386	2,670	1,112	-1,051
	0	2	11	4
	4,888	6,162	4,888	1,063
	-2,951	-2,367	3,691	3,317

Nota: valores das frequências observadas (em azul), esperadas (em verde) e os resíduos padronizados ajustados (em preto)
Fonte: Resultados da pesquisa.

Pode-se verificar, na Tabela 4, que a maior quantidade de municípios se encontra nas categorias 2, para óbitos, e 3 para gasto com saúde. Os resíduos são maiores para as categorias 1 (5,185), o que indica que as diferenças entre as frequências absolutas, observadas e esperadas são maiores. Além disso, como o valor do resíduo padronizado ajustado foi positivo e maior que 1,96, pode-se concluir que há dependência entre as categorias 1 para óbitos e gasto com saúde. O mesmo ocorre para qualquer resíduo que for positivo e maior que 1,96.

A Figura 3 apresenta o mapa perceptual e, por meio dele, observa-se que duas dimensões explicam mais de 99% da inércia principal. Os resultados sugerem que existe uma correspondência positiva, pois maiores gastos com saúde estão relacionados a localidades que apresentam alto número de domicílios com óbitos. Este resultado pode ser visto no quadrante superior esquerdo. De forma equivalente, no quadrante superior direito, observa-se que municípios com menos óbitos também apresentam números menores para o gasto com saúde.

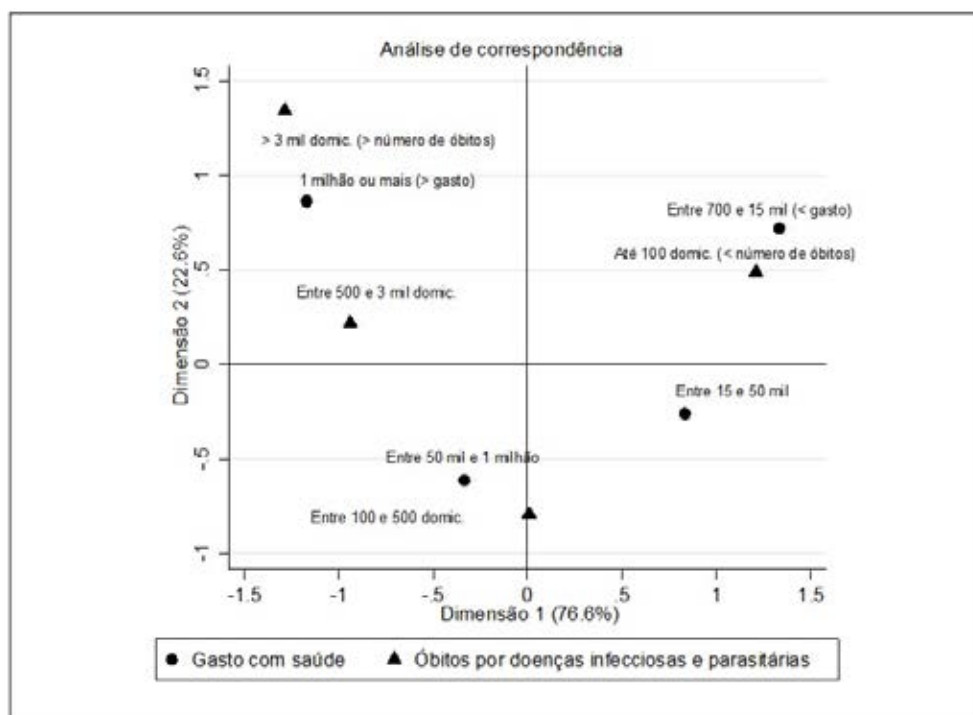


Figura 3: Mapa perceptual para óbitos por doenças infecciosas e parasitárias e valor gasto pelo SUS por município e Capítulo CID-10

Fonte: Resultados da pesquisa.

É interessante observar, entretanto, que a análise também mostra um resultado não esperado. Municípios classificados entre “100 e 500 domicílios” para a variável óbito (municípios com, relativamente, poucos óbitos) tiveram relativamente gasto com saúde elevado (ver quadrante inferior esquerdo). Especificamente, 18 municípios se enquadram neste resultado. Alguns exemplos: Bom Jesus do Itabapoana, Quissamã, São Fidélis, Três Rios, Santo Antônio de Pádua, São Francisco de Itabapoana, São João da Barra, entre outros. Uma possível explicação para isso é a ineficiência dos serviços prestados por estes municípios.

Hora et al. (2015) mostraram, a partir de uma análise de eficiência dos serviços de saneamento para os municípios do Rio de Janeiro, que os municípios supracitados se destacam em termos de ineficiência e, portanto, em relação à qualidade do serviço prestado. Outro trabalho importante que corrobora o observado é o de Santos e Santos (2016). As autoras concluíram que as políticas públicas do estado do Rio de Janeiro não estão de acordo com os princípios que foram propostos no novo marco regulatório do saneamento básico. O trabalho cita o município de São Francisco do Itabapoana como referência negativa em termos de infraestrutura de saneamento.

De maneira geral, as análises sinalizam que níveis baixos de qualidade de saneamento básico, no que diz respeito ao descarte de dejetos sanitários e do lixo produzido, implicam em um elevado número de óbitos, assim como em elevados gastos com saúde. Além disso, os resultados também sugerem ineficiências de alguns municípios do estado em relação ao valor gasto pelo SUS no que se refere ao Capítulo 1 CID-10, com destaque para São Francisco do Itabapoana.

5. Conclusão

O objetivo principal do presente estudo foi analisar a relação, se é que ela existe, entre indicadores de saneamento, como disposição de resíduos sólidos e instalações sanitárias, óbitos e gasto com saúde para os municípios do estado do Rio de Janeiro.

Os resultados sugerem que municípios que apresentaram poucas instalações sanitárias inadequadas, conforme era esperado, possuem forte relação com aqueles que possuem número baixo de

mortes por doenças infecciosas e parasitárias. Da mesma forma, existe importante associação entre os municípios que possuem um alto número de residências sem instalação sanitária com os que possuem elevado número de óbitos. Os resultados sinalizam também associação entre os municípios que fazem pouco uso dos métodos de descarte de resíduos diretamente em corpos hídricos, em terreno baldio ou queimam o lixo produzido e aqueles que apresentaram baixo número de óbitos. Assim, como uma forte relação entre aqueles que fazem muito uso dos métodos mencionados com aqueles que apresentaram um alto número de mortes por doenças infecciosas e parasitárias.

Por fim, de maneira geral, tem-se que municípios que apresentaram elevados gastos com saúde pública se relacionam com aqueles em que os números de óbitos foram os mais elevados. Da mesma forma, as cidades que apresentaram baixos gastos com o Sistema Único de Saúde estão associadas com outras onde existe baixo número de óbitos por doenças infecciosas e parasitárias.

Portanto, conclui-se que níveis baixos de qualidade de saneamento básico, no que diz respeito ao descarte de dejetos sanitários e do lixo produzido, implicam em um elevado número de óbitos por doenças relacionadas ao capítulo 1 do CID-10, assim como em elevados gastos com saúde pública. Analogamente, conclui-se que boas condições sanitárias resultam em menos gastos com saúde pública e um menor número de mortes por doenças infecciosas e parasitárias. Essa conclusão corrobora a afirmação da OMS de que, para cada real investido em saneamento básico, nove reais são economizados em gastos com o Sistema Único de Saúde e justifica um maior investimento do poder público em infraestrutura de saneamento básico para os municípios do estado do Rio de Janeiro.

Referências

- AKINGBA, I.O.I.; KALIAPPAN, S.R.; HAMZAH, H.Z. Impact of health capital on economic growth in Singapore: an ARDL approach to cointegration. **International Journal of Social Economics**, v. 45, n. 2, p. 340-356, 2018. DOI: 10.1108/IJSE-12-2016-0376
- ARROW, K. Uncertainty and the welfare economics of medical care. **The American Economic Review**, v. 53, n. 5, p. 941-973, 1963.
- BARRETO, M. L.; GENSER, B.; STRINA, A.; ...; CAIRNCROSS, S. Effect of city-wide sanitation programme on reduction in rate of childhood diarrhoea in northeast Brazil: assessment by to cohort studies. **Lancet**, v. 370, n. 9599, p. 1622-1628, 2007. DOI: 10.1016/S0140-6736(07)61638-9
- BOZ, C.; OZSARI, S. H. The causes of aging and relationship between aging and health expenditure: An econometric causality analysis for Turkey. **The International Journal of Health Planning and Management**, v. 35, n. 1, p. 162-170, 2020. DOI: 10.1002/hpm.2845
- CASTRO, M. S. M.; TRAVASSOS, C.; CARVALHO, M. S. Efeito da oferta de serviços de saúde no uso de internações hospitalares no Brasil. **Revista de Saúde Pública**, v. 39, n. 2, p. 277-284, 2005. DOI: 10.1590/S0034-89102005000200020
- CULYER, A. J. The normative economics of health care finance and provision. **Oxford Review of Economic Policy**, v. 5, n. 1, p. 34-58, 1989.
- FÁVERO, L. P.; BELFIORE P. **Manual de análise de dados: estatística e modelagem multivariada com Excel, SPSS e Stata**. 1 ed. São Paulo: GEN LTC, 2017.
- FERREIRA, P. S. F.; MOTTA, P. C.; SOUZA, T. C.; SILVA, T. P.; OLIVEIRA, J. F.; SANTOS, A. P. P. Avaliação preliminar dos efeitos da ineficiência dos serviços de saneamento na saúde pública brasileira. **Revista Internacional de Ciências**, v. 6, n. 2, p. 214-229. 2016. DOI: 10.12957/ric.2016.24809
- GONDIM, S. S. **Análise da eficiência técnica das redes hospitalares públicas estadual e municipal em Fortaleza**. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) – Universidade Federal do Ceará. Fortaleza: UFC, 2008.
- GREENACRE, M. **Correspondence analysis in practice**. 3 ed. Barcelona: Chapman & Hall/CRC Press, 2016. DOI: 10.1201/9781315369983
- GROSSMAN, M. **The demand for health: a theoretical and empirical investigation**. New York: Columbia University Press, 2017. DOI: 10.7312/gros17900
- HÄRDLE, W. K.; HLÁVKA, Z. Correspondence analysis. In: HÄRDLE, W. K.; HLÁVKA, Z. **Multivariate Statistics**. Berlin: Springer, 2015. DOI: 10.1007/978-3-642-36005-3_15
- HORA, A. L. B.; SHIMODA, E.; HORA, H. R. M.; COSTA, H. G. Análise da eficiência dos serviços de

saneamento básico nos municípios do estado do Rio de Janeiro. **Revista Eletrônica Pesquisa Operacional para o Desenvolvimento**, v. 7, n. 1, p. 55-81, 2015.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Munic: mais da metade dos municípios brasileiros não tinha plano de saneamento básico em 2017**. 2018. Disponível em: <<https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-sala-de-imprensa/2013-agencia-de-noticias/releases/22611-munic-mais-da-metade-dos-municipios-brasileiros-nao-tinha-plano-de-saneamento-basico-em-2017>>. Acesso em: 20 nov. 2020.

INSTITUTO TRATA BRASIL. **Ranking do saneamento 2019**. Disponível em: <http://www.tratabrasil.org.br/images/estudos/itb/ranking-2019/Relat%C3%B3rio_-_Ranking_Trata_Brasil_2019_v11_NOVO_1.pdf>. Acesso em: 15 jan. 2021.

JAPPELLI, T.; PISTAFERRI, L.; WEBER, G. Health care quality, economic inequality, and precautionary saving. **Health Economics**, v. 16, n. 4, p. 327-346, 2007. DOI: 10.1002/hec.1172

JONES, K.; MOON, G. **Health, disease and society: a critical medical geography**. Abingdon: Routledge & Kegan Paul, 1987.

MACHADO JUNIOR, S. P.; IRFFI, G.; BENEGAS, M. Análise da eficiência técnica dos gastos com educação, saúde e assistência social dos municípios cearenses. **Planejamento e Políticas Públicas**, v. 36, p. 87-113, 2011.

NERO, C. R. D. O que é a Economia da Saúde. In: PIOLA, S. F.; VIANNA, S. M. (orgs). **Economia da Saúde: conceito e contribuição para a Gestão da Saúde**. Brasília: IPEA, 1995. p. 5-21.

OLIVEIRA, M. N.; TRINDADE, J. R. B. Os gastos municipais com saúde pública e saneamento em período recente (2000/2010): uma análise aproximativa a partir das regiões de integração paraense. **Cadernos CEPEC**, v. 5, n. 12, p. 7-12, 2016. DOI: 10.18542/cepec.v5i7-12.6911.

PIMENTEL, J. M. F.; PORTO, P. S. P.; FAISLON, I. C.; AVENA, K. M. Internações hospitalares por doenças relacionadas ao saneamento básico inadequado na Bahia, de 2010 a 2016. **Brazilian Journal of Health Review**, v. 3, n. 4, p. 7945-7957, 2020. DOI: 10.34119/bjhrv3n4-059

RANA, R. H.; ALAM, K.; GOW, J. Health expenditure and gross domestic product: causality analysis by income level. **International Journal of Health Economics and Management**, v. 19, n. 2, p. 1-23, 2019. DOI: 10.1007/s10754-019-09270-1

SAMUELSON, P. A. Economics of Forestry in an Evolving Society. **Economic Inquiry**, v. 14, n. 4, p. 466-492, 1976. DOI: 10.1111/j.1465-7295.1976.tb00437.x

SANTOS, A. M. S. P.; SANTOS J. Saneamento básico no estado do Rio de Janeiro: longo percurso rumo à regulação. **Cadernos do Desenvolvimento Fluminense**, n. 10, p. 53-65, 2016. DOI: 10.12957/cdf.2016.30682

SIQUEIRA, I. M.; REIS, A. O.; FRAGA, M. S.; FERREIRA, E. P.; AMARAL, N. L. Eficiência na alocação de recursos em saneamento básico: correlações com saúde, educação, renda e urbanização nos municípios mineiros. In: XXIII Congresso Brasileiro de Custos, Porto de Galinhas – PE, novembro de 2016. **Anais**. São Leopoldo: ABC, 2016.

SIQUEIRA, M. S.; ROSA, R. S. BORDIN, R.; NUGEM, R. C. Internações por doenças relacionadas ao saneamento ambiental inadequado na rede pública de saúde da região metropolitana de Porto Alegre, Rio Grande do Sul, 2010-2014. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, v. 26, n. 4, p. 795-806, 2017. DOI: 10.5123/S1679-49742017000400011

SISTEMA NACIONAL DE INFORMAÇÕES SOBRE SANEAMENTO (SNIS). **Diagnósticos SNIS 2019**. Disponível em: <<http://www.snis.gov.br/diagnosticos>>. Acesso em: 28 set. 2021.

STODDART G. L. Reflections on Incentives and Health System Reform. In: LÓPEZ-CASASNOVAS, G. (ed.) **Incentives in Health Systems**. Berlin: Springer, 1991. p 75-95. DOI: 10.1007/978-3-642-76580-3_7

TEIXEIRA, J. C.; OLIVEIRA, G. S.; VIALI, A. M.; MUNIZ, S. S. Estudo do impacto das deficiências de saneamento básico sobre a saúde pública no Brasil no período de 2001 a 2009. **Engenharia Sanitaria e Ambiental**, v. 19, n. 1, p. 87-96, 2014. DOI: 10.1590/S1413-41522014000100010

WORLD HEALTH ORGANIZATION (WHO). **Inheriting a sustainable world? Atlas on children's health and the environment**. Geneva: WHO, 2017.

WORLD HEALTH ORGANIZATION (WHO). **ICD-11 for Mortality and Morbidity Statistics**. Geneva: WHO, 2020.

Desigualdade e renda: uma análise dos municípios mineiros entre 2000 e 2010

*Inequality and income: an analysis of Minas Gerais municipalities between 2000 and 2010*Ezequiel Henrique Rezende^aOtávio Junio Faria Neves^bÍtalo do Nascimento Mendonça^c

RESUMO

Na hipótese de Kuznets (1955), a associação entre desigualdade e crescimento econômico se caracteriza por correlação positiva (concentração de renda), nos estágios iniciais do desenvolvimento econômico, e correlação negativa (desconcentração de renda), nos estágios finais. Existe uma vasta agenda tentando verificar tal hipótese, porém os resultados são inconclusivos. Assim, este trabalho buscou tanto verificar a hipótese de Kuznets nos municípios mineiros entre os anos de 2000 e 2010, quanto identificar se a desigualdade municipal responde por heterogeneidades municipais não observáveis. Utilizando dados em painel e adotando a renda média domiciliar *per capita* e o coeficiente de Gini, estimou-se dois modelos: quadrático e cúbico. As evidências permitiram tanto a não validação da hipótese de Kuznets quanto a verificação de heterogeneidades municipais não observáveis. Em geral, os resultados realçam o papel das políticas públicas centradas em transferências de renda e fornecimento de serviços públicos de qualidade enquanto mecanismos de promoção da equidade.

Palavras-chave: Desigualdade; Crescimento econômico; Curva de Kuznets.

JEL: C23; I30.

ABSTRACT

In the hypothesis of Kuznets (1955) the association between inequality and economic growth is characterized by a positive correlation (income concentration) in the initial stages of economic development and a negative correlation (deconcentrating income) in the final stages. There is a vast agenda trying to verify this hypothesis, but the results are inconclusive. Thus, this work sought to verify the Kuznets hypothesis in Minas Gerais municipalities between 2000 and 2010 and to identify whether municipal inequality accounts for unobservable municipal heterogeneities. Using panel data and adopting the average household income per capita and the Gini coefficient, two models were estimated: quadratic and cubic. The evidence allowed both the non-validation of the Kuznets hypothesis and the verification of unobservable municipal heterogeneities. Overall, the results highlight the role of public policies focused on income transfers and the provision of quality public services as mechanisms for promoting equity.

Keywords: Inequality; Economic growth; Kuznets Curve.

Submetido em: 11 de agosto de 2021.

Aceito em: 01 de novembro de 2021.

^aDoutorando em Economia no Programa de Pós-Graduação em Economia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG). Mestre em Economia pela Universidade Federal de Alfenas (Unifal). Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: ezequielhr2@hotmail.com.

^bMestre em Economia e Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Alfenas (Unifal). E-mail: otavionevescg@hotmail.com.

^cMestrando em Economia e Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Alfenas (Unifal). E-mail: italovga@hotmail.com.

1. Introdução

Apesar da expansão verificada na produção e fornecimento de bens e serviços em escala mundial no sistema capitalista, a sua distribuição ainda é extremamente desigual, principalmente em países subdesenvolvidos, como o Brasil. Esse problema, a concentração secular da renda, originou uma agenda de investigação dos determinantes da desigualdade, que recebe interesse singular de agentes envolvidos no processo de formulação, implementação e gerenciamento de políticas públicas. Segundo Fields (2001), durante um longo período, o principal motivador dessa agenda foi o trabalho de Kuznets (1955) e sua proposição de que a desigualdade e a renda exibem uma relação não-linear, sendo essa confirmada e refutada por inúmeros artigos. Apesar disso, a visão segundo a qual o crescimento econômico *per se* eliminaria a desigualdade se mostra resiliente, induzindo a processos agudos de desestruturação de arcabouços de proteção social, a exemplo das reformas liberalizantes ocorridas no Brasil desde 2016 (CARVALHO, 2018; SANCHES e CARVALHO, 2019).

Em geral, grande parte dos estudos, seguindo Kuznets (1955), tentam demonstrar a proeminência da renda entre os condicionantes da desigualdade (AHLUWALIA, 1976; FIELDS, 2001; SALVATO et al., 2006; BARROS e GOMES, 2008). Nesses, a raiz da desigualdade é o crescimento econômico insuficiente e não tem relação com outros fatores, tais como a estrutura demográfica e seus condicionantes sobre a força de trabalho; a estrutura produtiva setorial e os condicionantes da produtividade; e as disparidades regionais desvinculadas dos processos de crescimento econômico (que delimitam o alcance dos instrumentos de geração e distribuição de renda). Cabe reconhecer que, sob essa perspectiva, o crescimento econômico é tido como a panaceia para quaisquer enfermidades econômicas.

Segundo Kuznets (1955), faria sentido esperar que em países menos desenvolvidos, o crescimento econômico causaria uma distribuição de renda desigual no curto prazo, refletindo o aumento da renda de trabalhadores da indústria e outros setores mais desenvolvidos em detrimento da renda dos trabalhadores do campo e de atividades precárias. No longo prazo, no entanto, o processo de desenvolvimento causaria evolução institucional e induziria transbordamentos de renda para atividades dependentes de mão de obra menos qualificada. Além disso, o desenvolvimento de instituições inclusivas propiciaria o advento de sindicatos, que desempenhariam um papel importante sobre a desconcentração da renda (KUZNETS, 1955; ALCÂNTARA FILHO, FONTES e FONTES, 2008). Assim, em países mais desenvolvidos, Kuznets (1955) esperava haver uma associação inversa entre crescimento econômico e concentração de renda (desigualdade), de forma que a relação secular entre concentração de renda e crescimento econômico poderia ser expressa por um *U* invertido (AHLUWALIA, 1976; DAWSON, 1997; BARRO, 2000; TAQUES e MAZZUTTI, 2010).

Contudo, a despeito de estrutura teórica aparentemente coesa, a hipótese de Kuznets não encerrou o debate. Uma breve pesquisa bibliográfica permite elencar tanto estudos que evidenciaram a relação crescimento e desigualdade de renda no formato de Kuznets (AHLUWALIA, 1976; DAWSON, 1997; THORNTON, 2001; BAGOLIN, GABE e RIBEIRO, 2004; JACINTO e TEJADA, 2004; SALVATO et al., 2006; BARROS e GOMES, 2008; LINHARES et al., 2012), quanto aqueles que apontam em direções opostas (RAVALLION, 1995; RAVALLION, SQUIRE e BRUNO, 1999; FIGUEIREDO, SILVA JÚNIOR e JACINTO, 2011; TABOSA, AMARAL FILHO e GOMIDE, 2016; SOAVE, GOMES e BARROS JÚNIOR, 2019).

No contexto brasileiro, a agenda de pesquisa associada ao tema da desigualdade é central, seja porque ainda nos anos 2000 o Brasil era o 4º país mais desigual do mundo (BARROS e GOMES, 2008), seja porque a tendência de queda verificada desde 1993 foi revertida em meados da década passada (MORAIS, SWART e JORDAAN, 2021). Apesar disso, a desigualdade entre as macrorregiões brasileiras permaneceu estável, refletindo a resiliência da pobreza e desigualdade nas regiões Norte e Nordeste do país. E, em se tratando de Minas Gerais, compreender sua desigualdade é importante, primeiro porque ela se entrelaça à sua diversidade regional¹; segundo, porque Minas é o 2º estado mais

¹ Sobre a diversidade regional, Silva e Leite (2017) apontaram a presença do efeito fronteira sobre a pobreza e a desigualdade dos municípios mineiros, exercida por municípios de outros estados. Nesse caso, municípios cujas fronteiras os separam de municípios de estados marcadamente desiguais tendem a absorver as estruturais concentradoras que transbordam nos outros municípios por meio das fronteiras interestaduais.

populoso do país (CAMPOS e FARIAS, 2017); e terceiro, porque as evidências não são convergentes. Com efeito, enquanto Alcântara Filho, Fontes e Fontes (2008) e Bussmann e Risco (2012), analisando os dados dos municípios mineiros, refutam o *U* invertido de Kuznets, Campos e Farias (2017), Fontes e Melo (2008), Salvato et al. (2006) e Schierholt e Silva Júnior (2016) obtêm evidências favoráveis à mesma.

Sendo assim, este trabalho tem como objetivo central testar a hipótese de *U* invertido de Kuznets entre 2000 e 2010, utilizando a renda *per capita* e variáveis-chave que podem estar alterando a estrutura da distribuição de renda nos municípios de Minas Gerais, quando essa é mensurada pelo índice de Gini (IG). Complementarmente, o trabalho busca verificar se as especificidades municipais não captadas pelo conjunto de variáveis escolhido também influenciam a distribuição de renda municipal – exemplificam tais especificidades, a dinâmica comportamental da população local e suas implicações sobre a competência em lograr políticas bem-sucedidas de proteção social. Para tal, foram realizadas regressões de dados em painéis, uma vez que esta técnica permite verificar a significância estatística de fatores de heterogeneidade não observáveis nos dados.

Além desta introdução, o presente trabalho se constitui de cinco seções. Na próxima seção apresenta-se uma breve revisão de estudos que investigaram a validade (ou não) da hipótese de Kuznets na economia internacional e nacional; na seção subsequente apresenta-se essa mesma discussão, mas para o caso da economia mineira. Na quarta seção, expõe-se a metodologia utilizada para realização da análise empírica. Na quinta seção, são apresentados e discutidos os resultados obtidos; e, na última seção, são fornecidas as devidas considerações finais.

2. A Hipótese de Kuznets: considerações teóricas e estudos empíricos

Em sua essência, a hipótese de Kuznets (1955) acusa profundo otimismo quanto a capacidade do capitalismo operar um sistema justo de distribuição de renda, à medida que um país se desenvolve economicamente. Basicamente, o autor define que uma economia típica é uma economia dual, onde coexistem um setor moderno composto por industriais e outras atividades realizadas no meio urbano, e um outro setor atrasado, por definição caracterizado pela presença de atividades dependentes de recursos naturais, portanto, exercidas no meio rural. De acordo com o autor, em seus primórdios, essa economia apresenta um contingente populacional excepcional no campo relativamente ao meio urbano, de modo que qualquer impulso de crescimento neste último estará associado à elevação da renda urbana induzida pela escassez relativa de mão de obra. Assim, à medida que esta economia cresce, o diferencial de renda urbana e rural se intensifica, o que se reflete em aprofundamento da desigualdade de renda.

O ponto chave para Kuznets (1955), no entanto, é que em algum momento esse processo estanca, pois, a prosperidade do meio urbano funciona como um atrator de mão de obra do campo, o que iria tanto achatar os salários urbanos relativamente aos salários do campo, quanto induzir a criação de instituições inclusivas no meio urbano. Essas últimas, por sua instância, exerceriam influência decisiva e determinariam a queda da desigualdade salarial urbana, de modo que haveria queda da desigualdade na economia como um todo. Em síntese, no primeiro estágio de desenvolvimento, o crescimento econômico estaria associado a uma estrutura distributiva concentradora, enquanto no segundo ele vinculava-se sinergicamente a um perfil distributivo não concentrador.

Do ponto de vista empírico, Kuznets (1955) validou sua hipótese em três países capitalistas-chaves: Inglaterra, Estados Unidos e Alemanha, indicando que em todos os estágios iniciais da Revolução Industrial em cada país observa-se a persistência de níveis críticos de desigualdade concomitantemente à expansão da renda *per capita*. Em seguida, no processo de maturação do perfil industrial de cada país, surgem os arranjos institucionais que conformaram as experiências específicas de modelo de Estado de Bem-estar Social: jornadas de trabalho regulamentadas, criação de aposentadorias, permissão de criação de sindicatos, seguro-desemprego etc. Cabe mencionar que, embora tivesse observado apenas os países desenvolvidos, Kuznets concebia que esta dinâmica era plenamente reproduzível nos países subdesenvolvidos. Para o autor, a única diferença era quanto ao

timing, já que os últimos ainda estariam no início do processo de desenvolvimento. Ou seja, Kuznets (1955) previa uma aplicação mecânica de sua teoria para subsidiar as políticas de desenvolvimento e promoção da igualdade nos países desenvolvidos.

Seja pela simplicidade, seja pela conveniência de seus resultados, é inegável que as ideias de Kuznets ensejaram tanto o aprofundamento de políticas de crescimento quanto a consolidação de um campo de pesquisa motivado pelo desbravamento dos resultados decorrentes de sua hipótese (DEININGER e SQUIRE, 1998). Na década de 1970, Ahluwalia (1976) analisou a relação entre crescimento econômico e desigualdade utilizando dados transversais de 60 países e seus resultados corroboraram a hipótese de Kuznets. Com efeito, o autor estimou uma relação positiva entre desigualdade e crescimento em países em estágios iniciais de desenvolvimento e uma relação negativa naqueles cujo nível de desenvolvimento era superior. Mais especificamente, houve associação negativa entre renda e desigualdade para todos os grupos de países analisados, exceto para 20% de países mais ricos entre todos os grupos. Thornton (2001), se baseando em resultados derivados de um painel com 96 países, validou a hipótese de Kuznets. Contudo, o autor afirma que o ponto de inflexão do *U* invertido se situa em níveis extremamente baixos de renda *per capita*.

Também em um estudo um pouco mais recente, Barro (2000), utilizando uma amostra de 84 países entre 1965 e 1995, adotou a técnica de estimação em painel e não validou a hipótese de *U* invertido quando é considerada a amostra completa. De acordo com o autor, a curva de *U* invertido é verificada somente para países ricos, não se estendendo à dinâmica distributiva dos países pobres. Para Santos, Cunha e Gadelha (2017) e Linhares et al. (2012), essa diferenciação pode ser explicada pelas restrições características dos mercados de crédito dos países pobres. Também numa abordagem crítica à hipótese de Kuznets (1955), Ravallion (1995), analisando a desigualdade e o crescimento da renda dos países em desenvolvimento no decênio de 1980, concluiu pela rejeição do *U* invertido, enquanto, efetivamente, negou qualquer relação causal entre as duas variáveis. Em suma, o autor concebeu que a dinâmica distributiva extrapola a natureza da taxa de crescimento econômico, tendo suas origens enraizadas nas dimensões históricas, sociológicas, culturais e políticas.

No caso brasileiro, Linhares et al. (2012) identificou uma profusão de estudos que objetivaram testar a hipótese de Kuznets (1955), merecendo destaque as iniciativas baseadas em recortes geográficos regionais. Por outro lado, os autores problematizaram a relativa convergência dos estudos em prol da validação da hipótese de Kuznets, pois essa uniformidade contradiz a pluralidade que caracteriza a literatura empírica internacional. Jacinto e Tejada (2004) verificaram a hipótese do *U* invertido entre desigualdade e renda para os municípios da região Nordeste do país, no período de 1970-1991. Utilizando o método de *cross-section*², os autores não rejeitaram a existência de uma curva de Kuznets para a associação desigualdade e crescimento econômico, e esta associação não se evidenciou fraca. Salvato et al. (2006), utilizando o método de *cross-section* e uma amostra de 853 municípios mineiros para o período de 1991-2000, concluíram que os resultados evidenciam a hipótese de Kuznets, mesmo com o baixo esclarecimento.

Barros e Gomes (2008), utilizando uma amostra de 5.507 municípios do país no período de 1991 e 2000, indicaram que os resultados encontrados não rejeitam a hipótese de Kuznets; todavia, os autores apontam que a ênfase explicativa para a aplicabilidade da hipótese de Kuznets é bastante limitada. Santos, Cunha e Gadelha (2017), ao investigarem a existência de um padrão não linear na associação entre desigualdade e desenvolvimento nos estados brasileiros, verificaram que, considerando estimativas de painel estático, os resultados validaram a hipótese de Kuznets. Linhares et al. (2012) testaram a validade da hipótese de Kuznets para 21 unidades federativas do Brasil entre o período de 1986 e 2005. Os autores se basearam em um modelo de painel com efeito fixo não linear e verificaram a presença de três regimes³ de renda *per capita*, sendo possível concluir que a hipótese de Kuznets não é rejeitada nas economias que apresentam uma renda mensal mais elevada. Contudo, nas economias mais pobres, não há evidências que a relação entre desigualdade e crescimento segue o *U* invertido.

² Consiste na aplicação de técnicas econométricas, como, por exemplo, regressão linear, em dados latitudinais, ou seja, dados situados em um mesmo ano, porém, representativos de múltiplas unidades observacionais. Alternativamente, existem os dados longitudinais, que não são *cross-section*, consistindo, portanto, em séries temporais.

³ Ver Linhares et al. (2012).

Figueiredo, Silva Júnior e Jacinto (2011) utilizaram o método de estimação paramétrica e não paramétrica para testar a hipótese de Kuznets e verificaram que, dependendo do procedimento metodológico empregado na pesquisa, pode-se validar ou não a hipótese de Kuznets. Essa sensibilidade dos resultados ao método também foi encontrada em Soave, Gomes e Barros Júnior (2019). Os autores, ao analisar os municípios brasileiros empregando as informações dos censos demográficos, adotaram uma opção metodológica menos difundida entre os pesquisadores brasileiros e seus resultados, apesar de frágeis, independentemente do indicador (Gini ou L de Theil)⁴, induziram a não rejeitar a curva de Kuznets. Contudo, quando o modelo é especificado contendo o polinômio do quarto grau, a evidência favorece a rejeição da hipótese de Kuznets. Os autores ainda testaram se o resultado se altera quando a razão de rendimentos dos mais ricos e dos mais pobres é a variável dependente e, mesmo assim, os resultados foram desfavoráveis à hipótese de Kuznets.

Por fim, cabe mencionar o estudo de Tabosa, Amaral Filho e Gomide (2016), onde os resultados do modelo de dados em painel dos estados brasileiros entre 1981 e 2009 foram desfavoráveis à hipótese de Kuznets. Segundo os autores, a esse resultado segue que o crescimento econômico pode até ser condição necessária para a promoção da redistribuição de renda, contudo, é insuficiente. Assim, os autores reiteram a necessidade de estruturar políticas redistributivas cujas ações sejam multidimensionais, como as políticas de acesso à educação, à saúde e à habitação.

Em suma, há um volume e diversidade de evidências não desprezíveis relativas à hipótese de Kuznets em dados representativos do território brasileiro, tanto a nível de estados quanto de municípios. Contudo, as evidências para dados municipais e estaduais ainda são em menor grau, mesmo sendo esse tipo de análise mais adequado em termos de controlar o experimento pelas especificidades estaduais, já que em um mesmo estado, todos os municípios compartilham o uso de recursos físicos, humanos e institucionais vinculado à mesma base – o estado. No estado de Minas Gerais, que se caracteriza por significativa extensão territorial e profunda desigualdade regional, investigar a dinâmica da desigualdade municipal pode fornecer pistas tanto para a evolução do debate no nível local, Minas Gerais, quanto nacional (CAMPOS e FARIAS, 2017). Assim, na próxima seção, buscou-se revisitar um conjunto de evidências em estudos aplicados aos municípios mineiros.

3. A Hipótese de Kuznets: evidências em Minas Gerais

O estado de Minas Gerais possui 853 municípios, a quarta maior extensão territorial e o segundo maior número de habitantes entre as unidades da federação. Ao todo, são 66 microrregiões, limitadas por fronteiras que posicionam o estado entre três regiões brasileiras distintas – Sudeste, Nordeste e Centro-Oeste. Em 2020, o estado teve o terceiro maior Produto Interno Bruto (PIB) do país, se beneficiando de fontes abundantes de recursos naturais associadas ao setor de serviços e às atividades turísticas. No âmbito social, apesar das desigualdades regionais, o estado como um todo avançou em termos de desconcentração de renda. Como a Figura 1 indica, o coeficiente de Minas Gerais está em queda desde 1997, sendo que desde então o seu nível tem permanecido abaixo do coeficiente de Gini do país.

Considerando apenas a região Sudeste, o estado de Minas Gerais também se destaca. Como a Figura 2 indica, o estado exibiu a maior queda de desigualdade entre os estados do Sudeste, entre 1991 e 2010, sendo essa concentrada entre 2000 e 2010. Portanto, se deu paralelamente ao ciclo de crescimento econômico impulsionado pelo *boom* de *commodities* da década (CARVALHO, 2018) e foi reforçada pela elevada amplitude da política social do governo federal do período, cujos efeitos foram superiores sobre regiões caracteristicamente pobres e estagnadas, como é o caso das regiões ao norte e nordeste do estado de Minas Gerais.

⁴ São os indicadores de grau de desigualdade mais populares entre os pesquisadores – indicadores alternativos, como aqueles que se baseiam exclusivamente da renda salarial, também são por vezes adotados, contudo, não são divulgados regularmente nas estatísticas oficiais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O coeficiente de Gini é uma medida de concentração quando esta é expressa em termos de uma curva de Lorenz. Já o índice de Theil, que também mensura a desigualdade de renda, se baseia no conceito de entropia sistêmica. Intuitivamente, sistemas econômicos superiormente equânimes são identificados como menos entrópicos, uma vez que a margem para o rearranjo entre os níveis de renda é inferior. Em ambos os casos, o valor 0 (1) indica igualdade (desigualdade) absoluta (SOAVE, GOMES e BARROS JÚNIOR, 2019).

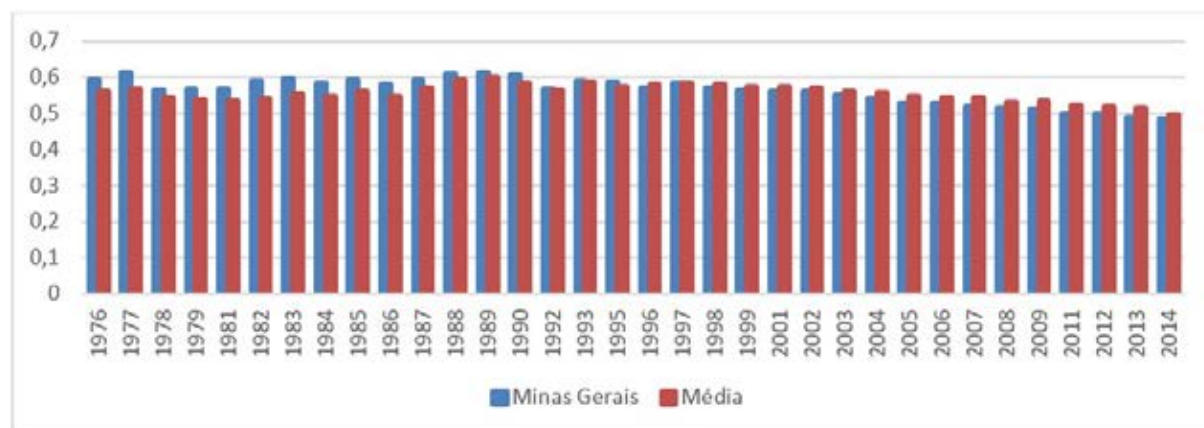


Figura 1: Coeficiente de Gini de Minas Gerais e do Brasil (média dos estados brasileiros) – 1976-2014
Fonte: Elaboração própria, com base nos dados da Fundação João Pinheiro.

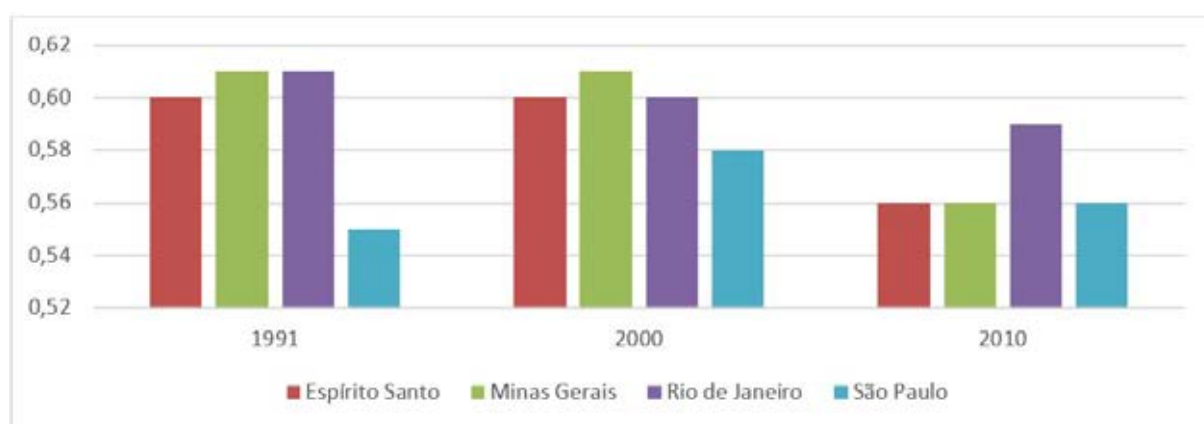


Figura 2: Coeficiente de Gini dos estados da região Sudeste do Brasil – 1991-2010
Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do Atlas do Desenvolvimento Humano Brasil.

Contudo, apesar da melhora do quadro social do estado de Minas Gerais, segundo Beirão, Nunes e Santos (2020), o estado ainda apresenta um dos maiores contingentes populacionais em situação de pobreza do país, que se concentram nas regiões norte e nordeste de Minas Gerais. A esse respeito, a Figura 3, que traz informações de municípios polos de Regiões Intermediárias Mineiras (RIM), fornece um indicativo desse quadro. Como se observa, aproximadamente 60%, 55% e 45% das populações de Montes Claros (norte), Teófilo Otoni (nordeste) e Governador Valadares (nordeste), respectivamente, estão em condições de vulnerabilidade social, enquanto o estado, em média, possui 33% de sua população nessas condições.

Como se espera, essa desigualdade característica do estado de Minas Gerais tem sido objeto de investigação constante na literatura, em particular, em estudos que a analisam sob o enfoque da hipótese de Kuznets. Salvato et al. (2006), analisando os dados dos municípios mineiros entre os anos 1991 e 2000, obteve evidências favoráveis à hipótese de curva de Kuznets. Já Bussmann e Risco (2012), ao estenderem a análise até o ano 2010⁵, não encontraram evidências favoráveis à relação de *U* invertido entre o índice de Gini e a renda *per capita*. Pelo contrário, suas evidências ajudaram a identificar uma relação de *U* normal entre renda e desigualdade. Já Alcântara Filho, Fontes e Fontes (2008), usando a concentração de terras como *proxy* de desigualdade, chegaram a indícios contrários à hipótese de Kuznets. A principal conclusão daquele estudo aponta que fatores tecnológicos e culturais (associados à localização geográfica) foram os principais fatores explicativos da desigualdade nos municípios mineiros entre 1990 e 2010. Quanto ao crescimento econômico, os autores rejeitaram a hipótese de *U* invertido.

⁵ Os autores, assim como Salvato et al. (2006), utilizam os dados censitários disponibilizados pelo Atlas do Desenvolvimento. Porém, além dos anos de 1991 e 2000, os autores analisam os dados do ano de 2010.

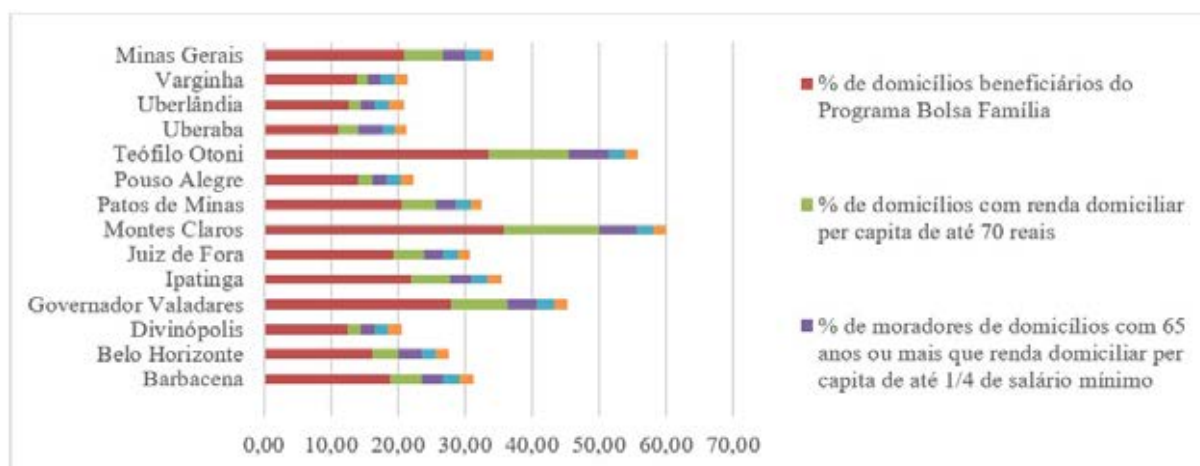


Figura 3: População em situação de vulnerabilidade social em municípios polos de regiões intermediárias mineiras (%)

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados da Fundação João Pinheiro.

Por sua vez, Fontes e Melo (2008) testaram (e validaram) a hipótese de *U* invertido de Kuznets educacional em 51 municípios das microrregiões do Vale do Jequitinhonha. Além disso, o estudo estimou uma relação negativa entre desigualdade educacional e nível de atividade econômica setorial, que foi significativamente superior no setor industrial. Para a mesma região, Schierholt e Silva Júnior (2016) afirmaram que a curva de Kuznets se mantém mesmo quando o índice de Gini foi substituído por outros indicadores de desigualdade (índice de Atkinson, coeficiente de variação e variância logarítmica)⁶, entre 1999 e 2004.

Em um estudo mais recente, Campos e Farias (2017) aplicaram a abordagem de desigualdade educacional⁷, tal como Fontes e Melo (2008), e analisaram os dados de municípios mineiros na década de 2000. Em síntese, os autores afirmaram que os municípios mineiros estariam na cauda final da curva de Kuznets estimada por índice de Gini educacional (IGE)⁸ e escolaridade média municipal. Assim, seus resultados contrariam as evidências apresentadas por Fontes e Melo (2008). Ou seja, segundo os autores, o aumento dos anos de escolaridade média é positivamente correlacionado à queda da desigualdade educacional, sendo que essa última se correlaciona positivamente com desigualdade de renda *per capita*.

À guisa de conclusão desta seção, cabe ressaltar que as evidências revisitadas sugerem que há significativas divergências entre os autores quanto a verificação da curva de Kuznets em municípios mineiros. Como ficou patente nesta breve revisão de literatura, os resultados são sensíveis ao método, aos dados e ao período analisado por cada um dos estudos. Além do mais, os estudos têm de enfrentar a limitação de disponibilidade de dados municipais, uma vez que a esse nível, a fonte de dados mais completa é o Censo Demográfico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que não ocorre desde 2010. Mesmo assim, a literatura preserva lacunas indiferentes à disponibilidade de dados, como as que se relacionam à escolha de variáveis de controle e à formatação dos modelos econométricos. Sobre esse último apontamento, cabe destacar que os estudos, em sua maioria, ainda não testaram especificações mais complexas da curva de Kuznets, como por exemplo à sua forma cúbica⁹.

Partindo dessas considerações críticas, na próxima seção é apresentada a metodologia de análise empírica empregada neste trabalho, cabendo destacar a utilização de um polinômio de 3º grau na função de especificação da desigualdade e a inclusão de variáveis de controle de uso menos recorrente na literatura.

⁶ Assim como o índice de Gini, tais indicadores expressam uma medida de desigualdade de renda e de bem-estar, sendo seus valores positivamente correlacionados com a desigualdade. Contudo, em alguns desses, os valores podem ser maiores que um. Para detalhes, ver Schierholt e Silva Júnior (2016).

⁷ Para uma discussão sobre a relação entre renda e dimensões socioeconômicas, como educação e saúde, ver Ravallion, Squire e Bruno (1999).

⁸ O IGE é uma medida de concentração do acesso à educação formal. Para detalhes, ver Campos e Farias (2017).

⁹ Para o uso do polinômio de 4º grau para testagem de hipótese de Kuznets em países, ver Figueiredo, Silva Júnior e Jacinto (2011).

4. Metodologia

4.1 Modelo estimado de dados em painel

Apesar da possibilidade de utilização de dados transversais para testar a hipótese de Kuznets, nota-se que a maioria dos trabalhos tem optado por dados em painel, pois esses permitem identificar com maior acurácia as especificidades locais não observáveis em dados convencionais (CAMPOS e FARIAS, 2017; SOAVE, GOMES e BARROS JÚNIOR, 2019). Essa técnica se inspira no trabalho pioneiro feito por List e Gallet (1999)¹⁰. No presente trabalho, a adoção de dados em painel reflete o interesse em investigar como a desigualdade é influenciada por fatores associados à dinâmica dos atores e instituições locais. Mais especificamente, o uso de dados em painel visa detectar o quão (e como) as especificidades municipais condicionam as estruturas distributivas locais. Convém destacar que, para cumprir esse objetivo, o modelo empírico foi equipado por variáveis de controle cujo uso é menos difundido na literatura.

Além disso, seguindo a sugestão de Tabosa, Amaral Filho e Gomide (2016), será estimada, além da curva de Kuznets na forma quadrática, a sua correspondente na forma cúbica, uma vez que essa capta com maior acurácia a complexidade da desigualdade, além de ampliar a base de comparação das estimativas – o que propicia maior rigor na checagem de validade dos resultados. Desse modo, foram estimados os seguintes modelos por dados em painel¹¹:

$$GINI_{it} = \beta_0 + \beta_1 RPC_{it} + \beta_2 RPC_{it}^2 + \beta_3 EDU_{it} + \beta_4 URB_{it} + \chi_i + \varepsilon_{it} \quad (01)$$

$$GINI_{it} = \beta_0 + \beta_1 RPC_{it} + \beta_2 RPC_{it}^2 + \beta_3 RPC_{it}^3 + \beta_4 EDU_{it} + \beta_5 URB_{it} + \chi_i + \varepsilon_{it} \quad (02)$$

em que $GINI_{it}$ é o coeficiente de Gini municipal dos municípios mineiros em 2000 e 2010; RPC_{it} é a renda *per capita* municipal anual; EDU_{it} é o percentual de pessoas acima de 25 anos com ensino superior completo; URB_{it} é a razão população urbana-rural; χ_i é o efeito individual não observável; e ε_{it} simboliza os erros não preditos. Cabe mencionar que a escolha das variáveis de controle – EDU_{it} e URB_{it} – segue as indicações de Duarte e Belmiro (2018), uma vez que tais variáveis aumentaram a qualidade de ajuste do modelo econométrico daquele estudo¹². Ademais, o Quadro 1 sistematiza a discussão realizada previamente e apresenta as hipóteses norteadoras dos testes econométricos. Em síntese, haverá indícios de uma curva de Kuznets se os coeficientes da renda *per capita* em nível e ao quadrado em (01) e (02) forem positivos e negativos, respectivamente (JACINTO e TEJADA, 2004). Já as especificidades locais serão importantes se os testes de adequação do modelo forem desfavoráveis ao *pooled* (uma definição formal consta na próxima subseção, mas cabe dizer, por ora, que esse modelo se ajusta melhor quando os fatores explicativos de uma variável dependente são puramente aleatórios).

Quadro 1: Hipóteses de trabalho

Curva de Kuznets	$\hat{\beta}_1 > 0$ e $\hat{\beta}_2 < 0$ e $\hat{\beta}_3 = 0^*$
Efeitos de fatores não observáveis	Existência de efeitos fixos ou efeitos aleatórios

* Parâmetro associado à renda *per capita* ao cubo (presente apenas no modelo cúbico)

Fonte: Elaboração própria.

¹⁰ Intuitivamente, isso significa dizer que os modelos de dados em painel permitem captar as particularidades de cada unidade observacional quanto a sua trajetória histórica, que terá implicações sobre o grau de correspondência entre as variáveis-chave da análise. Em outros termos, isso significa dizer que a reação da desigualdade ao crescimento econômico está associada a fatores particulares dos municípios, tais como a localização geográfica, o estado fronteiriço etc., sendo que estes estão correlacionados com o crescimento econômico, mas não podem ser observados diretamente nos dados.

¹¹ Todos os modelos, exceto os de efeitos aleatórios (Mínimos Quadrados Generalizados), foram estimados por Mínimo Quadrados Ordinários (MQO). Para uma descrição das técnicas de estimação, ver Greene (2000).

¹² Segundo Taques e Mazzutti (2010), a variável *URB* em geral é uma boa *proxy* para o desenvolvimento econômico, pois população urbana e renda *per capita* são comumente positivamente correlacionadas.

4.2 Fonte de dados e análise descritiva

Os dados utilizados correspondem às informações dos 853 municípios mineiros levantadas nos dois últimos censos demográficos realizados pelo IBGE¹³ nos anos de 2000 e 2010, respectivamente. Cabe mencionar que, devido ao número elevado de municípios ausentes no Censo de 1990, foi preciso descartar esse ano do estudo. Apesar da queda no número de observações, o período escolhido (2000 e 2010) mantém propriedades adequadas em termos de variabilidade dos dados, uma vez que a década dos anos 2000 se caracterizou tanto pela queda mais acentuada da desigualdade quanto pelo maior crescimento da renda *per capita*, comparativamente à década de 1990 (CARVALHO, 2018; MACEDO, VIANA e NASCIMENTO, 2019).

Em relação às variáveis escolhidas, cabe destacar suas principais propriedades, tais como: i) o coeficiente de Gini (*GINI*) varia entre 0 (igualdade absoluta) e 1 (desigualdade absoluta); ii) a renda *per capita* municipal (*RPC*) é a renda média domiciliar municipal¹⁴; iii) o percentual de pessoas com idade igual ou superior a 25 anos com ensino superior completo (*EDU*) expressa o número de pessoas com pelo menos 25 anos de idade portando diploma de ensino superior, em termos de toda população nessa faixa etária; iv) a taxa de urbanização ou a razão população urbana-rural (*URB*) é uma *proxy* do desenvolvimento econômico municipal.

A Tabela 1 exibe as estatísticas descritivas das variáveis (Gini e renda *per capita*) nos dois anos analisados¹⁵. Primeiramente, cabe mencionar que o Gini caiu 12% (de 0,54 para 0,47) e a renda *per capita* aumentou 40% (de R\$ 349,52 para R\$ 490,60) entre 2000 e 2010. Pode-se perceber também modificações na dispersão de ambas as variáveis: o desvio-padrão do Gini caiu 17% e o da renda *per capita* aumentou 19%. No caso da Gini, a queda conjunta de sua média e desvio-padrão configura um indício de que o processo de desconcentração de renda ocorreu mais intensamente nos municípios mais desiguais (Gini mais elevado). No caso da renda *per capita*, não há indício de convergência (houve aumento do desvio-padrão), o que permite inferir que o aumento em sua média foi influenciado em maior medida pelo crescimento dos municípios mais ricos.

Tabela 1: Estatísticas descritivas das variáveis índice de Gini e renda *per capita*, Minas Gerais, 2000 e 2010

Estatísticas	2000		2010	
	<i>GINI</i>	<i>RPC</i>	<i>GINI</i>	<i>RPC</i>
Média	0,54	349,52	0,47	490,60
Desvio-padrão	0,06	145,93	0,05	173,18
Mínimo	0,33	85,69	0,32	181,77
Máximo	0,75	1.101,96	0,78	1.731,84
Observações	852	852	852	852

Fonte: Resultados da pesquisa.

Por fim, a Figura 4 apresenta os gráficos de dispersão das variáveis Gini e renda *per capita* em 2000 e 2010, respectivamente. Cabe notar que não é possível identificar, via análise gráfica, a presença de uma curva que possa ser expressa por um polinômio de 2° ou 3° graus. Ou seja, pode-se rejeitar preliminarmente a hipótese de Kuznets, bem como negar a existência de *U* normal nos dados em questão. Além disso, não é possível afirmar que exista uma tendência definida entre as duas variáveis.

¹³ Cabe ressaltar que a escolha do período de análise foi de acordo com a disponibilidade de dados, entre os quais, apenas a variável renda *per capita* está disponível para anos posteriores a 2010. Por isso, o período de análise não ultrapassou o ano de 2010. Espera-se que em um trabalho futuro essa análise possa ser estendida para o ano em que o próximo Censo Demográfico (adiado) for realizado.

¹⁴ A renda média domiciliar *per capita* é a média das rendas domiciliares *per capita* das pessoas residentes em cada município. Cabe mencionar que essas estão valoradas a reais (R\$) de 2010.

¹⁵ Quanto às variáveis de controle, cabe mencionar que o percentual de pessoas acima de 25 anos com ensino superior (*EDU*) e o grau de urbanização (*URB*) aumentaram de 2,60% para 5,80% e de 6,00% para 8,06%, respectivamente – conforme a literatura, ambas as variáveis podem ser correlacionar negativamente com a variável dependente, *GINI*, o que corrobora a importância de incluí-las no modelo econométrico.

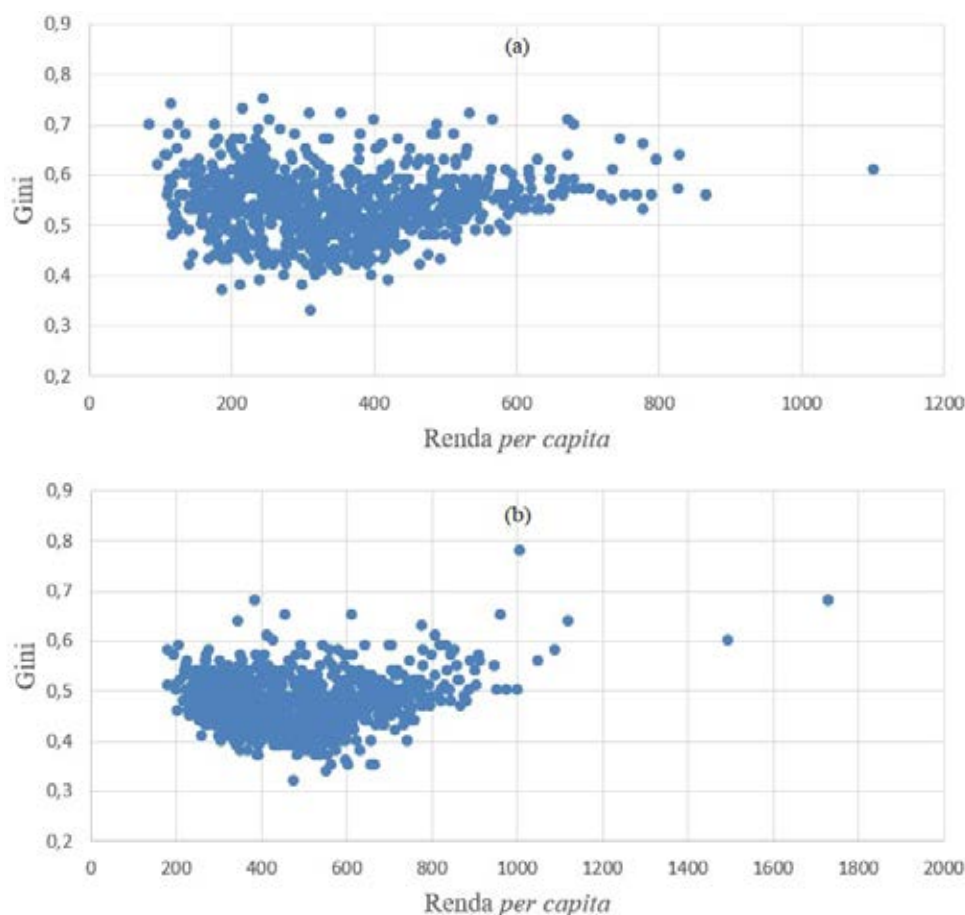


Figura 4: Gini e renda *per capita* dos municípios mineiros em (a) 2000 e (b) 2010

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do Atlas do Desenvolvimento Humano Brasil.

Para complementar a análise gráfica, a Tabela 2 exibe a matriz de correlações das variáveis de interesse (inclusive das variáveis de controle), considerando os dados relativos aos dois anos da amostra¹⁶. Como a primeira coluna da tabela indica, a correlação entre o Gini e as variáveis explicativas é relativamente baixa e, exceto a variável renda *per capita* ao cubo, todas as outras apresentaram correlação negativa – como esperado, no caso da variável educacional e de urbanização. Já entre as variáveis explicativas, merece destaque a correlação positiva entre a variável educacional e a renda *per capita*, o que configura um indício de multicolinearidade¹⁷. Por fim, resta mencionar que a inversão do sinal da correlação na variável renda *per capita* ao cubo representa um indício de que a verdadeira relação entre o Gini e a renda *per capita* possa não ser efetivamente linear.

Tabela 2: Matriz de correlações das variáveis

Variável	<i>GINI</i>	<i>RPC</i>	<i>EDU</i>	<i>URB</i>	<i>RPC</i> ²	<i>RPC</i> ³
<i>GINI</i>	1,000	----	----	----	----	----
<i>RPC</i>	-0,101	1,000	----	----	----	----
<i>EDU</i>	-0,174	0,801	1,000	----	----	----
<i>URB</i>	-0,050	0,030	0,005	1,000	----	----
<i>RPC</i> ²	-0,020	0,950	0,780	0,029	1,000	----
<i>RPC</i> ³	0,052	0,779	0,649	0,028	0,932	1,000

Fonte: Resultados da pesquisa.

¹⁶ Foram também calculados os coeficientes de correlação para as variáveis logaritmizadas. Os sinais entre as correlações parciais não se alteraram, porém, a intensidade da correlação se elevou.

¹⁷ A multicolinearidade ocorre quando o pressuposto de independência linear entre as variáveis explicativas do modelo de regressão é violado. Se esse for o caso, a variância e os erros padrões dos estimadores dos parâmetros de regressão não serão mínimos, o que pode comprometer a inferência estatística a partir dos testes usuais – testes *t* e *F*, por exemplo (GREENE, 2000).

Na próxima seção são apresentados, analisados e discutidos os resultados derivados da estimação dos modelos de dados em painel. Para tal, utilizou-se o *software Stata*.

5. Resultados

5.1 Análise econométrica dos resultados

A Tabela 3 apresenta as estimativas dos modelos *pooled*, efeitos fixos (EF) e efeitos aleatórios (EA) para as formas quadrática e cúbica da curva de Kuznets. Cabe mencionar que o coeficiente de determinação (R^2) é aproximadamente quatro vezes superior quando se controla os efeitos fixos dos municípios – ele também é ligeiramente superior no modelo na forma cúbica e quando se inclui as variáveis de controle¹⁸. Em relação às estimativas, o coeficiente associado ao grau de urbanização (*URB*) não foi significativo no modelo EF e o associado à renda *per capita* foi menos significativo nesse modelo. Já os demais coeficientes se mostraram significativos em todos os modelos, sendo que uma análise preliminar permite rejeitar a hipótese de Kuznets em todos os modelos ($\hat{\beta}_1 > 0$ e $\hat{\beta}_2 < 0$ e $\hat{\beta}_3 = 0$).

Tabela 3: Estimações da curva de Kuznets quadrática e cúbica com dados em painel

Variável	<i>Pooled</i>		EF		EA	
	Quadrático	Cúbico	Quadrático	Cúbico	Quadrático	Cúbico
<i>C</i>	0,5836***	0,6468***	0,5639***	0,5941***	0,5852***	0,6433***
<i>RPC</i>	-0,0002***	-0,0007***	0,0000	-0,0002**	-0,0002***	-0,0006***
<i>RPC</i> ²	0,0000***	0,0000***	0,0000***	0,0000***	0,0000***	0,0000***
<i>RPC</i> ³	----	-0,0000***	----	-0,0000***	----	-0,0000***
<i>EDU</i>	-0,0068***	-0,0072***	-0,0254***	-0,0251***	-0,0116***	-0,0117***
<i>URB</i>	-0,0000**	-0,0000**	-0,0000	-0,0000	-0,0000**	-0,0000**
R^2 ajust.	0,1086	0,1328	0,4733	0,4786	0,4063	0,3997
<i>U</i> inv.	Não	Não	Não	Não	Não	Não

Nota: Os valores foram arredondados para possibilitar a padronização dos valores em quatro casas decimais. Sendo assim, os valores nulos não representam um nulo absoluto, uma vez que são aproximações

Observações: 1.703; * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Fonte: Resultados da pesquisa.

Como todos os modelos apresentaram a maioria dos coeficientes significativos, foi necessário efetuar três testes de adequação de modelos¹⁹. O primeiro, o teste de Chow de significância conjunta da diferenciação das médias de grupos, permite verificar se o modelo de intercepto individual (EF) é mais adequado que o de intercepto único (*pooled*). O segundo, o teste de Breusch-Pagan (BP), permite verificar se o modelo de EA (fatores não observáveis constantes entre os municípios, mas que oscilam ao longo do tempo) é mais adequado do que o modelo *pooled*. E o terceiro, o teste de Hausman, possibilita verificar, entre os modelos EF e EA, qual é o mais adequado.

Como a Tabela 4 indica, o modelo EF é o mais adequado tanto na sua forma quadrática quanto cúbica. Intuitivamente, esse resultado é um indício da existência de heterogeneidade municipal não observável. Como exemplo, pode-se destacar tanto a estrutura comportamental local, cuja dinâmica pode estar relacionada à cultura local, quanto a localização geográfica, uma vez que essa última condiciona o acesso a fatores cruciais para a geração e distribuição de renda, como acesso a mercados regionais, fluxos de comércio interestaduais, recursos financeiros, humanos e naturais.

¹⁸ Tal resultado se assemelha ao apresentado por Salvato et al. (2006), cujo modelo com acurácia superior apresentou coeficiente de determinação de, no máximo, 0,33.

¹⁹ Para os detalhes formais de cada teste, ver Greene (2000). Para uma discussão associada ao seu uso em modelos de curva de Kuznets, ver Duarte e Belmiro (2018).

Tabela 4: Resultados dos testes de seleção dos modelos

Teste	Forma quadrática			Forma cúbica		
	Estatística	<i>p</i> -valor	Decisão	Estatística	<i>p</i> -valor	Decisão
Chow	2,59	0,0000	EF	2,52	0,0000	EF
Breusch-Pagan	40,44	0,0000	EA	39,09	0,0000	EA
Hausmann	406,24	0,0000	EF	248,81	0,0000	EF

Fonte: Resultados da pesquisa.

Por fim, foram realizados os testes de Shapiro Wilker e de Wald para identificar a presença de normalidade e homoscedasticidade nos resíduos do modelo EF na forma quadrática e cúbica²⁰. O primeiro teste rejeitou a hipótese de normalidade, todavia, isso não foi considerado um problema grave, uma vez que Greene (2000) afirma que os resíduos terão distribuição normal em amostras assintóticas. Quanto ao segundo teste, esse rejeitou a hipótese de homoscedasticidade. Sendo assim, seguindo Gujarati (2006), aplicou-se a matriz de correção de White, porém, não houve mudança significativa: apesar da queda no *p*-valor, a variável renda *per capita* (nível) se manteve insignificante no modelo quadrático e a variável urbanização em ambos. Em síntese, os resultados permitem rejeitar a hipótese de Kuznets no modelo de EF na forma quadrática e cúbica: nesse último, pelo contrário, há indícios de uma curva na forma de *U* normal. Além disso, o fato do modelo de EF ter sido considerado mais adequado evidencia o papel desempenhado pela heterogeneidade não observável nos municípios sobre a desigualdade de renda domiciliar.

5.2 Discussão dos resultados

Em termos gerais, a hipótese de Kuznets não pode ser aceita neste trabalho, tampouco se verificou uma associação promissora entre desigualdade e renda *per capita*. Considerando o efeito marginal da renda *per capita*, obtém-se que o Gini mínimo e máximo no modelo de EF cúbico é atingindo quando a renda *per capita* é de R\$ 216,65 e R\$ 2.065,32, respectivamente. Ou seja, o crescimento econômico estaria reduzindo a concentração de renda apenas em municípios extremamente pobres (renda domiciliar *per capita* até R\$ 216,65), enquanto estaria aprofundando a desigualdade em municípios cuja renda *per capita* estivesse compreendida entre o mínimo e o máximo, R\$ 2.065,32, evidenciando um regime de crescimento pró-rico²¹. De acordo com as estimativas, haveria novo regime de crescimento pró-pobre apenas em municípios cuja renda *per capita* superasse o valor máximo de R\$ 2.065,32, o que configuraria uma curva de *U* invertido.

Contudo, considerando o ano 2000, apenas 20% dos municípios mineiros apresentavam renda domiciliar *per capita* inferior a R\$ 216,65, enquanto em 2010 só 1% dos municípios figuravam nesse conjunto. Ademais, mesmo no ano 2010, o município mais rico do estado detinha renda *per capita* de R\$ 1.731,85, o que é um valor muito aquém dos R\$ 2.065,32, a partir do qual o crescimento econômico se relaciona positivamente com a distribuição de renda. Em suma, uma parcela ínfima dos municípios mineiros estaria na cauda inicial da curva em *U* normal (não da curva de *U* invertido), enquanto a maioria exorbitante estaria na cauda final (ascendente) e nenhum município se situaria na cauda compatível com a curva de Kuznets (renda *per capita* acima de R\$ 2.065,32). Reiterando, tais elementos permitem não aceitar a hipótese de Kuznets.

No que tange às variáveis de controle, cabe mencionar que a significância da variável educacional é um resultado que reitera o estudo feito por Campos e Farias (2017), segundo o qual o aumento da média de anos de escolaridade repercute positivamente na desconcentração do acesso ao ensino formal, sendo que esse último favorece a queda da desigualdade de renda municipal. Além de que, mesmo quando a correlação entre renda e ensino superior é controlada, o parâmetro associado a

²⁰ Como a análise do VIF (*variance inflation factor*) detectou multicolinearidade entre renda *per capita* e a variável educacional, foi estimada uma regressão auxiliar com a segunda sendo variável dependente. Os resíduos foram aplicados nos modelos de dados em painel, porém, não houve mudança sensível nos resultados. Intuitivamente, esse procedimento tende a isolar a parcela da variação da variável educacional que independe da renda. Para o uso de regressões auxiliares, ver Gujarati (2006).

²¹ Para uma discussão sobre regimes de crescimento, em sua versão pró-rico ou pró-pobre, ver Salvato et al. (2006).

essa última se mostrou estatisticamente significativo. Já quanto ao grau de urbanização, a sua não significância lança duas questões. A primeira, de cunho metodológico, diz respeito à assertividade do uso do grau de urbanização como medida de desenvolvimento, uma vez que a maioria dos fatores deteriorantes da qualidade de vida estão concentrados nas cidades²². A segunda, envolta no universo das políticas públicas, problematiza o processo de urbanização como meio de mitigar a desigualdade, uma vez que os indícios do presente trabalho denotam relações de indiferença entre as duas variáveis.

Quanto à estrutura geral da desigualdade, a superioridade dos modelos de EF atesta que essa depende de características locais não observáveis nos dados, tais como a localização geográfica e os arcabouços institucional e cultural. Com efeito, os resultados do presente trabalho corroboram o estudo de Silva e Leite (2017), no qual os autores encontraram que pobreza e desigualdade transbordam para municípios vizinhos e configuram, portanto, uma dinâmica regionalizada. Cabe mencionar que o fator localização geográfica abarca desde aspecto comportamentais, culturais e institucionais até aqueles relacionados à disposição de fatores produtivos e acessos à infraestrutura logística. Sendo assim, o presente trabalho, ao reiterar a importância de fatores não observáveis, insiste que as políticas de desenvolvimento sejam estruturadas em bases compatíveis com as especificidades locais, que não aquelas que têm como pré-condição níveis mínimos de crescimento econômico.

A título de síntese, pode-se constatar que a dinâmica da desigualdade e renda *per capita* nos municípios mineiros não se ajusta à curva de Kuznets, tampouco se verifica uma associação promissora entre as duas variáveis. Ademais, mesmo no modelo de melhor ajuste, não foi possível explicar nem a metade da variabilidade do Gini (47,86%), o que confirma, assim como afirma Duarte e Belmiro (2018), que identificar os determinantes da desigualdade não é uma tarefa trivial. Sendo assim, a hipótese inicial deste trabalho, portanto, foi descartada: ou seja, rejeita-se a hipótese de Kuznets.

6. Considerações finais

O presente trabalho investigou a relação entre desigualdade e renda, buscando analisar especificamente: i) se a dinâmica entre essas duas variáveis se ajusta à hipótese de Kuznets, quando se considera os dados de municípios mineiros entre 2000 e 2010; e ii) se essa dinâmica depende de heterogeneidades municipais não observáveis nos dados e insuficientemente tratadas na literatura. A investigação se baseou na especificação de dois modelos de curva de Kuznets, sendo um na forma quadrática e outro na cúbica, tal qual as recomendações prescritas em Tabosa, Amaral Filho e Gomide (2016), List e Galet (1999) e Ahluwalia (1976). Ademais, como a literatura não reporta diferenças cruciais nos resultados quanto ao uso de medidas de desigualdade, optou-se por utilizar o Gini como variável dependente, sendo que um elemento distintivo desse estudo foi a utilização dos indicadores de população com ensino superior e grau de urbanização como variáveis de controle.

Como a hipótese de Kuznets (1955) foi rejeitada, pode-se afastar a máxima na qual o crescimento resolveria *per se* o problema da desigualdade, sendo esse um resultado ainda mais relevante para o caso da economia mineira, cujas disparidades regionais se mostram significativamente perversas. Sob a ótica das políticas públicas, esse resultado reforça a importância de políticas transversais enquanto alternativas de mitigação dos efeitos danosos da concentração de renda. Nesse particular, vale realçar tanto as já tradicionais políticas de transferências de renda existentes quanto aquelas centradas na prestação e oferecimento de serviços públicos de qualidade. Resumidamente, a não validação da hipótese de Kuznets fornece indicativo quanto a incapacidade de distribuição de renda proporcionada espontaneamente pelo crescimento econômico.

Além do mais, a identificação de EF engendra um papel não desprezível das heterogeneidades municipais não observáveis, que para além do nível de renda *per se*, desempenha causalidades marcantes no espectro das desigualdades municipais. Esse último resultado, em particular, pode alicerçar uma agenda de investigação das desigualdades que abarque não só seus aspectos relacionados à renda, mas também aqueles associados às especificidades municipais, como a qualidade do poder público, o nível de desenvolvimento institucional e a estrutura de produção e distribuição de bens e serviços locais. Desse modo, em um trabalho futuro pretende-se definir *proxies* para essas

²² Poluição, estresse, violência, criminalidade etc.

especificidades e estimar os impactos que essas causam no nível de desigualdade municipal. Mais especificamente, é de interesse quantificar a relação empírica entre o nível de capital humano e técnico associado ao setor público municipal e a desigualdade local, bem como relacionar tais fatores à territorialidade do estado de Minas Gerais.

Resta mencionar que, este trabalho, além de investigar uma dimensão empírica entre duas variáveis tão relevantes atualmente, buscou contribuir na expansão da fronteira do conhecimento da agenda de investigação dos determinantes seculares da desigualdade, bem como com os estudos que se debruçam em propor estratégias para a sua superação nos municípios mineiros.

Referências

- AHLUWALIA, M. S. Inequality, poverty and development. **Journal of Development Economics**, v. 3, n. 4, p. 307-342, 1976. DOI: 10.1016/0304-3878(76)90027-4
- ALCÂNTARA FILHO, J. L.; FONTES, R. M. O.; FONTES, M. P. F. Evidências empíricas sobre a concentração de terras, o crescimento agropecuário e o uso de tecnologias em Minas Gerais a partir da hipótese de Kuznets. In: XIII Seminário sobre a Economia Mineira, Diamantina – MG, agosto de 2008. **Anais**. Belo Horizonte: Cedeplar/UFMG, 2008.
- BAGOLIN, I. P.; GABE, J.; RIBEIRO, E. P. Crescimento e desigualdade no Rio Grande do Sul: uma revisão da Curva de Kuznets para os municípios gaúchos (1970-1991). In: 2º Encontro de Economia Gaúcha, Porto Alegre – RS, maio de 2004. **Anais**. Porto Alegre: FEE, 2004.
- BARRO, R. J. Inequality and growth in a panel of countries. **Journal of Economic Growth**, v. 5, p. 5-32, 2000. DOI: 10.1023/A:1009850119329
- BARROS, L. C.; GOMES, F. A. R. Desigualdade e desenvolvimento: a hipótese de Kuznets é válida para os municípios brasileiros? **Análise Econômica**, v. 26, n. 50, p. 57-81, 2008. DOI: 10.22456/2176-5456.10910
- BEIRÃO, E. S.; NUNES, K. J. F. S.; SANTOS, L. F. R. Análise da desigualdade de renda nos municípios do estado de Minas Gerais em 2000 e 2010: uma abordagem a partir da análise exploratória de dados espaciais (AEDE). **Economia e Políticas Públicas**, v. 8, n. 2, p. 31-58, 2020.
- BUSSMANN, T. B.; RISCO, G. R. M. Mensuração da desigualdade e do crescimento no estado de Minas Gerais: estimação da curva de Kuznets. In: XV Seminário sobre a Economia Mineira, Diamantina – MG, agosto de 2012. **Anais**. Belo Horizonte: Cedeplar/UFMG, 2012.
- CAMPOS, L. I. M.; FARIAS, H. N. A trajetória da desigualdade educacional em Minas Gerais na década de 2000. In: XV Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, São Paulo – SP, outubro de 2017. **Anais**. São Paulo: ABER, 2017.
- CARVALHO, L. **Valsa brasileira: do boom ao caos econômico**. 1 ed. São Paulo: Editora Todavia, 2018.
- DAWSON, P. J. On testing Kuznets' economic growth hypothesis. **Applied Economics Letters**, v. 4, n. 7, p. 409-410, 1997. DOI: 10.1080/135048597355159
- DEININGER, K.; SQUIRE, L. New ways of looking at old issues: inequality and growth. **Journal of Development Economics**, v. 57, n. 2, p. 259-287, 1998. DOI: 10.1016/S0304-3878(98)00099-6
- DUARTE, L. B.; BELMIRO, M. O. M. Utilização de dados em painel para analisar a relação entre a desigualdade de renda e educação nas regiões do Brasil. **Debate Econômico**, v. 6, n. 2, p. 4-20, 2018.
- FIELDS, G. S. **Distribution and Development: a new look at the developing world**. New York, Cambridge & London: Russel Sage Foundation & MIT Press, 2001.
- FIGUEIREDO, E. A.; SILVA JÚNIOR, J. C. A.; JACINTO, P. A. A hipótese de Kuznets para os municípios brasileiros: testes para as formas funcionais e estimações não-paramétricas. **EconomiA**, v. 12, n. 1, p. 149-165, 2011.
- FONTES, R. M. O.; MELO, E. Income and educational inequalities in Vale do Jequitinhonha, Brazil. In: XV Encuentro de Economía Pública: políticas públicas y migración, Salamanca – España, febrero de 2008. **Anales**. Salamanca: USAL, 2008.
- FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO (FJP). **Índice Mineiro de Responsabilidade Social - IMRS**. Disponível em: <<http://imrs.fjp.mg.gov.br>> Acesso em: 14 mai. 2021.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 4 ed. New Jersey: Prentice Hall, 2000.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 1 ed. Rio de Janeiro: Campus, 2006.

JACINTO, P. A.; TEJADA, C. A. O. Desigualdade de renda e crescimento econômico nos municípios da região nordeste do Brasil: o que os dados têm a dizer? In: XXXII Encontro Nacional de Economia, João Pessoa – PB, dezembro de 2004. **Anais**. Niterói: ANPEC, 2004.

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **The American Economic Review**, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.

LINHARES, F.; FERREIRA, R. T.; IRFFI, G. D.; MACEDO, C. M. B. A hipótese de Kuznets e mudanças na relação entre desigualdade e crescimento de renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 42, n. 3, p. 403-432, 2012.

LIST, J. A.; GALLET, C. A. The Kuznets Curve: what happens after the inverted-U? **Review of Development Economics**, v. 3, n. 2, p. 200-206, 1999. DOI: 10.1111/1467-9361.00061

MACEDO, A. S.; VIANA, R.; NASCIMENTO, M. Capacidades analíticas no processo de produção de políticas públicas: quais fontes de evidências utilizam o serviço civil da administração pública federal? **Administração Pública e Gestão Social**, v. 4, n. 11, p. 1-22, 2019. DOI: 10.21118/apgs.v4i11.7199

MORAIS, M. B.; SWART, J.; JORDAAN, J. A. Economic complexity and inequality: does regional productive structure affect income inequality in Brazilian states? **Sustainability**, v. 13, n. 2, 1006, 2021. DOI: 10.3390/su13021006

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO (PNUD). **Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil**. Disponível em: <www.atlasbrasil.org.br/>. Acesso em: 9 jan. 2021.

RAVALLION, M. Growth and poverty: evidence for developing countries in the 1980s. **Economics Letters**, v. 48, n. 3-4, p. 411-417, 1995. DOI: 10.1016/0165-1765(94)00620-H

RAVALLION, M.; SQUIRE, L.; BRUNO, M. Equity and growth in developing countries: old and new perspectives on the policy issues. **Policy Research Working Papers**, World Bank. Washington: World Bank, 1999. DOI: 10.1596/1813-9450-1563

SALVATO, M. A.; ALVARENGA, P. S.; FRANÇA, C. S.; ARAUJO JUNIOR, A. F. Crescimento e desigualdade: evidências da curva de Kuznets para os municípios de Minas Gerais, 1991/2000. **Economia & Gestão**, v. 6, n. 13, p. 1-16, 2006.

SANCHES, M. S.; CARVALHO, L. B. A contribuição da política fiscal para a crise brasileira recente: uma análise baseada em multiplicadores de despesas e receitas primárias do governo central no período 1997-2018. In: XLVII Encontro Nacional de Economia, São Paulo – SP, dezembro de 2019. **Anais**. Niterói: ANPEC, 2019.

SANTOS, M. P.; CUNHA, M. S.; GADELHA, S. R. B. Distribuição de renda e desenvolvimento econômico: análise da hipótese de Kuznets para os estados brasileiros no período 1992-2010. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 11, n. 2, p. 251-271, 2017.

SCHIERHOLT, M. I.; SILVA JÚNIOR, G. E. Desigualdade de renda nas microrregiões do Vale do Jequitinhonha – Minas Gerais. **Estudos do CEPE**, n. 44, p. 17-38, 2016. DOI: 10.17058/cepe.v0i44.7315

SILVA, S. P.; LEITE, L. Transbordamentos de pobreza e desigualdade em Minas Gerais: uma análise espacial considerando o efeito da fronteira interestadual. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 48, n. 3, p. 55-76, 2017.

SOAVE, G. P.; GOMES, F. A. R.; BARROS JÚNIOR, F. Desigualdade e desenvolvimento: revisitando a hipótese de Kuznets após a redução da desigualdade nos municípios brasileiros. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 13, n. 4, p. 581-605, 2019.

TABOSA, F. J. S.; AMARAL FILHO, J.; GOMIDE, U. S. Reexaminando a Curva de Kuznets: evidências para o Brasil no período de 1981-2009. **Redes**, v. 21, n. 2, p. 245-266, 2016. DOI: 10.17058/redes.v21i2.5246

TAQUES, F. H.; MAZZUTTI, C. C. T. P. C. Qual a relação entre desigualdade de renda e nível de renda per capita? Testando a hipótese de Kuznets para as unidades federativas brasileiras. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 35, p. 161-186, 2010.

THORNTON, J. The Kuznets inverted-U hypothesis: panel data evidence from 96 countries. **Applied Economics Letters**, v. 8, n. 1, p. 15-16, 2001. DOI: 10.1080/135048501750041213

Efeitos de fatores socioeconômicos e demográficos sobre a demanda por previdência privada no Brasil

Effects of socioeconomic and demographic factors on the demand for private pension in Brazil

Alison Philipe Freitas Santos^a

Elvanio Costa de Souza^b

RESUMO

Diante das incertezas sobre a sustentabilidade da seguridade social no Brasil, a previdência privada apresenta-se como uma importante alternativa tanto para o cidadão quanto para o governo. Sendo assim, este estudo teve por objetivo analisar como fatores socioeconômicos e demográficos afetam a demanda por previdência privada no país. Para isso, foram utilizados dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2015 e o modelo logit. Segundo os resultados, as principais variáveis que afetam a probabilidade de um brasileiro contribuir para entidades de previdência privada são a renda mensal domiciliar *per capita*, a escolaridade e a idade. Além disso, são mais propensos a investir em planos de previdência complementar pessoas do sexo masculino, casadas, que são a referência na família, brancos e amarelos, segurados da previdência social, não aposentados e residentes nas regiões Sudeste, Centro-Oeste e Sul.

Palavras-chave: Previdência privada; Demanda; Logit; PNAD.

JEL: D14; G41.

ABSTRACT

Given the uncertainties about the sustainability of social security in Brazil, the private pension presents itself as an important alternative for both the citizen and the government. Therefore, this study aimed to analyze how socioeconomic and demographic factors affect the demand for private pension in this country. To do this, data from the 2015 PNAD and the logit model were used. According to the results, the main variables that affect the probability of a Brazilian contributing to private pension entities are monthly household income per capita, education and age. In addition, males, married, who are the reference in the family, white and yellow, social security insured, non-retired and residing in the Southeast, Central West and South Regions, are more likely to invest in supplementary pension plans.

Keywords: Private pension; Demand; Logit; PNAD.

Submitted em: 21 de setembro de 2021.

Accepted em: 08 de novembro de 2021.

^aBacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: alisonphilipe@gmail.com.

^bProfessor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: elvanio.souza@ufv.br.

1. Introdução

A seguridade social é um direito garantido pela Constituição Federal brasileira. É formada por um conjunto de ações e políticas voltadas à sociedade com a finalidade de proporcionar benefícios relativos à saúde, previdência e assistência social (BRASIL, 1988). Além disso, a seguridade social é financiada por toda a sociedade de forma direta e indireta, por meio de recursos oriundos dos tributos da União, estados, Distrito Federal e municípios.

O regime previdenciário social é organizado sob a forma de: Regime Geral de Previdência Social (RGPS), cuja filiação é obrigatória para trabalhadores empregados formais, com caráter contributivo; Regime Próprio de Previdência Social (RPPS), que envolve um conjunto de sistemas previdenciários de servidores públicos das esferas federal, estadual, municipal e militar; e Regime de Previdência Complementar (RPC), de contribuição facultativa, baseado na constituição de reservas que garantam o benefício contratado pelo contribuinte, regulado por Lei Complementar (BRASIL, 1988).

A previdência social brasileira funciona como um modelo de repartição simples, em que os contribuintes ativos financiam as aposentadorias e pensões da população economicamente inativa (MOURA, TAFNER e JESUS FILHO, 2007). Atualmente esse modelo tem apresentado problemas de sustentabilidade e crescem as discussões sobre a necessidade de reforma.

O déficit da previdência social brasileira vem crescendo ao longo dos anos e, segundo Tokarnia (2018), atingiu R\$ 182,45 bilhões em 2017 (2,8% do Produto Interno Bruto – PIB). A participação das despesas com benefícios em relação ao PIB, que girou em torno de 8,4% em 2017, deve crescer para 17,5% em 2060, segundo Puty e Gentil (2017).

De acordo com Magalhães e Bugarin (2004), o envelhecimento da população brasileira, atrelado ao aumento da expectativa de vida e à diminuição da fecundidade, leva a preocupações com o fechamento das contas públicas. Prevê-se uma evolução acentuada da população acima dos 60 anos no Brasil, passando dos 70 milhões em 2060 (33,7% da população total, contra 12,6% na atualidade).

Como observado por Coimbra e Toyoshima (2009), o Regime de Previdência Complementar, ou previdência privada, possibilita ao trabalhador uma renda adicional, permitindo a manutenção de seu padrão de vida após o fim do período de atividade laboral. Os recursos de aposentadoria vindos do Regime Geral de Previdência são fundamentais para este fim, porém insuficientes para algumas pessoas, o que gera a necessidade de complementação da renda. Isso acontece principalmente com indivíduos que auferem rendimentos mensais maiores que o teto da previdência em seu período laboral. Em 2018, por exemplo, o valor máximo mensal de aposentadoria pago pelo RGPS era de R\$ 5.645,00 (BRASIL, 2018).

A previdência privada segue o modelo de capitalização, que é uma espécie de poupança que o trabalhador faz para garantir sua aposentadoria no futuro. Diferentemente do regime de repartição, o dinheiro é investido individualmente. Segundo Leite (1994), no regime de repartição simples não é possível a criação de fundos de reserva e, desta forma, não há formação de poupança.

Os fundos de pensão surgem como uma opção de reestruturação da economia previdenciária brasileira. Eles afetam positivamente o mercado de capitais, aumentando o volume de poupança de longo prazo, o que é benéfico para o investimento. A classe média é a principal usuária do serviço, e a ascensão de classes no cenário social brasileiro criou uma expectativa de crescimento no mercado de previdência complementar. Segundo Singer (2015), cerca de 40 milhões de pessoas mudaram de faixa social nos últimos anos. O autor enfatiza a criação de uma pequena nova classe média que foge à classe C tradicional e que também não se enquadra em uma faixa inferior. Essa classe já tem acesso a determinados bens e serviços que antes não lhe diziam respeito. A faixa C já representa 50% da população brasileira, caracterizando um potencial demandante da previdência complementar.

Coimbra e Toyoshima (2009) analisaram o setor de previdência complementar brasileiro focando nos níveis de concentração, grau de eficiência, políticas e barreiras para entrada e saída no setor. O estudo apontou para uma alta taxa de crescimento e atratividade, em que empresas de médio porte obtêm maior eficiência ao mesmo tempo em que grandes empresas conseguem ampliar sua participação no mercado. As principais barreiras estão relacionadas à entrada de novas empresas,

principalmente quando se trata de Entidades Abertas de Previdência Complementar, em que as maiores são geridas por grandes bancos. Observaram, ainda, que as condições macroeconômicas a partir do Plano Real colaboraram para o crescimento do mercado, permitindo maior possibilidade de investimento de longo prazo para a população brasileira.

Com relação à demanda, a literatura enfatiza que a renda dos indivíduos é uma importante variável para explicar a realização de aplicações financeiras, incluindo o investimento em previdência privada. Além disso, idade, escolaridade, estado civil e fatores culturais também são relevantes (BECK e WEBB, 2003; LOKE e GOH, 2012; ADAMI e GOUGH, 2008; AGAPITO e SILVA, 2020).¹ Diante disso, este estudo pretendeu analisar como alguns fatores socioeconômicos e demográficos afetam a demanda por previdência privada no Brasil. Para tal, foram utilizados os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2015 (IBGE, 2016) e o modelo logit. Espera-se encontrar que a renda e a escolaridade estejam entre os principais determinantes da demanda por previdência complementar.

Num contexto de crescimento do setor de previdência complementar e em que se fala em necessidade de reforma da previdência (com migração de um modelo de repartição para um de capitalização), torna-se relevante entender que fatores afetam a demanda por previdência privada no Brasil. Além desta introdução, este artigo possui mais cinco partes. Na próxima seção é apresentado um histórico resumido da previdência no Brasil e no mundo. A seção 3 fala brevemente sobre a literatura que aborda os determinantes da demanda por seguros e previdência privada. A quarta seção trata dos métodos e dados utilizados para alcançar os objetivos deste estudo. Na seção 5 são apresentados e discutidos os resultados e, na última parte, são descritas as conclusões da pesquisa.

2. História da previdência

Segundo Farias (1997), programas voltados para a assistência social originaram-se já no período pré-capitalista, por meio da “Lei dos Pobres”, que vigorou a partir de 1601 na Inglaterra, durante o reinado de Elisabeth I. Essa Lei criava um tributo que era arrecadado pelas entidades religiosas e se revertia em auxílio para a população carente (mendigos, por exemplo). Mais tarde, o próprio parlamento inglês reformulou o modelo para atender às classes operárias da época. A Lei de 1834 trazia garantias assistenciais a pessoas que se tornavam incapazes de se manter no processo produtivo por causa da idade ou doença (MARSHALL, 1967).

Como observado por Farias (1997), passa-se então a difundir a relevância das iniciativas coletivas de caráter securatório que pudessem, por meio de um fundo financiado pelos próprios empregados e empregadores, suprir as limitações ocasionadas pelo tempo de trabalho e pela saúde do trabalhador. Faleiros (1980) citou como exemplo as “Ligas Mutualistas” do século XIX, que foram criadas a fim de garantir proteção social aos associados e eram mantidas por recursos próprios destes e com contribuições voluntárias das empresas.

A Alemanha foi um dos países pioneiros no que se refere à legislação acerca da seguridade social, tornando-a obrigatória. Além de garantir cobertura em casos de doença, velhice e acidentes de trabalho, seu modelo de repartição simples substituiu o de capitalização. Tais mudanças serviram posteriormente como modelo de organização para o desenvolvimento previdencialista dos países ao longo do século XX.

A previdência no Brasil começou com a criação de entidades previdenciárias organizadas por funcionários de determinadas empresas ou autarquias. A previdência complementar no Brasil, segundo Paixão (2006), surgiu em 1904, antes mesmo da legislação sobre o tema, criada em 1977, com a Lei n.º 6.435. Na primeira década do século XX, um grupo de empregados do Banco República do Brasil, por meio de uma associação, iniciou um fundo de pensão mensal destinado aos seus herdeiros.

O dia 24 de janeiro de 1923 é tido como um marco que consolidou toda a sustentação do sistema previdenciário nacional, por meio da Lei Elói Chaves, que possibilitou a criação de caixas de

¹ Detalhes sobre a literatura que aborda os fatores que afetam a demanda por previdência privada são apresentados na seção 3 deste artigo.

aposentadorias e seguros aos empregados das empresas ferroviárias, abrangendo posteriormente outras empresas e conseqüentemente mais empregados. A concretização da unificação da previdência social brasileira se deu em 1965, com a criação do Instituto Nacional de Previdência Social (INPS). Ele agrupou os institutos de aposentadorias e pensões existentes até então (RAMALHO, 2015).

A primeira entidade de previdência privada no Brasil, a Fundação Petrobrás de Seguridade Social (PETROS), foi criada no fim dos anos 1960 e serviu de base para outras instituições estabelecidas com a mesma finalidade no período pré-regulamentação, como a Fundação CESP (LEITE, 1994). Em 1977, a previdência complementar surgiu de forma regulamentar no Brasil, por meio da Lei n.º 6.435, influenciada pela Erisa (*Employee Retirement Income Security Act*), versão norte-americana desta forma de previdência.

A estruturação legal da previdência privada brasileira começou em 1997 e sofreu complementações ao longo dos anos, principalmente a partir da estabilidade monetária. A Lei Complementar n.º 108/2001 tratou da reestruturação da relação entre União, unidades da federação, municípios, entidades públicas, autarquias e suas respectivas entidades fechadas de previdência complementar. A Lei Complementar n.º 109/2001 proporcionou um grande avanço para as Entidades Fechadas de Previdência Complementar (EFPCs), principalmente quando se refere às normas gerais do segmento (BRASIL, 2001).

A Emenda Constitucional n.º 40, de 29 de março de 2003, tratou do aprimoramento do sistema financeiro que rege a previdência complementar, referindo-se à gestão dos seguros e à capitalização do montante. Mais tarde, o Conselho Monetário Nacional (CMN) trouxe, por meio de resoluções e modificações, instruções aplicáveis às EFPCs e Entidades Abertas de Previdência Complementar (EAPCs), como observado na Resolução n.º 4.444/15 (BRASIL, 2003).²

Uma EAPC é aquela cujos serviços financeiros podem ser contratados por qualquer pessoa (oferecem planos individuais ou coletivos). Os planos mais conhecidos são o PGBL (Plano Gerador de Benefícios Livres) e o VGBL (Vida Gerador de Benefícios Livres). Em ambos, há duas fases para o contribuinte: uma referente ao investimento e, posteriormente, a de retirada do benefício, que pode ser todo (de uma única vez), ou parcelado mensalmente como complementação à aposentadoria do RGPS ou RPPS. No PGBL, pode-se deduzir o valor das contribuições mensais no cálculo do imposto de renda, chegando-se até 12%, sendo descontado posteriormente no recebimento do benefício. No VGBL, a tributação incide apenas sobre o rendimento do capital investido, porém não pode ser deduzido do imposto de renda como no PGBL.

As EAPCs são controladas e fiscalizadas pela Superintendência de Seguros Privados (SUSEP), vinculada ao Ministério da Economia. Além de fixar as características que integram os contratos de seguro, previdência aberta, capitalização e resseguro, a SUSEP também promove o aperfeiçoamento das instituições vinculadas, assim como a estabilidade dos mercados para maior segurança dos segurados e expansão das entidades (SUSEP, 2020).

As EFPCs são conhecidas comumente como fundos de pensão. Organizam-se como entidades sem fins lucrativos e oferecem planos às entidades representativas de classe de trabalhadores da União, dos estados, do Distrito Federal, dos municípios e de coletivos empresariais que se tornam instituidores do fundo. Neste segmento, os principais planos são classificados como: Benefício Definido (BD), no qual o participante tem seu benefício já estabelecido na adesão ao plano, a contribuição é determinada atuarialmente e geralmente proporciona o benefício a partir de uma idade pré-determinada; e Contribuição Definida (CD), em que os participantes e a patrocinadora contribuem para uma conta individual, acumulando o montante que após a aposentadoria é transferido ao participante em forma de renda mensal ou extração completa.

De forma similar à SUSEP, existe também um órgão regulador e fiscalizador vinculado ao Ministério da Economia: a Superintendência Nacional de Previdência Complementar (PREVIC), com sede no Distrito Federal e atuação em todo território nacional. A PREVIC foi instituída pela Lei n.º 12.154, de 23 de dezembro de 2009, substituindo a Secretaria de Previdência Complementar (SPC). Ela estabelece às entidades procedimentos para a aplicação de suas normas, apurando e julgando as

² A previdência privada no Brasil é dividida em dois segmentos: entidades abertas e entidades fechadas.

infrações cometidas por elas. Além disso, tem caráter conciliador entre as EFPCs e seus participantes, patrocinadores ou mesmo instituidores.

Após a regulamentação da previdência complementar, em 1977, houve um crescimento considerável no número de EFPCs no Brasil (passou de algumas unidades para mais de 350) e estabilização a partir de 1999. Após 2010, entretanto, ocorreu uma queda no número de empresas do setor para algo em torno de 300 (OSMAN, 2017).

As alterações nas leis que envolvem o Regime Jurídico Único (RJU) foram um dos fatores que impulsionaram a demanda por previdência complementar no país. Historicamente, a Lei n.º 8.112/1990 (Lei do RJU) estabelecia grandes benefícios aos servidores públicos federais. Uma das mais importantes era a de integralidade e paridade das aposentadorias e pensões por morte do servidor, que teriam valores iguais ao do último salário recebido enquanto ativo. Além disso, garantia reajustes semelhantes aos dos servidores ativos ao longo dos anos. Também havia a possibilidade de migração dos trabalhadores contratados pelo Regime Celetista para o RJU sem exigências de tempo mínimo de contribuição. Essas medidas contribuíram para o crescimento do custo com os servidores públicos inativos, o que se agravou com o advento do Plano Real (BELTRÃO et al., 2004).

Em 1998, durante o governo do presidente Fernando Henrique Cardoso, foi promulgada a Emenda Constitucional (EC) n.º 20, que promoveu mudanças que envolviam: alteração na exigência de idade e tempo mínimo de contribuição para solicitar aposentadoria; e previsão de redução do teto dos benefícios. Apesar disso houve a continuidade das regras de paridade e integralidade. Mais tarde, no governo Lula, outra Emenda Constitucional foi promulgada (EC 41/2003). Nessa, destacam-se: fim da integralidade e paridade para os novos servidores; processo de transição para os já inseridos no Regime; cobrança de taxas para os aposentados que ultrapassam o teto da previdência; sinalização da possibilidade de criação de um fundo previdenciário para os servidores públicos. Esse fundo foi criado anos depois por meio da Lei n.º 12.618/2012, que instituiu a Fundação de Previdência Complementar do Servidor Público Federal (FUNPRESP) e um teto para as aposentadorias dos novos servidores (RANGEL e SABOIA, 2015).

Segundo Tafner e Giambiagi (2007), a evolução histórica do Sistema Previdenciário Social mostra que, apesar de nascer baseado na capitalização, com o passar do tempo a flexibilidade das regras proporcionou alguns problemas na distribuição e gestão dos valores. Isso se deu por causa da baixa contagem de aposentados no início do plano e, subsequentemente, devido ao surgimento de vícios que contribuíram para a descaracterização do sistema inicial: prática de regras mais generosas para com os novos aposentados sem a complementação de uma reavaliação atuarial dos planos (isso é necessário porque os benefícios concedidos podem não ser compatíveis com a arrecadação do fundo); e, somente após uma crise os gestores optavam pelo aumento da tributação.

Esses problemas listados anteriormente levaram o sistema previdenciário ao modelo de repartição, em que os trabalhadores ativos contribuem para sustentar os benefícios dos já aposentados. Outra consequência foi a crescente necessidade de o Tesouro Nacional cobrir os déficits da Previdência Social. Dados esses problemas, discute-se na atualidade a necessidade de voltar para o sistema de capitalização. Entretanto, a passagem do sistema de repartição novamente para o de capitalização não ocorre sem custo. Normalmente ocorre o chamado “déficit de transição”, que pode custar o tempo de uma geração para restabelecer o equilíbrio das contas.³

Para Scherman (2000), o Brasil seguiu o modelo alemão de previdência social e atualmente enfrenta grandes problemas. Entre eles destacam-se as alterações demográficas da população e os desequilíbrios fiscais. Profundas crises na previdência social surgiram a partir da segunda metade do século passado, tanto em países desenvolvidos como em países emergentes, grupo no qual o Brasil está inserido.

De acordo com Cazassa (2002), o atual formato da previdência social cria barreiras de acesso a benefícios e acaba comprimindo o teto recebido pelo cidadão, levando a previdência complementar a

³ O déficit de transição surge porque a capitalização pede a individualização das contribuições para que sejam investidas, provocando perda de arrecadação na repartição enquanto os pagamentos dos atuais beneficiários continuam sendo efetuados. Além disso, a migração de um regime de repartição insustentável para o de capitalização pode ser inviável, acelerando o colapso do sistema previdenciário (NERY, 2018).

deixar de ser um investimento extra e se tornar algo importante. Tornou-se necessária também a preocupação com educação financeira e previdenciária dos brasileiros, pois o poder de compra cai drasticamente a partir da aposentadoria, e a adaptação ao novo estilo de vida pode gerar danos econômicos ao novo aposentado.

Diante do exposto, Pinheiro (2007) afirmou que é possível que os fundos de pensão possam se tornar um importante instrumento de seguridade social de caráter complementar no Brasil (calcado na poupança das famílias), trazendo eficiência alocativa.

3. Demanda por seguros e previdência privada

A previdência privada é uma espécie de seguro, um investimento que geralmente visa a aposentadoria no longo prazo. A literatura sobre seguros procura explicar, entre outras coisas, que fatores afetam sua demanda. Como qualquer bem, a demanda por seguros é influenciada pela renda do consumidor, pelo preço do seguro e pelo preço de bens substitutos. Há também outro importante fator nessa explicação: a aversão ao risco. Quanto mais avesso ao risco for o consumidor, maior será a chance de ele contratar um seguro. A aversão ao risco dos indivíduos é influenciada por suas características socioeconômicas e demográficas, tais como gênero, idade, posição na família, nível de educação formal, etnicidade, religião, ocupação, hábitos comportamentais, cultura, região de residência etc. (RAMALHO, 2015).

Entre os estudos sobre demanda por seguros, Beck e Webb (2003) analisaram os condicionantes econômicos, demográficos e institucionais da demanda por seguro de vida num grupo de 68 países. Encontraram que fatores econômicos (como renda *per capita*, inflação e desenvolvimento do setor bancário), religião e indicadores institucionais são as principais variáveis explicativas.

Ghadir e Soghra (2012) examinaram os determinantes da demanda por seguro de vida no Irã. Os resultados indicaram que idade, gênero e emprego não apresentam efeitos significativos sobre a demanda. Por outro lado, educação, estado civil, saúde, incerteza, renda e expectativa de vida exercem influência. Ćurak, Džaja e Pepur (2013) analisaram os determinantes sociais e demográficos do consumo de seguro de vida das famílias na Croácia. Os resultados mostraram que idade, educação e emprego afetam a demanda, mas gênero, estado civil e número de membros da família não têm efeito estatisticamente significativo.

Luciano, Rossi e Sansone (2015) estudaram os determinantes da demanda por seguros na Itália. Os autores utilizaram como variáveis explicativas sexo, idade, estado civil, educação, condição de atividade, posição na ocupação (autônomo ou outro), anos de trabalho, tamanho da cidade em que reside, região de residência, propriedade da casa em que mora, renda, riqueza, aversão ao risco, propriedade de fundos de investimentos e ações e educação financeira. Os resultados mostraram que a inclusão no mercado financeiro (medida por participação no mercado de ações, posse de casa própria e educação financeira) é o principal determinante da demanda por seguros. Por outro lado, os tradicionais condicionantes da demanda como renda, riqueza e variáveis geográficas e sociológicas (exceto gênero) revelaram um impacto menor.

Loke e Goh (2012) procuraram identificar os fatores que afetam a demanda por seguros de vida na Malásia. Os resultados mostraram que variáveis socioeconômicas como idade, renda, educação, ocupação, estado civil e aversão ao risco têm um importante papel na demanda. Em contrapartida, gênero e número de dependentes não exercem influência significativa.

Sobre a demanda por previdência privada propriamente dita, Adami e Gough (2008) analisaram o comportamento poupador privado individual (para aposentadoria) na Itália e no Reino Unido. Os autores encontraram que os entrevistados ingleses de todas as idades, níveis educacionais, sexos e grupos de renda poupam significativamente mais para a aposentadoria que os italianos. Entre os ingleses, renda e idade têm um efeito considerável nas expectativas sobre as pensões estatais, o valor reservado para a aposentadoria e a posse de um plano de pensões.

Análises sobre a demanda por previdência complementar no Brasil ainda são escassas. Osman (2017), por exemplo, investigou o perfil dos investidores em previdência privada, visando detectar as

principais características que os diferenciam. Os resultados do estudo mostraram que as variáveis mais importantes para explicar o investimento em previdência privada foram renda e educação.

Almeida e Soares (2017) analisaram os determinantes socioeconômicos da escolha individual por investimento em previdência privada no Brasil. Os resultados mostraram que renda, escolaridade e idade influenciam positivamente a probabilidade de possuir previdência complementar. Além disso, observaram que homens e residentes da região Sudeste possuem maiores chances de investir em previdência privada.

Por fim, Agapito e Silva (2020) estimaram a demanda por previdência privada usando um modelo logit e os microdados da PNAD. Os resultados indicaram que renda e ensino superior (completo ou incompleto) afetam positivamente, e substancialmente, a probabilidade de contribuição para entidades de previdência complementar.

4. Metodologia e fonte de dados

Para atingir o objetivo deste estudo utilizou-se um modelo econométrico de variável dependente qualitativa (também chamada de binária ou *dummy*). Segundo Gujarati e Porter (2011), esse tipo de modelo serve para calcular a probabilidade de ocorrência de eventos de acordo com determinadas características. Formalmente, segundo Greene (2008), isso pode ser representado por:

$$Prob(\text{evento } j \text{ ocorrer}) = Prob(Y = j) = F[\text{efeitos relevantes}, \text{parametros}] \quad (01)$$

Neste trabalho, modela-se a variável explicada como $y_i = 1$, se o indivíduo era contribuinte de alguma entidade de previdência privada, e $y_i = 0$, caso contrário. As probabilidades de escolha de cada uma dessas alternativas são dadas por:

$$\begin{aligned} Prob(Y = 1|x) &= F(x, \beta) \quad e \\ Prob(Y = 0|x) &= 1 - F(x, \beta) \end{aligned} \quad (02)$$

em que o conjunto de parâmetros β reflete o impacto de mudanças em x sobre a probabilidade de se fazer determinada escolha, e o vetor x inclui um conjunto de fatores que explicam essa decisão.

Necessita-se de um modelo que produza previsões coerentes (probabilidades entre 0 e 1). Assim, espera-se para um dado vetor de regressores que:

$$\begin{aligned} \lim_{x'\beta \rightarrow +\infty} Prob(Y = 1|x) &= 1 \quad e \\ \lim_{x'\beta \rightarrow -\infty} Prob(Y = 1|x) &= 0 \end{aligned} \quad (03)$$

A princípio, qualquer distribuição de probabilidade contínua adequada definida sobre uma reta real é suficiente, tal como a distribuição normal ou a logística. Por causa de sua conveniência matemática, a distribuição logística,

$$Prob(Y = 1|x) = \frac{e^{x'\beta}}{1 + e^{x'\beta}} = \Lambda(x'\beta) \quad (04)$$

tem sido usada em muitas aplicações. O modelo que emprega a função de distribuição acumulada logística é denominado logit, e é este o que foi utilizado neste estudo.

Os parâmetros estimados do modelo logit não representam diretamente os efeitos marginais dos regressores. Antes, indicam o impacto de mudanças nas variáveis explicativas sobre o logaritmo natural da razão entre as probabilidades de $Y = 1$ e $Y = 0$. Assim, após a estimação dos coeficientes, os efeitos marginais das variáveis explicativas contínuas foram calculados por:

$$\frac{\partial E[y|x]}{\partial x} = \Lambda(x'\beta)[1 - \Lambda(x'\beta)]\beta \quad (05)$$

Nesse caso, x é o vetor dos valores médios das variáveis explicativas. Para uma variável independente binária (d), o efeito marginal é obtido por:

$$Prob[Y = 1|\bar{x}_{(d)}, d = 1] - Prob[Y = 1|\bar{x}_{(d)}, d = 0] \quad (06)$$

em que $\bar{x}_{(d)}$ são os valores médios de todas as outras variáveis no modelo.

Os modelos de resposta qualitativa não podem ser consistentemente estimados com métodos de regressão linear. Sendo assim, este estudo utilizou o método de máxima pseudo-verossimilhança para a estimação.

No Quadro 1 são apresentados detalhes sobre as variáveis utilizadas nesta pesquisa. O regressor binário para a demanda por previdência privada é a variável dependente do modelo. Os demais são características socioeconômicas e demográficas que podem afetar a probabilidade de o indivíduo contribuir para entidade de previdência complementar. A escolha das variáveis explicativas baseou-se em outros estudos sobre demanda por previdência privada no Brasil (OSMAN, 2017; ALMEIDA e SOARES, 2017; AGAPITO e SILVA, 2020) e na literatura sobre aversão ao risco e demanda por seguros (ĆURAK, DŽAJA e PEPUR, 2013; OUTREVILLE, 2014), pois a previdência privada também pode ser vista como uma espécie de seguro. Ressalta-se que, apesar de haver outras pesquisas sobre os determinantes do investimento em previdência complementar no Brasil, buscou-se neste estudo utilizar outras variáveis relevantes que não foram consideradas nessas pesquisas ou variáveis que foram utilizadas, mas com outra abordagem.

A primeira variável explicativa que aparece no Quadro 1 é o rendimento mensal domiciliar *per capita*. Espera-se que a demanda por previdência privada tenha uma relação direta com essa variável. Almeida e Soares (2017) e Agapito e Silva (2020) usaram o rendimento mensal de todos os trabalhos do indivíduo como variável explicativa. Neste estudo optou-se pela renda domiciliar *per capita* porque normalmente a remuneração auferida por um indivíduo entra no “bolo” utilizado para sustentar todos os membros no domicílio, e somente após as necessidades básicas de todos serem supridas é que o investimento em previdência privada passa a ser cogitado. Assim, acredita-se que a renda domiciliar *per capita* seja uma variável mais adequada para explicar a demanda por previdência privada que a renda do próprio indivíduo. Além disso, utilizou-se um conjunto de seis *dummies* para os níveis de rendimento em vez de uma variável contínua (os dois estudos citados anteriormente usaram uma variável contínua), pois os dados mostram que a demanda por previdência privada não cresce de forma linear com a renda (cresce a taxas crescentes). Osman (2017) também usou *dummies* (quatro) para as faixas de renda, mas, em vez de usar o rendimento domiciliar *per capita*, considerou o salário da pessoa (não fica claro no estudo se é o salário do trabalho principal ou o de todos os trabalhos).

Quadro 1: Descrição das variáveis utilizadas no modelo logit

Variável	Descrição	Variável da PNAD utilizada
Demanda por previdência privada	<i>Dummy</i> com valor 1 se o indivíduo investe em plano de previdência privada	V9120 - Era contribuinte de alguma entidade de previdência privada, no mês de referência
Rendimento mensal domiciliar <i>per capita</i>	Seis <i>dummies</i> para o nível de rendimento mensal domiciliar <i>per capita</i> da pessoa: mais de 1/4 a 1/2 salário-mínimo; mais de 1/2 a 1; mais de 1 a 2; mais de 2 a 3; mais de 3 a 5; mais de 5 (até 1/4 de salário-mínimo é a categoria-base)	V4742 - Rendimento mensal domiciliar <i>per capita</i>
Idade	Idade do indivíduo em anos	V8005 - Idade do morador na data de referência
Idade ao quadrado	Idade do indivíduo em anos elevada ao quadrado	V8005 - Idade do morador na data de referência
Masculino	<i>Dummy</i> com valor 1 se a pessoa é do sexo masculino	V0302 - Sexo
Anos de estudo	Três <i>dummies</i> para a escolaridade do indivíduo: 5 a 8 anos de estudo; 9 a 11; 12 ou mais (até 4 anos de estudo é a categoria-base)	V4803 - Anos de estudo
Casado	<i>Dummy</i> com valor 1 se a pessoa é casada	V4011 - Estado civil
Pessoa de referência	<i>Dummy</i> com valor 1 se o indivíduo é a pessoa de referência na família	V0402 - Condição na família
Branco e amarelo	<i>Dummy</i> com valor 1 se a pessoa declara ter pele branca ou amarela	V0404 - Cor ou raça
Segurado da previdência social	<i>Dummy</i> com valor 1 se o indivíduo é segurado da previdência social ¹	V9059 - Era contribuinte para instituto de previdência no trabalho principal da semana de referência; V4728 - Código de situação censitária; V4809 - Grupamentos de atividade principal do empreendimento do trabalho principal da semana de referência para pessoas de 10 anos ou mais de idade; V4706 - Posição na ocupação no trabalho principal da semana de referência para pessoas de 10 anos ou mais de idade
Aposentado	<i>Dummy</i> que identifica as pessoas aposentadas	V9122 - Era aposentado de instituto de previdência federal (INSS), estadual ou municipal ou do governo federal na semana de referência
Região de residência	Quatro <i>dummies</i> para a Região de residência da pessoa: Norte; Nordeste; Sul; Centro-Oeste (Sudeste é a categoria-base)	UF - Unidade da Federação

¹ Foram considerados segurados da previdência social as pessoas que contribuíam para a previdência e os segurados especiais (compreendem principalmente os pequenos agricultores e pescadores artesanais que exercem suas atividades individualmente ou em regime de economia familiar, sem empregados permanentes). Segundo a Coordenação Geral de Estudos Previdenciários da SPREV/MF (2018), os segurados especiais podem ser identificados na PNAD como os moradores da zona rural dedicados a atividades agrícolas nas seguintes posições na ocupação: empregado sem carteira de trabalho assinada, conta própria, trabalhador na produção para o próprio consumo, trabalhador na construção para o próprio uso e não remunerados

Fonte: Elaborado pelos autores.

Espera-se que, em média, a probabilidade de demandar previdência privada aumente até certa idade e depois passe a decrescer. A demanda pode ser baixa entre as pessoas mais jovens por terem menores responsabilidades, menor aversão ao risco e pelo fato de a velhice estar mais distante. Pessoas de meia idade podem se preocupar mais com seu futuro e o da sua família, tendendo a investir mais em previdência privada. Por fim, a demanda por previdência complementar pode voltar a cair a partir de certa idade (principalmente se o indivíduo já estiver aposentado), pois investimentos por períodos curtos não são tão atrativos. Segundo Gómez (2019), o investimento deve ser de pelo menos oito anos para valer a pena. Para captar essa relação com formato de U invertido entre idade e probabilidade de investir em previdência complementar, utilizou-se a idade do indivíduo e seu quadrado como variáveis explicativas. Osman (2017) também usou o quadrado da idade como regressor, mas considerou a idade do chefe da família (não há explicações no estudo sobre o motivo de usar a idade do chefe em vez de a do próprio indivíduo). Almeida e Soares (2017) e Agapito e Silva (2020), diferentemente, consideraram que a relação entre idade e contribuição para previdência complementar é linear (a demanda é sempre crescente com a idade), pois não consideraram o quadrado da idade como variável explicativa.

Mulheres são mais avessas ao risco e, quanto maior a aversão ao risco maior a probabilidade de demandar seguros (OUTREVILLE, 2014).⁴ Entretanto, como elas têm menor participação no mercado de trabalho, é possível que os homens tenham maior probabilidade de investir previdência privada. Nos três estudos citados sobre demanda por previdência complementar também foi incluída uma variável explicativa relacionada ao sexo do indivíduo.

Segundo a literatura sobre demanda por seguros, indivíduos com maior nível educacional têm maior consciência sobre os riscos e maior aversão a eles. Então, espera-se que a demanda por previdência privada cresça com a escolaridade. Como essa relação é não linear (os dados mostram que a demanda aumenta a taxas crescentes com a escolaridade), utilizaram-se três *dummies* em vez de uma variável contínua para anos de estudo. Osman (2017) também seguiu essa mesma estratégia; Agapito e Silva (2020) usaram apenas uma variável binária para diferenciar indivíduos com 15 anos ou mais de estudo dos demais; Almeida e Soares (2017), por outro lado, consideraram que o investimento em previdência complementar cresce linearmente com a escolaridade (usaram uma variável contínua para anos de estudo).

Esta pesquisa considerou que o estado civil também pode afetar a demanda por previdência complementar, ainda que os outros estudos brasileiros citados não tenham feito isso. Segundo a literatura sobre demanda por seguros, pessoas casadas são mais avessas ao risco e tendem a se preocupar mais com seu futuro e o da sua família. Assim, espera-se que pessoas casadas sejam mais propensas a investir em previdência privada que indivíduos em outro estado civil (solteiros, separados etc.). Por analogia, acredita-se que indivíduos que são responsáveis pela família (pessoas de referência) tenham maiores incentivos a demandar previdência privada que os demais membros. Dos estudos citados sobre demanda por previdência complementar, apenas Osman (2017) considerou a condição do indivíduo no domicílio como variável explicativa.

Pessoas que são seguradas da previdência social e, portanto, possuem aposentadoria garantida, poderiam ter menos incentivos a investir em previdência privada. Entretanto, como trabalhadores formais têm melhores remunerações e empregos mais estáveis, pode ser que tenham maior probabilidade de buscar complementos de renda para a velhice. Assim, este estudo utilizou uma *dummy* para os segurados da previdência (pessoas que contribuem para a previdência social e segurados especiais). Osman (2017) usou duas variáveis binárias para captar esse efeito: uma para trabalhadores formais e outra para contribuintes do Instituto Nacional do Seguro Social (INSS). Não há informações em seu estudo sobre o motivo de ter usado essas duas variáveis que são altamente correlacionadas e se os segurados especiais foram considerados como formais ou contribuintes do INSS (muitos deles não têm carteira assinada e não contribuem diretamente para a previdência social). Agapito e Silva (2020) também usaram uma variável binária para trabalhadores formais (aqueles que possuem carteira de

⁴ Segundo Outreville (2014), a maioria dos estudos (experimentos laboratoriais e estudos de campo) confirma que mulheres são mais avessas ao risco que homens. Isso explica a diferença de gênero na tomada de risco financeiro. Além disso, Hersch (1996) encontrou que, em média, mulheres fazem escolhas mais seguras que homens em numerosas decisões de consumo que envolvem risco, tais como fumar, usar cinto de segurança, fazer tratamento odontológico preventivo e realizar verificações regulares de pressão arterial.

trabalho assinada, militares e estatutários). Com isso, pessoas que não têm carteira assinada, mas que são contribuintes individuais ou facultativos da previdência, e segurados especiais provavelmente foram considerados como informais pelos autores.

Assim como nos três estudos citados, utilizou-se uma *dummy* para ver se indivíduos de diferentes etnias têm probabilidades distintas de investir em previdência privada. Por fim, para analisar se diferenças culturais ou de dinamismo econômico afetam a probabilidade de as pessoas contribuírem para entidades de previdência complementar, incluíram-se *dummies* para a região de residência dos indivíduos. Essa estratégia também foi utilizada por Almeida e Soares (2017) e Agapito e Silva (2020).

4.1 Fonte dos dados

Os dados utilizados para a estimação do modelo logit foram extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2015 (IBGE, 2016). Desejava-se usar informações mais recentes, mas isso não foi possível porque a PNAD Contínua (que substituiu a PNAD a partir de 2016) não possui a variável sobre contribuição para entidade de previdência privada.

Foram excluídos da amostra todos os indivíduos que possuíam dados faltantes para alguma variável utilizada. Com isso, trabalhou-se com informações relativas a 103.313 pessoas, que representam uma população de 57.822.441 indivíduos. Foram mantidas as pessoas de todas as faixas etárias, mesmo aquelas muito jovens ou velhas para trabalhar, de modo a poder considerar também os casos de pais que pagam planos de previdência privada para os filhos e de idosos que investem em previdência complementar mesmo já estando aposentados [Agapito e Silva (2020) só consideram indivíduos com idade entre 18 e 65 anos].

Como a amostragem da PNAD é “complexa”, isto é, utiliza estratificação das unidades, seleção da amostra em vários estágios, probabilidade de seleção em um ou mais estágios e ajustes de pesos amostrais para a calibração, os dados fornecidos não podem ser tratados como se fossem observações independentes e identicamente distribuídas. Dessa forma, para a estimação correta do modelo, essas características da amostragem foram consideradas, utilizando-se as ponderações dos dados fornecidas pela própria PNAD.

5. Resultados e discussão

Nesta seção são apresentadas inicialmente algumas informações relativas à parcela da população brasileira que investe em planos de previdência privada. Na sequência são descritos e discutidos os resultados das estimativas econométricas.

5.1 Demanda por previdência privada no Brasil em 2015

Conforme consta na Tabela 1, a demanda por planos de previdência privada ainda era pequena no Brasil em 2015 (apenas 2,41% dos indivíduos considerados na amostra investiam em previdência complementar). Esse tipo de investimento cresce com a idade, atingindo o maior percentual entre pessoas da faixa etária de 40 a 49 anos (3,59% são demandantes), e depois cai nos grupos etários seguintes. Entre os aposentados, 2,36% contribuem para entidades de previdência complementar; entre os não aposentados (de todas as idades), 2,42% investem.

Tabela 1: Percentual de demandantes de previdência privada no Brasil em 2015 por características socioeconômicas e demográficas

Características socioeconômicas e demográficas	Percentual (%)
Geral	2,41
Idade (em anos)	
Até 15	0,28
16 a 19	0,51
20 a 29	1,86
30 a 39	3,43
40 a 49	3,59
50 a 59	3,54
60 ou mais	2,15
Sexo	
Masculino	2,64
Feminino	2,20
Anos de estudo	
até 4	0,82
5 a 8	1,16
9 a 11	2,12
12 ou mais	7,81
Cor ou raça	
Branca ou amarela	3,57
Outras	1,44
Estado civil	
Casado	2,41
Outro	1,68
Condição na família	
Pessoa de referência	3,29
Outra	1,82
Rendimento mensal domiciliar <i>per capita</i> (em salários-mínimos) ¹	
Até 1/4	0,46
Mais de 1/4 a 1/2	0,73
Mais de 1/2 a 1	1,17
Mais de 1 a 2	1,98
Mais de 2 a 3	4,24
Mais de 3 a 5	7,18
Mais de 5	16,52
Segurado da previdência social	
Sim	4,04
Não	1,51
Aposentado	
Sim	2,36
Não	2,42
Região de residência	
Norte	1,03
Nordeste	1,05
Sudeste	3,31
Sul	3,00
Centro-Oeste	2,66

¹ Refere-se ao salário-mínimo vigente em 2015 (R\$ 788,00)

Fonte: Elaborado a partir dos dados da PNAD de 2015 (IBGE, 2016).

O percentual de demandantes de previdência privada entre os homens (2,64%) é maior que entre as mulheres (2,20%). Os investimentos crescem a taxas crescentes com a escolaridade: no grupo das pessoas com até quatro anos de estudo, somente 0,82% têm planos de previdência complementar; essa parcela é de 7,81% quando se consideram as que têm 12 anos ou mais de estudo.

Entre as pessoas que declararam ter pele branca ou amarela, 3,57% investem em previdência privada, contra 1,44% no grupo dos indivíduos negros, pardos ou indígenas. Entre os casados, 2,41% contribuem para entidades de previdência complementar; quando se consideram somente os solteiros, separados, desquitados, divorciados e viúvos, o investimento cai para 1,68% da população.

A parcela dos que têm plano de previdência privada entre os que são a pessoa de referência na família (3,29%) supera a daqueles que possuem outra condição na família, como cônjuge, filho, outro parente, agregado, pensionista, empregado doméstico ou parente do empregado doméstico (1,82%).

Assim como acontece com a escolaridade, a demanda por previdência privada cresce a taxas crescentes com o rendimento mensal domiciliar *per capita*. Entre os indivíduos que moram em domicílios com renda mensal de até 1/4 de salário-mínimo por pessoa, apenas 0,46% investem em previdência complementar. Se a renda domiciliar *per capita* está na faixa de mais de 1 a 2 salários-mínimos, 1,98% das pessoas têm planos de previdência privada. Entre aqueles que vivem em lares com o mais alto rendimento mensal *per capita* (mais de 5 salários-mínimos), 16,52% possuem previdência complementar.

O investimento em previdência privada é maior no grupo dos que são segurados da previdência social (4,04% investem, contra somente 1,51% entre os não segurados). A Tabela 1 também mostra que a demanda por previdência privada varia entre as regiões brasileiras: nas regiões Sudeste e Sul, 3,31% e 3,00% das pessoas têm previdência complementar, enquanto no Norte e Nordeste essa parcela é de 1,03% e 1,05%, respectivamente.

5.2 Efeitos marginais estimados das variáveis que afetam a demanda por previdência privada no Brasil

A Tabela 2 apresenta os efeitos marginais estimados para as variáveis socioeconômicas e demográficas que explicam a demanda por previdência privada no Brasil em 2015. Como se observa, os efeitos marginais de todas as variáveis incluídas no modelo são estatisticamente diferentes de zero pelo teste *Z* ao nível de 1% de significância, indicando que elas afetam a probabilidade de um indivíduo investir em previdência privada.

Tabela 2: Efeitos marginais estimados das variáveis que afetam a demanda por previdência privada no Brasil em 2015

Variável explicativa	Efeito marginal	Erro padrão	Z
Rend. mens. domic. <i>per cap.</i> - mais de 1/4 a 1/2 SM ¹	0,017374*	0,00032	54,27
Rend. mens. domic. <i>per cap.</i> - mais de 1/2 a 1 SM	0,021743*	0,00028	78,65
Rend. mens. domic. <i>per cap.</i> - mais de 1 a 2 SM	0,025267*	0,00030	85,06
Rend. mens. domic. <i>per cap.</i> - mais de 2 a 3 SM	0,062135*	0,00076	81,39
Rend. mens. domic. <i>per cap.</i> - mais de 3 a 5 SM	0,108217*	0,00123	88,26
Rend. mens. domic. <i>per cap.</i> - mais de 5 SM	0,239253*	0,00220	108,52
Idade	0,001287*	0,00001	215,75
Idade ao quadrado	-0,000015*	0,00000	-201,79
Masculino	0,000389*	0,00002	17,71
Anos de estudo - 5 a 8	0,005063*	0,00007	71,76
Anos de estudo - 9 a 11	0,010328*	0,00007	157,51
Anos de estudo - 12 ou mais	0,021588*	0,00012	185,81
Casado	0,003038*	0,00005	64,12
Pessoa de referência	0,003694*	0,00002	148,59
Branco e amarelo	0,001977*	0,00003	78,14
Segurado da previdência social	0,006302*	0,00003	234,45
Aposentado	-0,001269*	0,00006	-20,46

continua...

continuação...

Região de residência - Norte	-0,006114*	0,00003	-176,49
Região de residência - Nordeste	-0,005182*	0,00003	-178,85
Região de residência - Sul	-0,001973*	0,00003	-74,98
Região de residência - Centro-Oeste	-0,000952*	0,00004	-27,16
Probabilidade média de investir em previdência privada		0,012310	

* Significativo a 1% pelo teste Z

¹ SM é salário-mínimo

Fonte: Resultados de pesquisa.

De acordo com a última linha da Tabela 2, a probabilidade média de um brasileiro contribuir para um plano de previdência complementar é de 1,2% [valor semelhante ao encontrado por Osman (2017)]. A variável que se mostrou mais relevante para explicar o investimento em previdência privada foi o rendimento mensal domiciliar *per capita* e, como esperado, a probabilidade de investir cresce a taxas crescentes com aumentos na renda. Um indivíduo cuja renda domiciliar *per capita* é de mais de cinco salários-mínimos, por exemplo, têm 23,9 pontos percentuais a mais de probabilidade de contribuir com entidades de previdência complementar que outro que mora em domicílio com renda de até 1/4 de salário-mínimo por pessoa (a categoria-base). Osman (2017), ainda que tenha usado o salário do próprio indivíduo como variável explicativa, também encontrou uma relação não linear entre renda e demanda por previdência privada. Para famílias de baixa renda, investir em previdência privada pode implicar em usar recursos que seriam gastos com educação, saúde, casa própria ou outros bens de primeira necessidade. Por isso, é de se esperar que a demanda por previdência complementar seja bem maior em famílias de alta renda.

O coeficiente positivo para a variável idade e negativo para a idade ao quadrado indica que, conforme esperado, a probabilidade de demandar previdência privada cresce até certa idade [43 anos, obtido por $0,001287 / (2 \times 0,000015)$] e então decresce. Além disso, pessoas aposentadas têm menor probabilidade de contribuir (efeito marginal negativo). Um indivíduo com 43 anos de idade, por exemplo, tem 1,0 e 0,7 ponto percentual a mais de probabilidade de investir em previdência complementar que um de 18 anos e outro de 65 anos, respectivamente. Esses resultados podem estar confirmando a hipótese de que os mais jovens têm menor interesse pela previdência privada (talvez porque a velhice pareça uma realidade distante), assim como os mais velhos (provavelmente pelo fato de o período de investimento não ser longo o suficiente para ser rentável). Osman (2017) também observou essa relação em forma de *U* invertido entre idade e probabilidade de investir em previdência privada, ainda que tenha considerado a idade do chefe da família em vez de a idade do próprio indivíduo como variável explicativa.

A escolaridade também tem um importante efeito sobre a demanda por previdência privada: alguém com 12 anos ou mais de estudo, por exemplo, tem a probabilidade de investir majorada em 2,2 pontos percentuais em relação a outro com até quatro anos de estudo (a categoria-base). Osman (2017), assim como nesta pesquisa, observou que as chances de contribuir para entidades de previdência complementar crescem a taxas crescentes com a escolaridade. Da mesma forma, Agapito e Silva (2020) encontraram um impacto positivo de possuir ensino superior. Esse resultado está em linha com a ideia de que indivíduos com maior nível educacional têm maior acesso à informação, maior consciência sobre os riscos e maior aversão a eles, tendendo a se preocupar mais com o futuro que pessoas menos escolarizadas.

As demais variáveis afetam em menor magnitude as chances de possuir previdência complementar. Pessoas do sexo masculino têm maior probabilidade de investir que as do sexo feminino, provavelmente por ter maior participação no mercado de trabalho [Osman (2017), Almeida e Soares (2017) e Agapito e Silva (2020) encontraram resultado semelhante]. Indivíduos casados e que são a pessoa de referência na família são mais propensos a contribuir para entidades de previdência complementar, provavelmente por causa do sentimento de responsabilidade para com o futuro dos membros da família (cônjuges, filhos etc.). Osman (2017) observou o mesmo para pessoas que são chefes de família.

Indivíduos que declaram ter pele branca ou amarela são ligeiramente mais propensos a investir em previdência privada (os três outros estudos citados sobre demanda por previdência complementar também observaram isso). Pelo menos no caso dos amarelos (brasileiros com ascendência asiática), pode haver fatores culturais envolvidos nessa maior preocupação com o futuro.

Indivíduos que são segurados da previdência social também têm maior probabilidade de demandar previdência complementar. Osman (2017) e Agapito e Silva (2020) também encontraram relação positiva entre o fato de o indivíduo ser trabalhador formal ou contribuinte do INSS e investir em previdência privada. Em partes, essa relação é explicada pelas características dos próprios planos de previdência privada que, com exceção do VGBL, exigem que o trabalhador seja contribuinte do INSS. Além disso, é possível que a previdência privada funcione mais como um complemento que como um substituto da previdência social no Brasil.

Por fim, pessoas que residem em outras regiões que não a Sudeste têm probabilidades um pouco menores de investir em previdência complementar, principalmente as que moram no Norte e Nordeste. Esse resultado pode estar captando diferenças culturais e de dinamismo econômico entre as regiões. Desse modo, no Sudeste, a região mais desenvolvida e que abriga a maior parte das entidades de previdência complementar no país, as chances de os indivíduos contribuírem para planos de previdência privada são ligeiramente maiores. Agapito e Silva (2020) encontraram resultados semelhantes. No estudo de Almeida e Soares (2017), a única diferença foi o fato de terem encontrado que pessoas residentes na região Sul possuem a mesma probabilidade de investir em previdência complementar que as que moram no Sudeste.

6. Conclusões

Diante das incertezas sobre a sustentabilidade da previdência social no Brasil, a previdência privada apresenta-se como uma importante alternativa tanto para o cidadão quanto para o governo. Este estudo procurou analisar como características socioeconômicas e demográficas afetam a probabilidade de um brasileiro investir em previdência complementar. Os resultados demonstraram que a demanda por previdência privada (e a probabilidade média de demandá-la) ainda é baixa no país.

As estimativas mostraram que as principais variáveis que afetam o investimento em previdência complementar são a renda domiciliar *per capita*, a escolaridade e a idade. Assim, percebe-se que investimentos em educação (políticas educacionais) são a variável-chave não apenas para promover crescimento e desenvolvimento econômicos, mas também para reduzir os problemas previdenciários brasileiros. Isso porque a educação não somente torna o indivíduo mais consciente quanto à necessidade de pensar no futuro, mas também porque afeta sua renda, o principal determinante da demanda por previdência privada.

Além disso, os resultados do estudo mostraram que pessoas do sexo masculino, casadas, que são a referência na família, brancos e amarelos, segurados da previdência social, não aposentados e residentes nas regiões Sudeste, Centro-Oeste e Sul são mais propensos a investir em planos de previdência complementar no Brasil.

Referências

ADAMI, R.; GOUGH, O. Pension reforms and saving for retirement: comparing the United Kingdom and Italy. **Policy Studies**, v. 29, n. 2, p. 119-135, 2008. DOI: 10.1080/01442870802033340

AGAPITO A. S.; SILVA D. L. G. Determinantes da demanda por previdência privada no Brasil: o papel do ensino superior, da renda e da localização. **Economia Ensaios**, v. 35, n. 1, p. 266-291, 2020. DOI: 10.14393/REE-v35n1a2020-50766

ALMEIDA, P. R.; SOARES, T. C. A demanda por previdência privada no Brasil: uma análise empírica. **Textos de Economia**, v. 20, n. 1, p. 36-50, 2017. DOI: 10.5007/2175-8085.2017v20n1p36

BECK, T.; WEBB, I. Economic, demographic, and institutional determinants of life insurance consumption across countries. **The World Bank Economic Review**, v. 17, n. 1, p. 51-88, 2003.

BELTRÃO, K. I.; PINHEIRO, S. S.; PEYNEAU, F. P. L.; MENDONÇA, J. L. O. **O perfil dos consumidores de planos de previdência privada no Brasil: evolução de uma demanda, 1992-2001**. Rio de Janeiro: FUNENSEG, 2004.

BRASIL. Constituição Federal 1988. **Constituição da República Federativa do Brasil**. Brasília: Centro Gráfico, 1988.

BRASIL. **Lei Complementar n.º 109, de 29 de maio de 2001**. Dispõe sobre o Regime de Previdência Complementar e dá outras providências. Brasília: Diário Oficial da União, 2001.

BRASIL. **Emenda Constitucional n.º 40, de 29 de maio de 2003**. Altera o inciso V do art. 163 e o art. 192 da Constituição Federal, e o caput do art. 52 do Ato das Disposições Constitucionais Transitórias. Brasília: Diário Oficial da União, 2003.

BRASIL. Ministério da Economia. Secretaria Especial de Tesouro e Orçamento. **Índice de reajuste para segurados que recebem acima do mínimo é de 2,07% em 2018**. Brasília, 17 de janeiro de 2018. Disponível em: <<https://www.gov.br/fazenda/pt-br/assuntos/noticias/2018/janeiro/indice-de-reajuste-para-segurados-que-recebem-acima-do-minimo-e-de-2-07-em-2018>>. Acesso em: 20 ago. 2019.

CAZASSA, V. **Os fundos de pensão na atualidade**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Porto Alegre: UFRGS, 2002.

COIMBRA, L. W. P.; TOYOSHIMA, S. H. Uma análise do setor de previdência complementar brasileiro. **Economia Contemporânea**, v. 13, n. 3, p. 439-466, 2009. DOI: 10.1590/S1415-98482009000300003

COORDENAÇÃO GERAL DE ESTUDOS PREVIDENCIÁRIOS DA SPREV/MF. **Evolução da proteção previdenciária no Brasil - 2016. Informe de Previdência Social**, v. 30, n. 5, p. 3-14, 2018.

ĆURAK, M.; DŽAJA, I.; PEPUR, S. The effect of social and demographic factors on life insurance demand in Croatia. **International Journal of Business and Social Science**, v. 4, n. 9, p. 65-72, 2013.

FALEIROS, V. P. **A política social do estado capitalista**. São Paulo: Cortez, 1980.

FARIAS, P. C. L. A seguridade social no Brasil e os obstáculos institucionais à sua implementação. **Cadernos ENAP**, n. 11, Escola Nacional de Administração Pública. Brasília: MARE/ENAP, 1997.

GHADIR, M.; SOGHRA, B. F. The effect of risk aversion on the demand for life insurance: the case of Iranian life insurance market. **Nanaat-Bimeh**, v. 26, n. 4 (104), p. 81-106, 2012.

GOMÉZ, N. Aposentadoria: até que idade compensa entrar na previdência privada? **Uol Economia**, 11 de março de 2019. Disponível em: <<https://economia.uol.com.br/financas-pessoais/noticias/redacao/2019/03/11/melhor-idade-para-entrar-plano-de-previdencia-privada.htm>>. Acesso em: 10 mai. 2021.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 6 ed. New Jersey: Prentice Hall, 2008.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5 ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

HERSCH, J. Smoking, seat belts, and other risky consumer decisions: differences by gender and race. **Managerial and Decision Economics**, v. 17, n. 5, p. 471-481, 1996. DOI: 10.1002/(SICI)1099-1468(199609)17:5<471::AID-MDE789>3.0.CO;2-W

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2015**. Rio de Janeiro: IBGE, 2016. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9127-pesquisa-nacional-por-amostra-de-domicilios.html?=&t=o-que-e>>. Acesso em: 02 mai. 2021.

LEITE, M. G. **A previdência privada no Brasil: avaliação da situação atual, face a sua importância na retomada do crescimento econômico**. Dissertação (Mestrado em Economia de Empresas) – Fundação Getúlio Vargas. São Paulo: FGV, 1994.

LOKE, Y. J.; GOH, Y. Y. Demand for life insurance in Malaysia. **International proceedings of economics development and research**, v. 43, 2012. Disponível em: <<http://www.ipedr.com/vol43/022-ICFME2012-X00004.pdf>>. Acesso em: 05 nov. 2021.

LUCIANO, E.; ROSSI, M.; SANSONE, D. Financial inclusion and life insurance demand: evidence from Italian households. **Netspar Academic Paper Series**, 11/2015-039, Network for Studies on Pensions, Aging and Retirement. Tilburg: Tilburg University, 2015.

MAGALHÃES, P. B. C.; BUGARIN, M. N. S. Simulações da previdência social brasileira: estudo de caso do Regime Jurídico Único - RJU. **Estudos Econômicos**, v. 34, n. 4, p. 627-659, 2004. DOI: 10.1590/S0101-41612004000400001

MARSHALL, T. H. **Cidadania, classe social e status**. Rio de Janeiro: Zahar, 1967.

MOURA, R. L.; TAFNER, P.; JESUS FILHO, J. Testando a propriedade redistributiva do sistema brasileiro: uma abordagem semiparamétrica. **Texto para Discussão**, n. 1.282, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Rio de Janeiro: IPEA, 2007.

NERY, P. F. A saída nórdica: o sistema de contas virtuais como alternativa aos regimes de previdência de repartição e de capitalização. **Texto para Discussão**, n. 249, Núcleo de Estudos e Pesquisas da Consultoria Legislativa. Brasília: Senado Federal, 2018.

OSMAN, K. **Determinantes da procura por investimento em previdência privada: uma estimativa logit**. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) – Fundação Getúlio Vargas. São Paulo: FGV, 2017.

OUTREVILLE, J. F. Risk aversion, risk behavior and demand for insurance: a survey. **Journal of Insurance Issues**, v. 37, n. 2, p. 158-186, 2014.

PAIXÃO, L. A. **A previdência complementar fechada: uma visão geral**. São Paulo - Curitiba: Associação Paulista do Ministério Público - Associação Paranaense do Ministério Público, 2006.

PINHEIRO, R. P. **A demografia dos fundos de pensão**. Brasília: Ministério da Previdência Social, 2007.

PUTY, C. A. C. B.; GENTIL, D. L. (orgs.). **A Previdência Social em 2060: as inconsistências do modelo de projeção atuarial do governo brasileiro**. Brasília: ANFIP/DIEESE, 2017.

RAMALHO, E. E. S. **Determinantes da contribuição previdenciária dos trabalhadores autônomos no Brasil**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Viçosa. Viçosa: UFV, 2015.

RANGEL, L. A.; SABOIA, J. O regime de previdência dos servidores públicos: implicações distributivas com base na instituição de um teto nos valores dos benefícios e da criação da FUNPRESP. **Nova Economia**, v. 25, n. 3, p. 575-593, 2015. DOI: 10.1590/0103-6351/2139

SCHERMAN, K. G. O debate da reforma da previdência social: em busca de um novo consenso. In: THOMPSON, L. **Mais velha e mais sábia: a economia dos sistemas previdenciários**. Brasília: PARSEP/MPAS/SPS, 2000.

SINGER, A. Quatro notas sobre as classes sociais nos dez anos do lulismo. **Psicologia USP**, v. 26, n. 5, p.7-14, 2015. DOI: 10.1590/0103-6564D20140012

SUPERINTENDÊNCIA DE SEGUROS PRIVADOS (SUSEP). **Previdência complementar aberta**. Disponível em: <<http://www.susep.gov.br/menu/informacoes-ao-publico/planos-e-produtos/previdencia-complementar-aberta>>. Acesso em: 10 dez. 2020.

TAFNER, P.; GIAMBIAGI, F. (orgs.). **Previdência no Brasil: debates, dilemas e escolhas**. Rio de Janeiro: IPEA, 2007.

TOKARNIA, M. Déficit da Previdência equivale a 2,8% do PIB. **Agência Brasil**, Brasília, 22 jan. 2018. Disponível em: <<https://agenciabrasil.ebc.com.br/economia/noticia/2018-01/deficit-da-previdencia-equivale-28-do-pib>>. Acesso em: 10 abr. 2021.

