



Universidade do Estado do Rio de Janeiro
Centro Biomédico
Instituto de Medicina Social Hesio Cordeiro

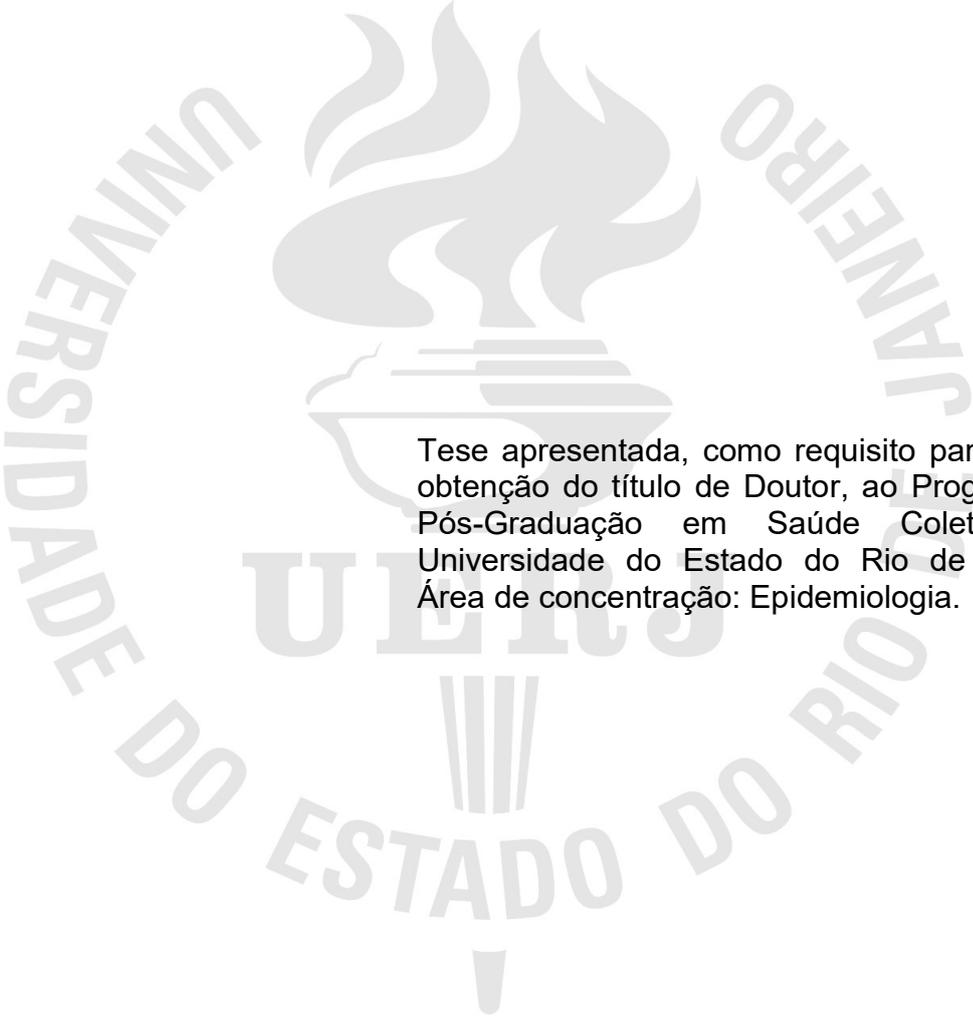
Marcelo Rubens dos Santos do Amaral

**Efeitos da crise e políticas de austeridade na insegurança alimentar
e na mortalidade na infância no Brasil**

Rio de Janeiro
2022

Marcelo Rubens dos Santos do Amaral

Efeitos da crise e políticas de austeridade na insegurança alimentar e na mortalidade na infância no Brasil



Tese apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor, ao Programa de Pós-Graduação em Saúde Coletiva, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Epidemiologia.

Orientador: Prof. Dr. Antonio Carlos Monteiro Ponce de Leon

Coorientador: Prof. Dr. Pedro Luis do Nascimento Silva

Rio de Janeiro

2022

CATALOGAÇÃO NA FONTE
UERJ/REDE SIRIUS/CB/C

A485	<p>Amaral, Marcelo Rubens dos Santos do</p> <p>Efeitos da crise e políticas de austeridade na insegurança alimentar e na mortalidade na infância no Brasil / Marcelo Rubens dos Santos do Amaral – 2021. 113 f.</p> <p>Orientador: Prof. Dr. Antonio Carlos Monteiro Ponce de Leon Coorientador: Prof. Dr. Pedro Luis do Nascimento Silva</p> <p>Tese (Doutorado) – Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Instituto de Medicina Social Hesio Cordeiro.</p> <p>1. Mortalidade da criança - Brasil - Teses. 2. Insegurança alimentar – Aspectos econômicos - Teses. 3. Insegurança alimentar – Aspectos sociais – Teses. 4. Estudos transversais – Teses. 5. Brasil – Fatores socioeconômicos - Teses. I. Leon, Antonio Carlos Monteiro Ponce de. II. Silva, Pedro Luis do Nascimento. III. Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Instituto de Medicina Social Hesio Cordeiro. IV. Título.</p> <p>CDU 314.422.2(81)</p>
------	---

Bibliotecária: Marianna Lopes Bezerra – CRB 7 6386

Autorizo, apenas para fins acadêmicos e científicos, a reprodução total ou parcial desta tese, desde que citada a fonte.

Assinatura

Data

Marcelo Rubens dos Santos do Amaral

Efeitos da crise e políticas de austeridade na insegurança alimentar e na mortalidade na infância no Brasil

Tese apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor, ao Programa de Pós-Graduação em Saúde Coletiva, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Epidemiologia.

Aprovada em 30 de junho de 2022.

Coorientador: Prof. Dr. Pedro Luis do Nascimento Silva
Escola Nacional de Ciências Estatísticas - IBGE

Banca Examinadora: _____

Prof. Dr. Antonio Carlos Monteiro Ponce de Leon (Orientador)
Instituto de Medicina Social Hesio Cordeiro - UERJ

Prof. Dr. Paulo Henrique Almeida Rodrigues
Instituto de Medicina Social Hesio Cordeiro - UERJ

Prof.^a Dra. Rosana Salles da Costa
Universidade Federal do Rio de Janeiro

Prof.^a Dra. Maria Tereza Serrano Barbosa
Universidade Federal do Estado do Rio de Janeiro

Prof. Dr. Maria Beatriz Assunção Mendes da Cunha
Universidade Federal do Estado do Rio de Janeiro

Rio de Janeiro

2022

DEDICATÓRIA

À minha esposa Claudia Karkow, pelo amor, apoio e compreensão; aos meus filhos Francisco e Ana, pelos momentos de lazer abdicados e aos meus pais, Paulo (Catraca) e Nilda, pelo apoio e incentivo sem os quais não teríamos chegado até aqui.

AGRADECIMENTOS

Ao orientador Antonio Carlos Monteiro Ponce de Leon pelo exemplo raro de pesquisador dedicado, entusiasmado e sempre presente mesmo quando distante.

Ao coorientador Pedro Luis do Nascimento Silva pela atenciosidade, ensinamentos e sábios conselhos.

A todos os professores do PPGSC-IMS-UERJ pelo nível de excelência que demonstram e pela resistência (#UERJResiste).

Ao meu chefe no IBGE, André Luiz Martins, pela liderança e apoio, indicando atalhos na POF.

A toda minha cadeia hierárquica superior no IBGE ao longo de todo o curso, desde a época da Coordenação de Índices de Preços à atual na Coordenação de Pesquisas por Amostra de Domicílios, representados nas pessoas dos diretores Maria Lucia Franca e Cimar Azeredo Pereira e do presidente Eduardo Rios Neto, pela autorização para concessão da licença capacitação de demais instrumentos formais de apoio.

À UERJ e aos professores do corpo deliberativo do Departamento de Estatística do Instituto de Matemática e Estatística, pelo apoio à capacitação concedido em 2005, no final da primeira das três etapas desta longa jornada.

Ao CNPq que apoiou entre 1999 e 2001 parte do início da primeira etapa de qualificação no doutorado, inconclusa, no PPE/COPPE/UFRJ.

Aos meus colegas da gerência da POF no IBGE pela extraordinária competência, sensibilidade, cordialidade e pela hospitalidade na minha chegada à gerência, me guiando diligentemente numa pesquisa tão árida e complexa.

Aos funcionários e técnico-administrativos do PPGSC-IMS-UERJ, representados aqui pela Eliete e pela Silvia, pela dedicação, seriedade e todo apoio.

Aos meus companheiros de jornada nas disciplinas, grupos do IMS e no Laboratório de Estatística Aplicada com ênfase em Dados Dependentes - LEADD.

A Lana Sayuri e Flávio MacCord do PGCM-UERJ. Lana pelo pré-diagnóstico e Flávio por todo o competente tratamento posterior aos descolamentos de retina que tive, tratamento sem o qual não teria conseguido concluir esta tese.

Ao revisor deste texto, o escritor Sandro Gomes.

A Deus por tudo!

Feliz o homem que persevera na sabedoria, que se exercita na prática da justiça e que, em seu coração, pensa no olhar de Deus que tudo vê.

Sabedoria, 14 - Bíblia Sagrada

RESUMO

AMARAL, Marcelo Rubens dos Santos do. *Efeitos da crise e políticas de austeridade na insegurança alimentar e na mortalidade na infância no Brasil*. 2022. 113 f. Tese (Doutorado em Saúde Coletiva) – Instituto de Medicina Social Hesio Cordeiro, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2022.

Esta tese visa identificar e analisar fatores associados à insegurança alimentar (IA) e à mortalidade na infância, apontando tendências e distribuições espaciais para estratos de menores níveis de agregação possíveis que em conjunto tenham abrangência em todo o território brasileiro. As análises investigaram a hipótese de piora do desfecho de IA grave, medido pela Escala Brasileira de Insegurança Alimentar (EBIA) e desfecho de morte antes de completar 5 anos, como efeitos da crise e/ou da política de austeridade. O trabalho envolve estudos com desenhos transversais para análises seccionais e ecológico misto de tendências espaçotemporais, a partir de dados de 4 inquéritos nacionais do IBGE, dos sistemas de informações em saúde do Ministério da Saúde para os desfechos e dados das estatísticas do registro civil do IBGE, de indicadores do Programa Bolsa Família (PBF), da Estratégia Saúde da Família (ESF) e de outros indicadores socioeconômicos de variadas fontes, todos como exposições representantes *proxies* da crise e da austeridade. Para os estudos seccionais adotou-se procedimento de calibração dos pesos segundo distribuição populacional por sexo e faixa etária, assim como a aplicação de métodos de estimação e modelagem que incorporam os efeitos do desenho amostral. A regressão de Poisson com estimação robusta de variância foi empregada para estimar em nível etiológico razões de prevalências de IA grave. Para o nível ecológico, empregou-se duas abordagens de modelagem multinível para 4 ou 14 medidas repetidas de estratos ao longo de dois artigos diferentes: regressão múltipla do tipo log-log para associações e modelagem de *splines* cúbicas para estimação de tendências. Os achados apontam impactos da austeridade em vigor, com inflexões de tendências no PBF e ESF, com reflexos sobre o aumento da IA grave e da incidência de mortalidade na infância. Projeta-se o aumento da IA e afastamento do alcance da meta 2.1 do objetivo nº 2 dos ODS em 2030 pelo Brasil, a despeito do sucesso já alcançado em 2014 para o primeiro dos ODM. Aponta-se também que, no prosseguindo na rota austera estabelecida pela emenda do teto dos gastos, o Brasil poderá continuar caminhando em sentido oposto ao estabelecido pela meta 3.2 dos ODS, podendo não ter êxito no seu alcance em 2030.

Palavras-chave: Estudos transversais. IA. EBIA. Mortalidade na infância. Austeridade. Desenvolvimento sustentável

ABSTRACT

AMARAL, Marcelo Rubens dos Santos do. *Effects of crisis and austerity policies on food insecurity and in mortality childhood in Brazil*. 2022. 113 f. Tese (Doutorado em Saúde Coletiva) – Instituto de Medicina Social Hesio Cordeiro, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2022.

This thesis aims to identify and analyze factors associated with Food Insecurity (FI) and childhood mortality, pointing out trends and spatial distributions for strata with the lowest possible levels of aggregation that together cover the entire Brazilian territory. The analyzes investigated the hypothesis of worsening of the severe FI outcome, measured by the Brazilian Food Insecurity Scale (BFIS) and death outcome before completing 5 years, as effects of the crisis and/or austerity policy. The work involves studies with cross-sectional designs for sectional and mixed ecological analysis of spatio-temporal trends, based on data from 4 national surveys by the IBGE, from the health information systems of the Ministry of Health for outcomes, and data from statistics from the civil registry from the IBGE, from indicators from the Bolsa Família Program (BFP), from the Family Health Strategy (FHS) and from other socioeconomic indicators from various sources such as exposures that are proxies representatives of the crisis and austerity. For the sectional studies, a procedure was adopted to calibrate the weights according to population distribution by sex and age group, as well as the application of estimation and modeling methods that incorporate the effects of the sample design. Poisson regression with robust variance estimation was used to estimate at the etiological level the prevalence ratios of severe FI. For the ecological level, two multilevel modeling approaches were used for 4 or 14 repeated measures of strata over two different articles: log-log multiple regression for associations; and, modeling cubic splines for trend estimation. The findings point to the impacts of the austerity in force, with inflections of trends in the BFP and FHS, with reflections on the increase in severe FI and the incidence of mortality in infancy. It is projected that FI will increase and move away from the achievement of target 2.1 of goal 2 of the SDGs in 2030 by Brazil, despite the success already achieved in 2014 for the first of the MDGs. It is also pointed out that, by continuing on the austere route established by the spending ceiling amendment, Brazil may continue to move in the opposite direction to that established by target 3.2 of the SDGs, and may not be successful in reaching it in 2030.

Keywords: Cross-sectional studies. FI. BFIS mortality in infancy. Austerity. Sustainable development.

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 –	Descrição dos graus de segurança e insegurança alimentar.....	21
Quadro 2 –	Perguntas da Escala Brasileira de Insegurança Alimentar.....	37
Quadro 3 –	Pontos de corte para domicílios, com e sem menores de 18 anos de idade, segundo a situação de segurança alimentar.....	38

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Distribuição pelos estratos geográficos e evolução 2004-2018 das estimativas de prevalências de IA grave.....	49
--	----

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

CDV	<i>Centro de Documentação Virtual</i>
CONASS	<i>Conselho Nacional de Secretários de Saúde</i>
CONASEMS	<i>Conselho Nacional de Secretarias Municipais de Saúde</i>
DATASUS	<i>Departamento de Informática do SUS</i>
EBIA	<i>Escala Brasileira de Insegurança Alimentar</i>
EC	<i>Emenda Constitucional</i>
ESF	<i>Estratégia de Saúde da Família</i>
IA	<i>Insegurança Alimentar</i>
IBGE	<i>Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística</i>
OAPS	<i>Observatório de Análise Política em Saúde</i>
ODM	<i>Objetivos de Desenvolvimento do Milênio</i>
ODS	<i>Objetivos de Desenvolvimento Sustentável</i>
ONU	<i>Organização das Nações Unidas</i>
PBF	<i>Programa Bolsa Família</i>
PEC	<i>Proposta de Emenda Constitucional</i>
PNAD	<i>Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios</i>
PNADC	<i>Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua</i>
POF	<i>Pesquisa de Orçamentos Familiares</i>
SAN	<i>Segurança Alimentar e Nutricional</i>
SIM	<i>Sistema de Informação de Mortalidade</i>
SINASC	<i>Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos</i>
SIPD	<i>Sistema Integrado de Pesquisas Domiciliares</i>
SUS	<i>Sistema Único de Saúde</i>
UF	<i>Unidade da Federação</i>
UTI	<i>Unidade de Terapia Intensiva</i>

LISTA DE SÍMBOLOS

%	Porcentagem
×	Multiplicação
~	Distribuição de probabilidade
α	Letra grega alfa
β	Letra grega beta
γ	Letra grega gamma
μ	Letra grega mu
ρ	Letra grega rho
σ	Letra grega sigma

SUMÁRIO

	INTRODUÇÃO	13
1	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	17
2	JUSTIFICATIVA	24
3	OBJETIVOS	26
3.1	Objetivo geral	26
3.2	Objetivos específicos	26
3.2.1	<u>Aplicados aos estudos transversais</u>	26
3.2.1.1	Análises etiológicas repetidas em nível individual	27
3.2.2	<u>Aplicações a dados de estatísticas vitais</u>	27
3.2.3	<u>Artigo científico 1</u>	27
3.2.4	<u>Artigo científico 2</u>	28
4	MATERIAL E MÉTODOS	29
4.1	Desenho de estudo	29
4.1.1	<u>Referentes aos estudos transversais</u>	29
4.1.2	<u>Referentes às estatísticas vitais</u>	30
4.2	Local e períodos	31
4.3	Participantes	32
4.4	Variáveis	33
4.4.1	<u>Desfecho para os estudos transversais</u>	33
4.4.2	<u>Desfecho para as estatísticas vitais</u>	33
4.4.3	<u>Exposições para os estudos transversais</u>	33
4.4.4	<u>Exposição para as estatísticas vitais</u>	34
4.5	Fontes dos dados e mensuração	36
4.5.1	<u>Fontes para os estudos transversais</u>	36
4.5.2	<u>Fontes para as estatísticas vitais</u>	38
4.6	Possíveis vieses	38
4.7	População de estudo	39
4.8	Métodos estatísticos	40
4.8.1	<u>Para as prevalências de IA grave</u>	40
4.8.2	<u>Para modelar a IA grave</u>	42

4.8.3	<u>Para modelar a mortalidade na infância</u>	43
5	RESULTADOS	48
5.1	Distribuição e evolução das estimativas de IA grave	48
5.2	Equações dos modelos desenvolvidos para analisar IA grave	51
5.2.1	<u>Regressão de Poisson para análise etiológica da IA grave - PNAD 2004</u>	51
5.2.2	<u>Regressão de Poisson para análise etiológica da IA grave - POF 2017-2018</u>	52
5.2.3	<u>Modelo multinível ecológico para as prevalências de IA grave</u>	52
5.2.4	<u>Modelo multinível para as tendências da prevalência de IA grave</u>	53
5.3	Artigo 1	54
5.4	Equações dos modelos desenvolvidos para analisar incidência de mortalidade na infância	76
5.4.1	<u>Modelo multinível para as tendências da mortalidade na infância dos municípios com mais de 25.000 habitantes e estatísticas vitais adequadas</u>	76
5.4.2	<u>Modelo multinível para as tendências da mortalidade na infância dos dados dos demais 4.727 municípios agregados por UF</u>	77
5.4.3	<u>Modelo multinível analisar os determinantes da mortalidade na infância dos 830 municípios com população acima de 25.000 e estatísticas vitais inadequadas</u>	78
5.4.4	<u>Modelo multinível analisar os determinantes da mortalidade na infância dos dados dos demais 4.727 municípios agregados por UF</u>	79
5.5	Artigo 2	80
	CONSIDERAÇÕES FINAIS	106
	REFERÊNCIAS	108

INTRODUÇÃO

No prefácio de livro recém-publicado, Stuckler e Basu (2014) agradecem ironicamente pela participação do leitor em ensaio clínico iniciado em dez-2007 – quando estourou a bolha imobiliária nos EUA que deu início a uma grande recessão – sem consentimento esclarecido, normas de segurança médica e conduzido por políticos e ministros de finanças. Este ensaio tinha dois tratamentos experimentais: austeridade ou estímulo.

Segundo os autores, a austeridade visa tratar sintomas de dívidas, déficits e curar recessões, reduzindo orçamentos para a saúde e assistência social, com efeitos secundários desconhecidos no seu início. Aderiram a doses de austeridade a Inglaterra, voluntariamente, e Grécia, Espanha e Itália, por pressão do FMI, com maior certeza de grandes mudanças no seu dia a dia.

Aderiram a doses de estímulo, optando por investir em programas de apoio à saúde e à segurança social, por intermédio do uso de fundos, Suécia, Islândia e Dinamarca, com pouca chance de terem notado filas em hospitais, impactos na inflação de alimentos, população de rua, dentre outros.

Informam sobre outros ensaios históricos:

- a) crise de 29 nos EUA. Nela o estímulo do New Deal foi seguido por alguns estados e rejeitado por outros. Apresentou como resultados melhoria na saúde pública apenas nos estados do estímulo;
- b) austeridade testada na Rússia pós-comunista e Leste da Ásia com resultados similares da crise de 29 nos estados sem estímulo. Argumentam que o conhecimento que emergiu dos ensaios foi que "opções econômicas não são questões sobre déficits e taxas de crescimento, mas sobre vida ou morte" (Stuckler e Basu, 2014).

Garcia (2016), em sua resenha do livro de Stuckler e Basu (2014), conclui:

Em suma, o livro traz uma compilação de evidências irrefutáveis de que as políticas de austeridade são responsáveis por um massacre à saúde das populações e também resultam em consequências econômicas desastrosas. A principal ameaça para a saúde pública não é a recessão, mas sim a austeridade. É possível solucionar o problema da dívida sem pôr em risco a saúde, por meio do financiamento de políticas públicas adequadas. Cabe aos governos tomar as decisões políticas sobre o rumo da economia e arcar com as consequências de suas escolhas. Seguindo o raciocínio dos autores,

o Brasil faz parte de um 'experimento natural' em curso. No momento em que a austeridade ameaça o Sistema Único de Saúde (SUS), podemos escolher aplicar as lições aprendidas com a experiência de outros países, ou seguir um caminho distinto que pode levar o País a se tornar mais um exemplo de como mata a austeridade. A leitura dessa obra é altamente recomendada a todos os interessados em saúde pública e no futuro de nosso Brasil. (GARCIA, 2016, p. 2).

A referida austeridade, que era uma “ameaça” ao SUS e conseqüentemente ao quadro de saúde dos brasileiros à época dessas publicações, é hoje um fato concreto a partir da promulgação pelo Congresso Nacional brasileiro em quinze de dezembro de 2016 da Emenda Constitucional nº 95 (EC 95/2016) (BRASIL, 2016), que ficou conhecida como a emenda do teto dos gastos públicos e que limita estes gastos pelo horizonte de vinte anos.

O registro da EC 95/2016 na carta constitucional brasileira (BRASIL, 1988), com todas as conseqüências dele decorrentes, passa a ser um cenário real de aflição a ser enfrentado pela população brasileira até o ano de 2036, na medida em que limita compulsoriamente as despesas com saúde e com demais políticas sociais para todos os entes federativos, aos valores reais praticados no ano de 2016, independentemente da evolução das demandas da sociedade no período, tais como as decorrentes das expectativas quanto à evolução de seu perfil demográfico e das demandas epidemiológicas.

Isto nos motiva a abordar a temática de mensuração dos efeitos da crise e da austeridade nos indicadores de epidemiologia nutricional como a insegurança alimentar e de desfechos epidemiológicos clássicos extremos como o da mortalidade na infância.

O problema subjacente ao tema é a escassez de estimativas oportunas, cientificamente fundamentadas e válidas das medidas epidemiológicas intencionadas de forma que se possa analisar ao longo do tempo os efeitos sobre estes desfechos do cenário de crises fiscal e política que o Brasil vem experimentando desde o ano de 2014. Este ano foi marcado pelo fim de uma sequência de superávits nominais iniciados em 2003 e pelo início de sucessivos déficits que vêm impactando os resultados econômicos e sociais e que se materializaram na austera amarra fiscal gravada no texto constitucional pela referida EC.

Num dos ramos da análise proposta nesta tese o foco recai sobre a avaliação dos efeitos da crise e da política de austeridade em vigor no Brasil sobre um desfecho conectado com o conceito de Segurança Alimentar e Nutricional – SAN.

Propõe-se analisar estes efeitos sobre estimativas da medida de insegurança alimentar através da Escala Brasileira de Insegurança Alimentar – EBIA, por intermédio de microdados de inquéritos nacionais conduzidos pelo IBGE que implementaram esta escala.

A proposta incorpora inovações no método de obtenção das estimativas da EBIA que visa aumentar a validade dos resultados através da diminuição do viés esperado devido à não-resposta diferencial que desbalanceia a representatividade das amostras dos inquéritos nacionais domiciliares levados a cabo pelo IBGE. Tais como aqueles que incluíram a medição da EBIA nos anos de 2004, 2009, 2013 e 2017-2018.

O segundo dos dois ramos da análise pretendida envolve avaliar os efeitos da crise e da política de austeridade sobre o desfecho mais extremo e antigo de interesse da epidemiologia, que é a mortalidade. O foco específico repousa sobre a mortalidade no grupo etário da infância, por ser considerado dentre os mais sensíveis e vulneráveis às condições econômicas e sociais desfavoráveis.

Os dois tipos de desfechos desta tese, além de suas relevâncias diretas, indiretas e complementares na área de epidemiologia, dentro do campo da saúde coletiva, juntamente ao período de tempo de análise escolhido, estão também conectados com as metas da agenda planetária, expressa através dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio – ODM e dos Objetivos de Desenvolvimento Sustentável – ODS, estabelecidos e pactuados pelos países membros da ONU, respectivamente nos anos de 2000 e 2015.

Os ODMs 1 e 4 versam respectivamente sobre “erradicar a extrema pobreza e a fome” e “reduzir a mortalidade infantil”, e os ODSs 1, 2 e 3, respectivamente, “erradicação da pobreza”, “fome zero e agricultura sustentável” e “saúde e bem-estar”.

De posse dos resultados e análises pretendidos torna-se possível a realização de exercícios de extrapolação e projeção quantitativa dos desdobramentos de cenários que se baseiam no histórico recente. Como consequência, decisões e esforços futuros de políticas públicas e alocação de recursos poderão estar ancorados em informações relevantes e sensíveis da gravidade das consequências destas decisões sobre os indicadores avaliados, assim como as possibilidades de estabelecimento e de alcance de metas governamentais e as planetárias sobre os desfechos selecionados.

Nesta seção de introdução procurou-se apresentar o problema investigado e sua relevância. O desenvolvimento desta tese está organizado em 5 seções. Na seção 1 apresenta-se uma revisão bibliográfica que contextualiza a temática, apresenta a motivação e a hipótese central da tese e fundamenta as escolhas dos subtemas que serão posteriormente abordados com revisões mais específicas em dois artigos científicos distintos. Na seção 2 apresenta-se a justificativa que contempla a discussão da relevância e da viabilidade do tema da tese e dos artigos. Na seção 3 são apresentados o objetivo geral e os específicos, onde se inclui a especificação da temática dos dois artigos científicos. Na seção 4 apresenta-se a especificação dos materiais e métodos que caracterizam a abordagem empírica de cada um dos dois subtemas, onde se incluem os desenhos de estudo e os métodos estatísticos. A seção 5 exhibe os resultados que incluem elementos que não cabem nos artigos, assim como os dois artigos, um para cada subtema, que se pretende submeter para publicação em periódicos científicos após algumas adaptações e eventuais exigências. A última seção apresenta as considerações finais, que incluem um olhar centralizado das conclusões contidas nos dois artigos em cotejo com a hipótese da tese.

1 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

“Antes do SUS, trabalhadores se reuniam para uma ‘caixinha’ em caso de acidentes e apenas contribuintes da previdência tinham acesso à saúde pública” (POMPEO, 2016). A mesma autora, na mesma matéria intitulada “Gastos públicos com o SUS subiram 78,5% acima da inflação em 14 anos”, ao abordar o período democrático afirma:

Democracia (1988) – É aprovada a ‘Constituição Cidadã’ que estabelece a saúde como ‘Direito de todos e dever do Estado’. O texto determina que a assistência médico-sanitária integral passa a ter caráter universal e que o custeio do sistema deverá ser de recursos governamentais da União, estados e municípios. Em 1990, a lei 8.080/90 [(BRASIL, 1990)] cria o Sistema Único de Saúde (POMPEO, 2016, grifo da autora).

No endereço eletrônico PENSESUS (2022), destinado a promover a reflexão sobre o SUS e disponibilizar informações, coletamos mais fatos relevantes sobre este sistema:

Em 1988, por ocasião da promulgação da Constituição da República Federativa do Brasil, foi instituído no país o Sistema Único de Saúde (SUS), que passou a oferecer a todo cidadão brasileiro acesso integral, universal e gratuito a serviços de saúde. [...]

Além da democratização da saúde (antes acessível apenas para alguns grupos da sociedade), a implementação do SUS também representou uma mudança do conceito sobre o qual a saúde era interpretada no país. Até então, a saúde representava apenas um quadro de “não-doença”, fazendo com que os esforços e políticas implementadas se reduzissem ao tratamento de ocorrências de enfermidades. Com o SUS, a saúde passou a ser promovida e a prevenção dos agravos a fazer parte do planejamento das políticas públicas. (PENSESUS, 2022).

Tendo em vista o caráter universal do SUS, estudos apontam reduções recentes na desigualdade do acesso aos serviços de saúde brasileiros, porém com persistência de subutilização de segmentos mais vulneráveis (BOCCOLINI; DE SOUZA JUNIOR, 2016) (ANDRADE *et al.*, 2013).

“Em 2014, o SUS realizou 4,1 bilhões de procedimentos ambulatoriais, 1,4 bilhão de consultas médicas, 11,5 milhões de internações, 19 milhões de procedimentos oncológicos, 3,1 milhões de procedimentos quimioterápicos.” (ROSA, 2016). Neste artigo publicado na Revista do Conselho Nacional de Secretários de Saúde à época da tramitação da Proposta de Emenda Constitucional – PEC que resultou na EC 95/2016, a autora, enquanto destaca a expressividade dos números

alcançados pelo SUS, também expõe a preocupação com a ameaça que a aprovação da proposta representava a este desempenho, chamando atenção para a nota técnica conjunta CONASS e CONASEMS, a qual apontava que os prejuízos para o SUS, no período de vigência do novo [à época] regime fiscal austero, seriam da ordem de R\$ 433 bi.

Rosa (2016) expõe a argumentação do presidente do CONASS no tocante à dificuldade de se “manter o recurso da saúde conforme está [estava] estabelecido na PEC tendo em vista os custos do setor serem sempre crescentes”. Dentre os fatores a demandar mais serviços de saúde (e elevar as despesas na área) estão a incorporação de novas tecnologias e medicamentos, assim como a realidade demográfica do país (envelhecimento da população) que irá exigir mais atendimento, mais leitos de Unidades de Terapia Intensiva (UTI), mais serviços de oncologia etc.

Rosa (2016) também apresenta argumentação do presidente da CONASEMS de que a PEC traria como consequências a redução de leitos e serviços, o fechamento de unidades de saúde e que o acesso não seria universal a toda a população brasileira, concluindo que a aprovação da proposta “fatalmente vai trazer o caos para a saúde pública”. Argumentações de vários outros especialistas contrárias à aprovação da PEC foram apresentadas pela autora.

Da oitava edição do boletim informativo do Observatório de Análise Política em Saúde (OAPS) e do Centro de Documentação Virtual (CDV), boletim OAPS/CDV (2016), podemos extrair várias questões pertinentes relacionadas à conjuntura de austeridade que experimentamos:

A crise político-econômica que o Brasil atravessa e as medidas propostas sob o argumento de alcance do equilíbrio fiscal são fatos bastante divulgados nos últimos dois anos. Mas qual o impacto da crise na saúde da população brasileira? Com a continuidade e possível agravamento da crise, o que os/as brasileiros/as devem esperar? Como abrandar seus efeitos sobre a situação de saúde e o sistema de saúde? O que os exemplos de outros países têm a nos dizer? As respostas apontam para efeitos como aumento do desemprego, intensificação das desigualdades em saúde, crescimento da incidência de doenças crônicas, dificuldades de acesso a serviços de saúde, comprometimento da saúde mental, aumento do estresse e abuso de álcool e outras drogas. (BOLETIM OAPS/CDV, 2016, p. 1).

Vieira (2016) realizou uma revisão de revisões sistemáticas e narrativas na base de dados PubMed. Uma das revisões sistemáticas selecionadas (SUHRCKE *et al.*, 2011), abordou o impacto de crises econômicas em países da Europa Central e

Oriental, da União Europeia, na antiga União Soviética, Japão, Cuba, México, entre outros. O estudo apontou (BOLETIM OAPS/CDV, 2016):

- a) O crescimento de populações suscetíveis e grupos de alto risco para a transmissão de doenças, como prisioneiros, imigrantes e moradores em situação de rua;
- b) Aumento do consumo de tabaco, do consumo excessivo de bebidas alcoólicas e do abuso de drogas – motivado por perda de renda, desemprego involuntário;
- c) Diminuição da imunidade e maior incidência de doenças;
- d) Tendência de redução do gasto público em saúde “para acomodá-lo a um ambiente fiscal mais restrito ou para aderir às condições impostas por instituições internacionais quando da concessão de empréstimos”. Os cortes de recursos resultaram em redução do número de profissionais, fechamento de unidades de atendimento, perda de efetividade de programas e aumento da incidência e prevalência de várias doenças.

Pega-se carona nas noções de austeridade e crises econômicas apresentadas na publicação de Vieira (2016), de forma a concluir-se que a partir do ano de 2016 elas aplicam-se ao caso brasileiro:

..., quando escolhidas pelos governos, as medidas de austeridade estão relacionadas à adoção de políticas que exigem grandes sacrifícios da população, seja porque aumentam a carga tributária, seja pela implementação de políticas que restringem a oferta de bens e serviços públicos, em razão de cortes de despesas, afetando de forma significativa os estratos mais vulneráveis da população.

A literatura internacional é vasta sobre os efeitos das crises econômicas para a saúde, o que inclui períodos de recessão econômica, identificados pela ocorrência de duas quedas trimestrais sucessivas do PIB, e os períodos de depressão econômica, quando a queda do PIB é maior que 10% (Haw et al, 2015 *apud* VIEIRA, 2016, p. 7). (VIEIRA, 2016, p. 6–7).

E, em sua sinopse, conclui:

Nesse contexto, a demanda por atendimento no sistema público de saúde aumenta, tanto pela piora das condições de saúde quanto pela diminuição da capacidade de pagamento diretamente do bolso e de planos privados pelas famílias. Esta situação se agrava como consequência da adoção de medidas de austeridade fiscal, baseadas na redução do gasto com políticas sociais (VIEIRA, 2016, p. 4).

Stuckler e Basu (2014) em seu livro incluem uma coleção de evidências razoáveis para os tipos de impactos na saúde decorrentes da implementação de políticas de austeridade observadas em várias experiências internacionais, sobretudo europeias. Entretanto merecem registro destacado alguns dos trabalhos científicos que incluem em suas autorias ao menos um destes autores e que indicam evidências de efeitos de crises econômicas e da adoção de políticas de austeridade sobre desfechos com possibilidades de associação com as medidas intencionadas nesta tese, a qual privilegia um indicador de interesse na epidemiologia nutricional e outro de mortalidade na infância. São eles os trabalhos de Legido-Quigley *et al* (2016), Stuckler *et al* (2009, 2017), Loopstra *et al* (2016) e Karanikolos *et al* (2016).

O conceito de Segurança Alimentar e Nutricional – SAN está estabelecido na literatura científica, e no Brasil ganhou um marco legal nacional através da Lei nº 11.346 (2006) que estabelece: “Art. 3º A segurança alimentar e nutricional consiste na realização do direito de todos ao acesso regular e permanente a alimentos de qualidade, em quantidade suficiente, sem comprometer o acesso a outras necessidades essenciais, tendo como base práticas alimentares promotoras de saúde que respeitem a diversidade cultural e que sejam ambiental, cultural, econômica e socialmente sustentáveis.”.

Uma boa referência na literatura de saúde coletiva sobre marcos conceituais e da medição da SAN através da EBIA para o caso brasileiro é o trabalho de Kepple e Segall-Corrêa (2011). Quanto a este tema e trabalho destacamos trecho do seu resumo:

É apresentado um resumo comparativo de indicadores frequentemente usados para mensuração de segurança alimentar, com enfoque especial na Escala Brasileira de Insegurança Alimentar, que foi usada na Pesquisa Nacional de Amostras por Domicílio – 2004. A história do desenvolvimento da escala nos Estados Unidos e a sua validação no Brasil estão descritas. Caracterizada como uma medida direta de insegurança alimentar em nível domiciliar, esta escala psicométrica pode ser usada em conjunto com indicadores e instrumentos de mensuração de diversas áreas, para aprofundar a compreensão desse fenômeno complexo. (KEPPLE; SEGALL-CORRÊA, 2011, p. 187).

A EBIA é uma escala psicométrica do acesso familiar aos alimentos a cujo respeito destacamos o trecho extraído de IBGE (2020):

As escalas de medida direta da IA, como a EBIA, fornecem informações estratégicas para a gestão de políticas e programas sociais porque permitem tanto identificar e quantificar os grupos sociais em risco de IA quanto os seus determinantes e consequências. Trata-se de uma

ferramenta com excelente relação custo-efetividade que vem sendo usada desde a década de 1990 em vários países e cuja aplicação e análise demonstraram apresentar aspectos comuns aos diferentes contextos socioculturais e que representam os graus de severidade da IA: 1) componente psicológico – ansiedade ou dúvida sobre a disponibilidade futura de alimentos na casa para suprir as necessidades dos moradores; 2) qualidade dos alimentos – comprometimento das preferências socialmente estabelecidas acerca dos alimentos e sua variedade no estoque doméstico; 3) redução quantitativa dos alimentos entre adultos; 4) redução quantitativa dos alimentos entre as crianças; 5) fome – quando alguém fica o dia inteiro sem comer por falta de dinheiro para comprar alimentos. (IBGE, 2020, p. 22).

A partir da percepção da experiência do domicílio nos últimos 90 dias, a EBIA aponta para um dos seguintes graus da IA vivida pelas famílias (IBGE, 2020, p.22):

Quadro 1 - Descrição dos graus de segurança e insegurança alimentar

Situação de segurança alimentar	Descrição
Segurança alimentar	A família/domicílio tem acesso regular e permanente a alimentos de qualidade, em quantidade suficiente, sem comprometer o acesso a outras necessidades essenciais.
Insegurança alimentar leve	Preocupação ou incerteza quanto acesso aos alimentos no futuro; qualidade inadequada dos alimentos resultante de estratégias que visam não comprometer a quantidade de alimentos.
Insegurança alimentar moderada	Redução quantitativa de alimentos entre os adultos e/ou ruptura nos padrões de alimentação resultante da falta de alimentos entre os adultos.
Insegurança alimentar grave	Redução quantitativa de alimentos também entre as crianças, ou seja, ruptura nos padrões de alimentação resultante da falta de alimentos entre todos os moradores, incluindo as crianças. Nessa situação, a fome passa a ser uma experiência vivida no domicílio.

Fonte: Brasil, Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome. Nota Técnica DA/SAGI/MDS nº 128/2010: Relatório da Oficina Técnica para análise da Escala Brasileira de Medida Domiciliar de Insegurança Alimentar. Brasília: SAGI/DA, 30/08/2010.

Quando voltamos novamente o olhar com foco nos indicadores de mortalidade na infância e períodos mais próximos da temática desta tese, destacamos a contribuição de Santos (2015), o qual aponta:

De fato, o Brasil avançou muito em relação ao cumprimento dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio [ODM] desde o ano 2000. Entre as áreas que se destacam, estão principalmente as ligadas às políticas de combate à miséria, mortalidade infantil e à educação. Duas das oito metas foram cumpridas antecipadamente: redução da miséria e da mortalidade na infância. E de dois dos oito objetivos, que se desdobram em 18 metas e 48 indicadores socioeconômicos, apenas um não foi alcançado a contento: a redução de 75% nos índices de mortalidade materna no Brasil. (SANTOS, 2015, p. 29).

No caso específico do cumprimento antecipado da meta de redução da mortalidade infantil, o mesmo ocorreu em 2011, 4 anos antes do pactuado. Entretanto, em passagem anterior ao trecho acima na mesma revista, Santos (2015) destaca:

Um receio dos movimentos sociais brasileiros está ligado, principalmente, à agenda conservadora, instituída pela Câmara dos Deputados durante o ano de 2015, que pode influenciar, de forma negativa, alguns dos objetivos, sobretudo os relacionados a desigualdades sociais e de gênero. (SANTOS, 2015, p. 27).

Sergio & de Leon (2009) captaram tendências de reduções de um tipo mais específico de mortalidade na infância do que aquela a que se propõe analisar nesta tese, com padrões de redução diferentes entre 1990 e 1995 e de 1995 até o ano de 2000. Propõe-se aqui atualizar a análise de tendências daquele tipo de estudo considerando dois novos períodos complementares: de 2001 a 2014 e de 2015 a 2019.

A preocupação dos movimentos sociais com a considerada agenda conservadora da Câmara dos Deputados revelou-se também através da dimensão da política de austeridade na agenda econômica quanto à EC 95/2016 (2016), e, de maneira análoga à preocupação dos movimentos sociais, expressa na citação anterior, a hipótese subjacente desta tese é a de que as estimativas a serem realizadas no âmbito desta tese apontarão retrocessos sensíveis das medidas epidemiológicas que se pretende estimar, mensurar e analisar.

Algumas estatísticas oficiais já apontam efeitos no sentido de piora nas condições de sobrevivência dos estratos mais pobres e mais suscetíveis às condições econômicas e de saúde adversas na população brasileira. Em IBGE (2019), pode-se constatar que o índice de Gini do rendimento médio mensal real domiciliar per capita vem evoluindo numa trajetória com aumentos anuais consecutivos desde o ano de 2016, interrompendo uma série de reduções desde o início da série histórica que tem como fonte a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua desde o ano de 2012. Constata-se também em IBGE (2019) que o valor do índice de Gini do rendimento médio mensal real domiciliar per capita em 2018 é o maior da série, no montante de 0,545. A análise da evolução ano a ano deste indicador de concentração revela que a trajetória de queda anual das desigualdades de renda ocorrida até o ano de 2015 foi revertida para uma nova tendência de recrudescimento desta desigualdade a partir de 2015. Na mesma

publicação ainda se constata a diminuição da proporção de domicílios atendidos pelo Bolsa Família, o menor da série, 13,7% em 2018 contra 15,9% em 2012.

Estes resultados estão em sintonia com o receio dos movimentos sociais, apontado previamente por Santos (2015, p. 27), quanto à influência negativa que as agendas da Câmara dos Deputados eleita em 2014 poderia trazer para os ODS relacionados às desigualdades sociais. Corroboram também com as preocupações subjacentes quanto aos efeitos de piora nos desfechos analisados nesta tese como decorrência da política de austeridade implicada na EC 95/2016 (2016).

2 JUSTIFICATIVA

Uma das entrevistas transcritas no Boletim OAPS/CDV (2016) sintetiza as justificativas desta pesquisa, por isso faz-se aqui a citação deste referido trecho:

O epidemiologista Maurício Barreto explica que, como não há evidências empíricas, para compreender os impactos da crise na população brasileira é preciso pensar em 'conjecturas e extrapolações de situações', baseadas no conhecimento existente a partir de experiências de países europeus e da antiga União Soviética, que vivenciaram a crise há alguns anos, e do próprio Brasil, em décadas anteriores. Para o pesquisador, os impactos da crise 'são preocupações que temos que ter, caso as políticas de austeridade levem a ter efeitos danosos na economia – o que já está havendo, já estamos vendo a tendência de aumento de desemprego, a falta de investimentos urbanos, falta de investimentos em sistemas de saúde, principalmente alguns componentes como atenção primária, que tem um efeito realmente importante sobre as condições de vida de parte da população'. E defende: 'O Brasil precisa começar a estudar esse momento para daqui a algum tempo a gente ter mais evidências empíricas de como esta situação pode ter afetado as condições de saúde da população'. (BOLETIM OAPS/CDV, 2016, p. 2).

Corroborando com a importância deste tipo de estudo, o Boletim OAPS/CDV (2016) destaca também que "Se os efeitos da crise sobre as condições de saúde da população podem ser perversos, outra constatação é preocupante: faltam estudos no Brasil para compreendê-los".

Cesar Victora, outro especialista entrevistado no Boletim OAPS/CDV (2016), aponta para uma importante lacuna que esta tese procura cobrir:

Uma questão importante é que existe uma certa defasagem entre as mudanças em políticas e/ou financiamento do setor saúde (ou em outros setores relevantes) e o que acontece em termos populacionais, seja por exemplo o uso de serviços, a cobertura com intervenções, e o próprio estado de saúde medido através de morbi-mortalidade. Portanto, nosso artigo que traz resultados até 2013 não reflete o que tem acontecido nos últimos anos. (BOLETIM OAPS/CDV, 2016, p. 5).

A disponibilidade dos microdados dos inquéritos nacionais do IBGE, tais como as pesquisas domiciliares PNADs (Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios) e as POFs (Pesquisas de Orçamentos Familiares), favorecem a possibilidade de estimação de medidas de insegurança alimentar e nutricional. A medida de mortalidade na infância é possível ser obtida através do SIM (Sistema de Informação de Mortalidade) proveniente do Departamento de Informática do SUS - DATASUS.

A insegurança alimentar e a mortalidade na infância servem como indicadores sensíveis do que impede a observância de condições fundamentais necessárias ao desenvolvimento e sobrevivência saudáveis da população brasileira. De posse de estimativas populacionais ao longo do período de tempo estabelecido nesta tese é possível a meta de mensurar os efeitos da política fiscal austera sobre estes indicadores. Se considerarmos, por hipótese, que a desnutrição tem efeito sobre a mortalidade na infância, então os desfechos elencados nesta tese mensuram dimensões associadas do drama social brasileiro. A este respeito Pimentel *et al* (2009) ponderam que “... importante resultado observado neste estudo foi a associação entre insegurança alimentar e índices antropométricos, pois crianças pertencentes às famílias com algum nível de insegurança alimentar apresentaram maior déficit ponderal e de estatura, reforçando a possível capacidade da EBIA de predição de desnutrição.”.

As fontes de dados disponíveis permitem a capacidade de estimação de informações especializadas, com agregações em domínios no nível unidades da federação ou outros recortes subnacionais como o municipal, em particular do indicador de taxa de mortalidade na infância. É possível avaliar também a distribuição regional supostamente desigual destes impactos, por hipótese, com uma evolução apresentando redução dos graus de prevalência de IA e da incidência de mortalidade na infância entre os anos de 2004 e 2013, seguido do recrudescimento destes graus a partir de 2014, que sofrem também, por hipótese, dos efeitos da austeridade fiscal adotada a partir de 2016.

É viável proceder à estimativa das prevalências populacionais de insegurança alimentar e das incidências de mortalidade na infância através do ajuste de modelos multiníveis que revelem a distribuição heterogênea destas estimativas por variáveis de contexto, assim como por aquelas variáveis relacionadas às condições sociais que estejam associadas com os desfechos de interesse.

3 OBJETIVOS

3.1 Objetivo geral

Identificar, estimar e analisar fatores associados à Insegurança Alimentar (IA) e à mortalidade na infância, apontando tendências e distribuições espaciais para estratos de menores níveis de agregação possíveis que em conjunto tenham abrangência para todo o território brasileiro.

3.2 Objetivos específicos

3.2.1 Aplicados aos estudos transversais

Estimar e analisar distribuições pelos estratos geográficos dos inquéritos nacionais do IBGE que permitem a estimação das prevalências populacionais de insegurança alimentar através da escala EBIA nos anos de 2004, 2009, 2013 e 2018, considerando metodologia de calibração dos pesos originais das pesquisas que incorpora mais dados auxiliares de população do que aqueles utilizados nas próprias estimativas publicadas pelo IBGE. Neste sentido visa-se calibrar os pesos através das estimativas de subtotais de população distribuídos por sexo e faixa etária.

Intenciona-se também utilizar técnicas de estimação de parâmetros populacionais e de associação através do uso de procedimentos e ajuste de modelos que incorporam adequadamente o efeito dos desenhos amostrais complexos dos grandes inquéritos nacionais. Procedendo-se assim, os achados terão validade para toda a população abrangida pelas pesquisas.

3.2.1.1 Análises etiológicas repetidas em nível individual

Objetiva-se também desenvolver, comparar e analisar estatísticas e modelos estatísticos, onde possível, um para cada ano destacado, que possibilitem mensurar as associações da presença da insegurança alimentar grave nos moradores dos domicílios com variáveis de localização e sociais presentes nos microdados dos inquéritos de base populacional do IBGE utilizados. A análise busca identificar padrões de mudanças no tempo dos parâmetros estimados pelos modelos que indiquem os efeitos da crise e/ou da política de austeridade e foi realizada apenas para a PNAD 2004 e a POF 2017-2018 por identificar os beneficiários do PBF.

3.2.2 Aplicados a dados de estatísticas vitais

Propõe-se construir modelo estatístico para análise de tendência ao longo do tempo das incidências de mortalidade na infância em níveis subnacionais entre os anos de 2001 e 2019. Isto possibilita também avaliar possíveis associações entre a política de austeridade e a evolução da mortalidade na infância, a partir da estimação de tendências antes e após a crise.

3.2.3 Artigo científico 1

O primeiro artigo visa identificar e analisar fatores associados à Insegurança Alimentar (IA), tendências e distribuição espacial para estratos geográficos. A meta é investigar a hipótese de piora do desfecho de IA grave, medido pela Escala Brasileira de Insegurança Alimentar (EBIA), nos domicílios dos indivíduos como efeitos da crise e/ou da política de austeridade, representada fundamentalmente por indicadores do Programa Bolsa Família (PBF).

3.2.4 Artigo científico 2

Este segundo estudo visa analisar, com abrangência nacional, fatores associados à mortalidade na infância, tendências e a distribuição a partir de um painel de 830 municípios com estatísticas vitais adequadas e mais de 25.000 habitantes e outro painel complementar com os demais municípios agregados por Unidades da Federação (UFs) nos anos de 2004 a 2017. Visa-se utilizar indicadores do Programa Bolsa Família (PBF) e da Estratégia Saúde da Família (ESF) como exposições representantes de *proxies* da austeridade.

4 MATERIAL E MÉTODOS

Esta tese envolve dois tipos de estudos alternativos, contendo análises seccionais e de tendências temporais, usando dados do SUS e de grandes inquéritos nacionais: PNAD – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios e a POF – Pesquisa de Orçamentos Familiares. Estas pesquisas foram realizadas pelo órgão produtor de estatísticas oficiais do Brasil, o IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

As POFs são pesquisas que atualmente fazem parte do Sistema Integrado de Pesquisas Domiciliares – SIPD, que é o novo sistema do IBGE para integrar suas pesquisas por amostragem domiciliar. O SIPD foi criado com o objetivo e motivação de atender o grande crescimento da demanda por informações atualizadas sobre a população brasileira, consolidando conceitos investigados entre as diferentes pesquisas (IBGE, 2007).

Para os dados de mortalidade na infância, o meio de coleta será o aplicativo TABNET, um tabulador genérico de domínio público desenvolvido pelo DATASUS para gerar informações das bases de dados do Sistema Único de Saúde. A fonte é a partir dos dados provenientes do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), administrado pelo Departamento de Análise de Situação de Saúde, da Secretaria de Vigilância em Saúde, em conjunto com as Secretarias Estaduais e Municipais de Saúde.

4.1 Desenho de estudo

4.1.1 Referentes aos estudos transversais

Para os estudos transversais temos a utilização de desenhos de estudos transversais e de tendência temporal porque utiliza os microdados de grandes inquéritos nacionais (estudos transversais), como as PNADs dos anos de 2004, 2009 e 2013 (IBGE, 2006, 2010, 2014) e a POF de 2017-2018 (IBGE, 2019a).

Estas pesquisas também são conhecidas como estudos de base populacional porque investigam os dados de indivíduos, utilizando amostragem probabilística de domicílios em múltiplos estágios, dentre os quais ao menos um por conglomerados. Este tipo de seleção é comumente denominado de amostragem complexa, portanto exigindo uma abordagem de estimação e análise de dados amostrais dedicada e também relativamente complexa do ponto de vista computacional com vistas à obtenção de estimativas com validade para toda a população alvo com probabilidade não nula de seleção.

Seguindo o modelo de classificação estabelecido em Morgenstern (2011), para o primeiro objetivo específico aplicado aos estudos transversais, quando se avalia cada pesquisa em separado, o que se tem são delineamentos de estudos de tipo exploratórios para cada ano, com a finalidade de se analisar em nível ecológico as distribuições das prevalências da EBIA por combinações de unidades subnacionais de áreas geográficas. Entretanto, quando se considera que cada ano está submetido a um diferente nível de política de austeridade, então temos que o conjunto de medidas das quatro pesquisas é considerado um delineamento de estudo do tipo etiológico para a análise ecológica de tendência temporal dos desfechos. Neste caso é de tipo etiológico, porque a análise pressupõe que cada ano de medida do desfecho implica num nível diferente de exposição das populações em risco em termos de políticas de austeridade.

Para o objetivo específico envolvendo análises etiológicas de medidas em nível individual os coeficientes das variáveis confundidoras ou modificadoras de efeito de cada modelo permitem a análise não mais em nível ecológico, mas em nível individual das estimativas da magnitude das modificações proporcionadas ao desfecho para cada nível ou cada variação no valor dessas variáveis.

4.1.2 Referentes às estatísticas vitais

A classificação para o desenho de estudo aplicado à análise da taxa de mortalidade na infância é um estudo exploratório e/ou etiológico do tipo ecológico de delineamento misto porque inclui grupos múltiplos. Trata-se de uma análise em nível completamente ecológica, porque tanto as exposições quanto o desfecho são

medidas ecológicas, onde as unidades de análise são os dados anuais das variáveis nos municípios ou agregados por UF de municípios.

Este desenho é de delineamento do tipo de estudo exploratório de tendência temporal em cada um dos períodos de análise onde se pressupõe fixo ou de baixo impacto a exposição ao tipo de política de austeridade. Contudo, tem subjacente implicitamente um delineamento do tipo de estudo etiológico de tendência temporal, quando na análise se considera que cada ano de medida do desfecho implica um nível diferente de exposição das populações em risco em termos de políticas de austeridade, ou que as populações em risco estarão expostas a diferentes graus de exposição quanto às políticas de austeridade implementadas em cada período de tempo diferente em comparação.

4.2 Local e períodos

As PNADs e POFs são levantamentos seccionais amostrais representativos de toda a população brasileira com amostras aleatórias em mais de um estágio, envolvendo técnicas de conglomeração e estratificação, espalhadas por todas as unidades da federação com planos amostrais e domínios de estimação identificáveis através dos microdados públicos próprios, distintos e bem documentados.

Datas de referência das pesquisas:

- a) PNAD 2004 – 25 de setembro de 2004;
- e) PNAD 2009 – 26 de setembro de 2009;
- f) PNAD 2013 – 28 de setembro de 2013;
- g) POF 2017-2018 – 15 de janeiro de 2018.

Não encontramos informações na área de metadados do site do IBGE sobre o período de coleta das PNADs utilizadas neste estudo. Esta informação, entretanto, foi prestada com relação à PNAD de 2015, onde se informa que a coleta dos dados aconteceu entre 01/10/2015 e 15/12/2019. Como as PNADs apresentam datas de referência muito próximas umas das outras, possivelmente a coleta das PNADs utilizadas neste estudo aconteceu ao longo dos últimos três meses dos seus respectivos anos de referência.

A coleta da POF de 2017-2018 aconteceu entre 10/07/2017 e 10/07/2018.

Os locais e períodos referentes aos dados de mortalidade na infância incluem respectivamente a abrangência nacional, com todos os municípios inclusos, e os dados anuais de cada um dos anos de 2002 a 2019.

4.3 Participantes

A PNAD é uma pesquisa anual por amostragem probabilística de domicílios, realizada em todo o território nacional. A população-alvo é composta pelos domicílios e pessoas residentes em domicílios na área de abrangência da pesquisa. A PNAD adota um plano amostral estratificado e conglomerado com um, dois ou três estágios de seleção, dependendo do estrato (SILVA; PESSOA; LILA, 2002).

Na PNAD 2004 foram pesquisadas 399.354 pessoas de 139.157 unidades domiciliares provenientes de 7.816 setores censitários em 851 municípios brasileiros. Na PNAD 2009 foram pesquisadas 399.387 pessoas de 153.837 unidades domiciliares provenientes de 7.818 setores censitários em 851 municípios brasileiros. Na PNAD 2013 foram pesquisadas 362.555 pessoas de 148.697 unidades domiciliares provenientes de 9.166 setores censitários em 1.100 municípios brasileiros.

Na POF, em função de seus objetivos e características, somente foram pesquisados os domicílios particulares permanentes. Domicílio é a unidade amostral da pesquisa, consistindo também em importante unidade de investigação e análise para caracterização das condições de moradia das famílias. Domicílio particular permanente destina-se à habitação de uma ou mais pessoas, ligadas por laços de parentesco, dependência doméstica ou normas de convivência, sendo todo ou parte destinado exclusivamente à moradia. A unidade de informação da pesquisa é a pessoa moradora que consiste na pessoa que tinha o domicílio como residência única ou principal e que não se encontrava afastada deste por período superior a 12 meses. Na POF 2017-2018 foram entrevistados 57.920 dentre os 75.635 domicílios selecionados no processo de amostragem, distribuídos ao longo de 5.504 unidades primárias de amostragem (IBGE, 2019a), e a tabela de moradores obtida pelos microdados inclui o total de 178.431 moradores nos domicílios entrevistados.

4.4 Variáveis

4.4.1 Desfecho para os estudos transversais

Classificação do domicílio de moradia segundo a IA grave, com a identificação dos moradores segundo esta classificação, dentro da perspectiva etiológica. Quanto à perspectiva ecológica, a variável de desfecho é a prevalência de IA grave, calculada como a proporção de moradores com o desfecho de IA grave em cada ano e local (estratos geográficos).

4.4.2 Desfecho para as estatísticas vitais

Taxa de mortalidade na infância por qualquer causa, para cada estrato, ano a ano, calculada pelo método direto de cálculo:

$$\frac{\text{óbitos com até cinco anos de idade dentre nascidos vivos de mães residentes num ano}}{\text{nascidos vivos de mães residentes num ano}} \times 1.000$$

4.4.3 Exposições para os estudos transversais

Loopstra *et al* (2016) argumentam, citando outros autores, que a Europa oferece um cenário quase experimental para estudar os fatores macroeconômicos da insegurança alimentar e potenciais fatores de mitigação devido a ter havido uma variação significativa na extensão em que os países europeus foram afetados pela recente crise econômica e na forma como responderam a ela.

Em que pese termos no Brasil uma resposta à crise em termos de política de austeridade única para todas as esferas governamentais através da EC 95/2016 (2016), pode-se argumentar de forma análoga que temos também um cenário de estudo quase experimental devido a diferentes cenários de políticas de austeridade

no extenso período de análise escolhido nesta tese. Neste caso específico tem-se medidas repetidas sobre a mesma população-alvo a aproximar este estudo com ensaios clínicos, considerando as importantes diferenças no que tange aos de níveis de análise individual e ecológico, assim como no fato de que não se tem o controle sobre o grau da exposição, ou seja, da intensidade da intervenção austera. Defronta-se aqui com um cenário que poderia também ser chamado de experimento natural, conforme antevisto por Garcia (2016, p. 2).

Segundo o modelo conceitual dos determinantes associados à SAN indicados em Kepple & Segall-Correa (2011), os determinantes macrosocioeconomicos seriam: sistema político-econômico mundial; políticas econômicas, sociais e assistenciais; políticas agrícolas e ambientais; e reconhecimento de SAN como direito humano.

Nestes determinantes se inclui o efeito da política de austeridade que será avaliado de forma indireta através de diferentes representações, indo desde a construção de variável dicotômica assumindo as categorias antes e depois da EC 95/2016 até a busca por variáveis *proxies* da política de austeridade fiscal que se materializa por intermédio de investimentos sociais assistenciais, tais como o Programa Bolsa Família, ou de investimentos em saúde como a Estratégia Saúde de Família. Todas as representações da política de austeridade fiscal servindo como variável de exposição dentro das perspectivas de tipos de estudos etiológicos ou ecológicos de tendência temporal.

4.4.4 Exposição para as estatísticas vitais

A modelagem escolhida para capturar o efeito da variável de exposição subjacente à política de austeridade fiscal envolve o manejo do modelo estatístico para modelar a taxa de mortalidade na infância. Para tanto, segue-se direção análoga à adotada no método de modelagem de Sergio & de Leon (2009), que contempla 4 estágios de ajuste: o primeiro com a estimativa do modelo “vazio” contendo um intercepto geral e efeitos aleatórios em dois níveis, sendo período (ano) o primeiro e o município o segundo nível; o segundo estágio consistindo na modelagem das tendências ajustadas por splines cúbicos, considerando dois períodos e com nó no ano de 2013,5 (meio do ano); o terceiro estágio composto

pelo ajuste de variáveis indicadoras das regiões brasileiras (efeitos fixos – intercepto); e, no quarto estágio, incluindo as interações (efeitos fixos) das indicadoras das regiões com os períodos (anos).

A escolha do ano de 2013,5 como o ano do nó neste método de modelagem é fundamental para entender a estratégia de captação do efeito etiológico da política de austeridade sobre o desfecho de mortalidade na infância. Isso porque este ano marca o fim de um ciclo de política contra-austera e o início da política austera mesmo antes da sua adoção compulsória determinada pela EC 95/2016 devido ao advento de dificuldades fiscais e econômicas. A escolha deste ano de 2013,5 como o nó permite a comparação das tendências da mortalidade na infância antes e após a crise e a adoção das políticas de austeridade.

Utilizou-se dados obtidos no âmbito da SAGI - Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação para construção de um indicador de cobertura do PBF, que consistiu na média anual de famílias atendidas informadas mês a mês, multiplicada por quatro (estimativa do tamanho das famílias) e o resultado dividido pela população do município, ou seja, uma estimativa da proporção de pessoas atendidas pelo PBF no ano. Esta variável de cobertura representa uma mensuração da política pública, ou seja, quando em retração, significa cortes orçamentários austeros.

Foram usados também dados coletados no âmbito do SAPS - Secretaria de Atenção Primária à Saúde por intermédio do SIAB - Sistema de Informação da Atenção Básica para obtenção de um indicador de cobertura de população atendida por equipes da ESF. Este indicador consiste na estimativa da proporção da população acompanhada pelas equipes da ESF, calculado pela razão entre a média anual da estimativa da população acompanhada pelas equipes da ESF informadas mês a mês e o tamanho da população.

4.5 Fontes dos dados e mensuração

4.5.1 Fontes para os estudos transversais

A escolha dos anos de 2004, 2009, 2013 e 2017-2018 decorre da disponibilidade dos inquéritos nacionais do IBGE realizados em parceria com o Ministério da Saúde que abordaram a temática de insegurança alimentar, seja através dos suplementos da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios – PNAD nos anos de 2004, 2009 e 2013, como através de levantamento específico da Pesquisa de Orçamentos Familiares – POF, realizada nos anos de 2017 e 2018.

Serão utilizados os arquivos de microdados de uso público das pesquisas domiciliares por amostragem probabilística disponibilizados pelo IBGE. Estes microdados contêm as informações autorreferidas das entrevistas realizadas nas PNADs e POF.

A estimativa populacional da prevalência de IA grave consiste na proporção de pessoas nos domicílios em condição de IA grave, ponderada pelo inverso das frações amostrais calibradas pela metodologia especificada adiante. As características de segurança ou insegurança alimentar são determinadas através das repostas às perguntas da EBIA, conforme especificados em IBGE (2010):

Quadro 2 - Perguntas da Escala Brasileira de Insegurança Alimentar (IBGE,2020, p.24)

Númeração	Enunciado
1	Nos últimos três meses, os moradores deste domicílio tiveram a preocupação de que os alimentos acabassem antes de poderem comprar ou receber mais comida?
2	Nos últimos três meses, os alimentos acabaram antes que os moradores deste domicílio tivessem dinheiro para comprar mais comida?
3	Nos últimos três meses, os moradores deste domicílio ficaram sem dinheiro para ter uma alimentação saudável e variada?
4	Nos últimos três meses, os moradores deste domicílio comeram apenas alguns poucos tipos de alimentos que ainda tinham , porque o dinheiro acabou?
5	Nos últimos três meses, algum morador de 18 anos ou mais de idade deixou de fazer alguma refeição, porque não havia dinheiro para comprar a comida?
6	Nos últimos três meses, algum morador de 18 anos ou mais de idade comeu menos do que achou que devia , porque não havia dinheiro para comprar comida?
7	Nos últimos três meses, algum morador de 18 anos ou mais de idade sentiu fome, mas não comeu , porque não tinha dinheiro para comprar comida?
8	Nos últimos três meses, algum morador de 18 anos ou mais de idade, alguma vez fez apenas uma refeição ao dia ou ficou um dia inteiro sem comer porque não havia dinheiro para comprar comida?
9	Nos últimos três meses, algum morador com menos de 18 anos de idade, alguma vez deixou de ter uma alimentação saudável e variada porque não havia dinheiro para comprar comida?
10	Nos últimos três meses, algum morador com menos de 18 anos de idade, alguma vez comeu menos do que deveria porque não havia dinheiro para comprar comida?
11	Nos últimos três meses, alguma vez foi diminuída a quantidade de alimentos das refeições de algum morador com menos de 18 anos de idade, porque não havia dinheiro para comprar comida?
12	Nos últimos três meses, alguma vez algum morador com menos de 18 anos de idade, deixou de fazer alguma refeição , porque não havia dinheiro para comprar comida?
13	Nos últimos três meses, alguma vez algum morador com menos de 18 anos de idade sentiu fome, mas não comeu porque não havia dinheiro para comprar comida?
14	Nos últimos três meses, alguma vez algum morador com menos de 18 anos de idade fez apenas uma refeição ao dia ou ficou sem comer por um dia inteiro porque não havia dinheiro para comprar comida?

Fonte: SEGALL-CORRÊA, A. M. et al. Refinement of the brazilian household food insecurity measurement scale: recommendation for a 14-item EBIA. Revista de Nutrição, Campinas: Pontifícia Universidade Católica - PUC-Campinas, Mar./Apr. 2014.

A análise da EBIA é baseada em um gradiente de pontuação final resultante do somatório das respostas afirmativas a 14 questões. Esta pontuação se enquadra nos pontos de corte (Quadro 3), que equivalem aos construtos teóricos acerca da SA, conforme apresentados no Quadro 1 (IBGE, 2020, p.23).

Quadro 3 - Pontos de corte para domicílios, com e sem menores de 18 anos de idade, segundo a situação de segurança alimentar (IBGE, 2020, p.23)

Situação de segurança alimentar	Pontos de corte para domicílios	
	Com menores de 18 anos	Sem menores de 18 anos
Segurança alimentar	0	0
Insegurança alimentar leve	1-5	1-3
Insegurança alimentar moderada	6-9	4-5
Insegurança alimentar grave	10-14	6-8

Fonte: Brasil, Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome. Nota Técnica DA/SAGI/MDS nº 128/2010: Relatório da Oficina Técnica para Análise da Escala Brasileira de Medida Domiciliar de Insegurança Alimentar. Brasília: SAGI/DA, 30/08/2010.

Nota: Pontos de corte para domicílios = Pontuação para classificação dos domicílios nos graus de segurança ou de insegurança alimentar leve, moderada ou grave.

4.5.2 Fontes para as estatísticas vitais

Para este objetivo, a fonte dos dados é proveniente de registros administrativos secundários disponibilizados através do SIM e do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC) do DATASUS. As taxas de incidência de mortalidade na infância levam em conta a razão entre as incidências da mortalidade na infância em cada coorte quinquenal e as estatísticas dos totais de nascidos vivos de mães residentes em cada ano de início das coortes.

4.6 Possíveis vieses

Em que pese haver objetivos específicos que investigam em nível etiológico fatores determinantes e/ou associados à IA grave, os demais objetivos envolvem

análises de desfechos e exposições mensuradas em nível ecológico. Contudo, para esses casos não há que se falar em possibilidade de falácia ecológica como possível fonte de viés para estes objetivos, isso porque o interesse de estudo para estes objetivos repousa nas próprias medidas de desfecho que são por definição medidas em nível ecológico como a prevalência de IA grave e a incidência de mortalidade na infância, afinal a análise irá cotejar o comportamento dessas medidas com metas dos ODS que se baseiam nelas.

A investigação em nível etiológico da IA grave está baseada nos dados em nível individual dos microdados dos inquéritos nacionais selecionados, estando, portanto, livre da possibilidade de distorções provocadas pela falácia ecológica. Assim, esta possibilidade está excluída da listagem seguinte de possíveis vieses subjacentes às análises contidas nesta tese:

- a) Vieses de informação;
- b) Vieses de não-resposta diferencial não corrigidos através das variáveis auxiliares disponíveis;
- c) Viés de cobertura dos registros administrativos contidos no SIM do DATASUS;
- d) Erros nas estimativas populacionais.

4.7 População de estudo

As PNADs a serem utilizadas consideram como população-alvo da pesquisa a população residente no Brasil. Segundo IBGE (2006), constitui a população residente: pessoas que têm a unidade domiciliar (domicílio particular ou unidade de habitação – apartamento, quarto etc. – em domicílio coletivo) como local de residência habitual e, na data da entrevista, estão presentes ou ausentes, temporariamente, por período não superior a 12 meses em relação àquela data. Onde:

- a) “domicílio: Local de moradia estruturalmente separado e independente, constituído por um ou mais cômodos. A separação fica caracterizada quando o local de moradia é limitado por paredes, muros, cercas etc., coberto por um teto, permitindo que os moradores se isolem, arcando com parte ou todas as suas

despesas de alimentação ou moradia. A independência fica caracterizada quando o local de moradia tem acesso direto, permitindo que os moradores possam entrar e sair sem passar por local de moradia de outras pessoas. Os domicílios classificam-se em: domicílio particular ou domicílio coletivo.” (IBGE, 2006, p.128, 2010, p.167, 2014, p.119);

- b) "domicílio particular: Domicílio destinado à habitação de uma pessoa ou de um grupo de pessoas cujo relacionamento é ditado por laços de parentesco, dependência doméstica ou, ainda, normas de convivência.” (IBGE, 2006, p.131, 2010, p.170, 2014, p.122);
- c) “domicílio coletivo: Domicílio destinado à habitação de pessoas em cujo relacionamento prevalece o cumprimento de normas administrativas.” (IBGE, 2006, p.128, 2010, p.167, 2014, p.119).

No caso das POFs, a população-alvo consiste nas pessoas moradoras em domicílios particulares permanentes, conforme já definido na seção de participantes.

Estas populações diferem residualmente da população efetivamente em estudo em função do sistema de referência cadastral que serviu de base para cada uma das seleções aleatórias que o IBGE utilizou para obter as amostras de cada uma das pesquisas utilizadas. As bases cadastrais do IBGE são dinâmicas e ligeiramente incompletas em consequência das dificuldades inerentes de gestão, acesso às unidades domiciliares, custos e de atualização desses cadastros no Brasil.

4.8 Métodos estatísticos

4.8.1 Para as prevalências de IA grave

Quanto às escolhas metodológicas contidas neste objetivo, considerando-se que os dados são provenientes de pesquisas com amostras probabilísticas por domicílios, reproduzimos trecho traduzido de Vasconcellos *et al* (2005): “... por mais rigoroso que seja o protocolo de coleta de dados: a presença mais frequente de mulheres e idosos em casa, em comparação com homens e indivíduos em idade

ativa. Assim, a calibração dos fatores de expansão surge como a melhor alternativa técnica para lidar com esses vieses típicos de coleta e seleção.”.

No tocante ao procedimento específico de calibração dos pesos, a escolha recai sobre aquele conhecido como do tipo raking generalizado ou de pós-estratificação multidimensional incompleta (DEVILLE; SÄRNDAL; SAUTORY, 1993). Isto se deve a sua maior parcimônia em face do número muito grande de níveis de categorias das variáveis que se decidiu propor para calibração.

Em relação à avaliação do desempenho da calibração, que balizou a escolha do procedimento específico realizado, foram utilizadas sugestões contidas em Silva (2004).

Alguns artigos publicados na literatura de saúde coletiva chamam atenção em suas seções de considerações e comentários finais para possíveis consequências da negligência desta característica peculiar dos inquéritos nacionais com este tipo de amostragem. Vide a respeito: SILVA, PESSOA e LILA (2002), SZWARCOWALD e DAMACENA (2008) e SOUZA-JÚNIOR *et al.* (2015).

No jargão epidemiológico estas pesquisas do IBGE são conhecidas como estudos seccionais ou inquéritos nacionais/populacionais que se caracterizam por abordarem uma amostra aleatória em uma data de referência, possibilitando assim a generalização (inferência) dos resultados para toda a população referida na data da pesquisa.

Nem todo pacote computacional estatístico está capacitado para a análise de dados amostrais complexos, e os mais comumente citados/utilizados em artigos da literatura especializada são o SAS®, SPSS®, STATA® e o SUDAAN®. Estes quatro pacotes citados são ferramentas computacionais com marcas registradas e classificam-se como *softwares* proprietários que são comercializados, por vezes através de licenciamento anual com pagamento de *royalties*. Esta característica deste tipo de *software* costuma limitar o acesso a esta classe de metodologia de cálculo e análise por parte de pesquisadores e/ou gestores ligados a entidades que possuem orçamentos modestos.

Este limitante metodológico e de custo pode ser contornado através da alternativa das ferramentas computacionais contidas no pacote/biblioteca de funções denominado *survey* (LUMLEY, 2020), que funcionam sob a plataforma computacional R (R CORE TEAM, 2020), livre e de código-fonte aberta, a qual está disponível sem custo na internet através do sítio eletrônico <https://www.R-project.org>, sob a licença GNU *General Public License*. Uma revisão bibliográfica sobre essas

alternativas computacionais aqui mencionadas pode ser encontrada em West *et al* (2018).

A partir do aparato metodológico contido e ilustrado nos códigos disponibilizados em <http://www.asdfree.com> é possível encontrar códigos e exemplos na linguagem da plataforma aberta R (R CORE TEAM, 2020) que permitem fazer as mensurações objetivadas tanto nas PNADs quanto na POF através desta pesquisa. Outra forma de reproduzir as análises corretamente usando a mesma plataforma computacional é através do pacote SIPDIBGE (ASSUNÇÃO; HIDALGO, 2021).

4.8.2 Para modelar a IA grave

A regressão de Poisson foi empregada, através da função *svyglm()* do pacote *survey*, com a inclusão do argumento "family=quasipoisson(log)", o qual serve, através de estimação robusta de variância, para atenuar o problema de excesso de zeros que usualmente corrompe a premissa de distribuição de Poisson dos desfechos. Apesar deste tipo de modelagem em estudos transversais não permitir estimar exatamente a razão de prevalências, trata-se de um dos procedimentos indicados na literatura (BARROS; HIRAKATA, 2003) (COUTINHO; SCAZUFCA; MENEZES, 2008) (REICHENHEIM; COUTINHO, 2010) para a finalidade de estimar estas razões de prevalências de IA grave, para esta versão de desfecho em nível individual, nos ajustes realizados nas bases da PNAD 2004 e POF 2017-2018. Apenas nestes anos e levantamentos havia informações sobre o recebimento do Programa Bolsa Família (PBF) nos microdados das pesquisas consideradas inicialmente.

Quanto às estimativas agregadas por estratos geográficos, optou-se pela utilização de duas abordagens alternativas de modelagem multinível para as quatro medidas repetidas destes estratos com as PNADs 2004, 2009 e 2013 e a POF 2017-2018: uma versão múltipla do tipo log-log para estimar as elasticidades das variáveis explicativas para a prevalência de IA grave; e outra versão com o artifício de *splines* cúbicas para estimação de tendências das prevalências de IA grave de cada estrato. Ambas usando o tamanho da população dos estratos como peso na estimação via função *lmer()* do pacote *lme4* (BATES *et al.*, 2015), também no R.

Nos modelos log-log, onde variáveis dependentes e explicativas recebem a transformação logarítmica, elasticidade é o tamanho do impacto que a alteração em uma variável exerce sobre outra variável. Em sentido genérico, é a alteração percentual de uma variável, dada a alteração percentual em outra, *ceteris paribus*. Assim, elasticidade é sinônimo de sensibilidade, resposta, reação de uma variável, em face de mudanças em outras variáveis (VASCONCELLOS, Marco Antonio Sandoval de, 2015), e consiste diretamente dos coeficientes ajustados dos modelos log-log.

Todos os procedimentos de modelagem estatística e de análise dos dados foram realizados no programa R. Para o ajuste dos modelos de tendência, a estratégia de análise foi a mesma implementada em Sergio e de Leon (SERGIO; LEON, 2009) e se dividiu em quatro etapas. Na primeira, os dados foram analisados segundo o modelo “vazio”, ou seja, sem variáveis explicativas, apenas com o efeito fixo do intercepto (grande média) e seus efeitos aleatórios nos dois níveis da hierarquia dos dados.

A seguir, analisou-se o comportamento da IA no tempo. As tendências temporais foram descritas por uma função “*spline*” paramétrica. Esta função é apropriada para modelar medidas longitudinais (RODRIGUEZ; GOLDMAN, 1995) (GOLDSTEIN; RASBASH, 1996). No processo de modelagem, polinômios podem ser ajustados por intervalos e interligados nos nós. Entretanto, devido à pequena quantidade de repetições no tempo não utilizamos este recurso de interligação por nós. Para maiores detalhes sobre esta técnica de modelagem ver Snijders & Bosker (SNIJDERS; BOSKER, 2012).

A seleção dos modelos finais foi realizada manualmente seguindo a abordagem análoga à conhecida como *stepwise backward* (HOCKING, 1976), amparada em níveis de significâncias inferiores a 15%, seja dos coeficientes estimados ou dos testes de razão de verossimilhança, quando disponíveis.

4.8.3 Para modelar a mortalidade na infância

Quanto aos dados de mortalidade na infância, com a finalidade de maior flexibilidade nas análises diretamente com os microdados, uma base de dados completa, abrangendo o período de 1996 a 2019, foi baixada pela internet do

DATASUS por intermédio do pacote do R denominado *microdatasus* (SALDANHA; BASTOS; BARCELLOS, 2019). A ampliação e o aprimoramento da coleta e análise de dados dos sistemas de informação de base nacional são administrados pela Secretaria de Vigilância em Saúde, em conjunto com as Secretarias Estaduais e Municipais de Saúde. Vários procedimentos gerais de checagem, de pré-processamento, "limpeza" e de conferência dos dados foram realizados por segurança.

Os municípios novos surgidos no período tiveram suas unidades territoriais e dados agregados junto aos municípios de origem de seus territórios, gerando novas unidades de análise comparáveis no tempo, mas descoladas de suas divisões político-administrativas. Isto aconteceu com 25 municípios ao todo, que ficaram agregados em 8 pseudomunicípios. A situação mais complexa e emblemática ficou por conta de 5 municípios que surgiram de desmembramentos sucessivos no entorno do município de Costa Rica no estado do Mato Grosso do Sul no período estudado. Procedendo assim, não houve unidades de análise com dados ausentes no banco de dados, resultando em um banco de trabalho com 5.557 unidades, dentre as quais 5.549 municípios e 8 pseudomunicípios (agregados).

A abrangência nacional é conseguida por intermédio da segmentação das unidades de análise com base na adequação das estatísticas vitais e no tamanho das populações dos municípios. Num primeiro grupo de unidades, analisou-se os dados dos municípios com mais de 25.000 habitantes e estatísticas vitais adequadas. Para os demais municípios a análise considerou seus dados agregados por UF. Esta decisão decorreu da grande quantidade de municípios com populações pequenas e com dados instáveis devido às reduções recentes das taxas de fecundidade e de mortalidade na infância, o que gera consequências indesejadas nas distribuições subjacentes dos modelos estatísticos utilizados na análise.

A análise estatística elaborada para cada um dos dois agrupamentos de municípios também se divide em duas abordagens alternativas de um mesmo tipo de modelagem multinível, um para cada grupamento: uma versão múltipla do tipo log-log para estimar as elasticidades das variáveis de exposição (PBF e ESF) para a incidência de mortalidade na infância; e outra versão com o artifício de splines cúbicas para estimação de tendências da mortalidade na infância de cada um dos dois grupamentos de municípios. Ambas usando o tamanho da população dos municípios como peso na estimação via função *lmer()* do pacote *lme4* (BATES *et al.*, 2015), também no R.

Para o primeiro agrupamento da análise, dentro de um grupo de 3.061 municípios com estatísticas vitais adequadas foram selecionados todos os 830 municípios com mais de 25.000 habitantes: 42 da região Norte, 254 da região Nordeste, 325 da região Sudeste, 150 da região Sul e 59 da região Centro-Oeste. A população considerada foi a do censo realizado em 2010 pelo IBGE. A soma das populações desses municípios equivalia a 45,63% do país.

O segundo agrupamento de 4.727 municípios inclui todos os demais municípios de populações inferiores a 25.000 ou com estatísticas vitais inadequadas excluídos do primeiro grupo, cobrindo os 54,37% restantes pela população de 2010. Seus dados são agregados em unidades de análise agrupadas por UF, tendo em vista uma melhor adequação da distribuição das estatísticas às premissas dos modelos.

Transformações de Box-Cox (BOX; COX, 1964) foram implementadas nas variáveis para adequação da premissa de distribuição normal dos desfechos (taxas de mortalidade na infância). Para tanto, foram utilizadas as funções automáticas *powerTransform()*, *bcPower()* e *bcnPowerInverse()* do pacote *car* (FOX; WEISBERG, 2019) da plataforma R (R CORE TEAM, 2022). Transformações automáticas de Box-Cox foram utilizadas nos modelos de tendências e a transformação logarítmica de base neperiana (caso particular da transformação de Box-Cox) para a modelagem com variáveis dependentes e explicativas de exposição. Para evitar problemas numéricos, quando dos cálculos dos logaritmos, foi acrescentado o valor 0,001 às observações com taxas de óbitos iguais a zero.

Nos modelos log-log, onde variáveis dependentes e explicativas recebem a transformação logarítmica, elasticidade é o tamanho do impacto que a alteração em uma variável exerce sobre outra variável. Em sentido genérico, é a alteração percentual de uma variável, dada a alteração percentual em outra, *ceteris paribus*. Assim, elasticidade é sinônimo de sensibilidade, resposta, reação de uma variável, em face de mudanças em outras variáveis (VASCONCELLOS, Marco Antonio Sandoval de, 2015) e consiste diretamente dos coeficientes ajustados dos modelos log-log.

Todos os procedimentos de modelagem estatística e de análise dos dados foram realizados no programa R. Para o ajuste dos modelos de tendência, a estratégia de análise foi a mesma implementada em Sergio e de Leon (SERGIO; LEON, 2009), e se dividiu em quatro etapas. Na primeira, os dados foram analisados segundo o modelo “vazio”, ou seja, sem variáveis explicativas, apenas com o efeito

fixo do intercepto (grande média) e seus efeitos aleatórios nos dois níveis da hierarquia dos dados. Como resultado do ajuste desse modelo obtém-se uma estimativa do Coeficiente de Correlação Intraclasse (CCI), que mede a proporção da variância total devido a diferenças nas taxas de mortalidade na infância entre os municípios.

A seguir, analisou-se o comportamento das taxas de mortalidade no tempo. As tendências temporais foram descritas por uma função “spline” paramétrica. Esta função é apropriada para modelar medidas longitudinais (RODRIGUEZ; GOLDMAN, 1995) (GOLDSTEIN; RASBASH, 1996). No processo de modelagem, são implantados “nós” que dividem o período estudado em intervalos. A seguir, polinômios são ajustados por intervalos e interligados nos nós. O número de nós e o grau do polinômio são escolhidos de forma a proporcionar uma suavização adequada dos padrões observados nos dados. Para maiores detalhes sobre splines paramétricas ver Snijders & Bosker (SNIJDERS; BOSKER, 2012).

No presente estudo, optou-se por um único nó na linha de base (2013,5) e uma “spline” cúbica, que consiste de um termo linear, um quadrático e dois polinômios do terceiro grau, um de cada lado do nó. Dessa forma as curvas de cada lado do nó diferem ligeiramente nas suas especificações, o que permite que se modelem as tendências temporais das taxas de mortalidade na infância para diferentes unidades agregadas em dois períodos de tempo.

Após estimar os coeficientes fixos dos termos da spline, foi avaliada a significância estatística de cada coeficiente aleatório. A inclusão ou não de um coeficiente aleatório foi decidida em função do resultado de um teste da razão de verossimilhança, descrito abaixo.

Na terceira etapa, as variáveis indicadoras das regiões do país foram introduzidas no modelo para explicar a variabilidade do intercepto, que neste caso é o valor previsto da variável dependente na linha de base (2013,5). Por último, foi realizada uma análise de interação como tentativa de explicar a variabilidade entre os padrões longitudinais das taxas de mortalidade dos municípios. Em cada passo a significância estatística das interações de um termo da spline com as variáveis indicadoras das regiões foi avaliada.

A significância estatística da inclusão de coeficientes fixos ou aleatórios no modelo foi acompanhada de um procedimento estatístico padrão. No caso de coeficientes aleatórios, o teste da razão de verossimilhança foi aplicado (vide BROWNE; DRAPER, 2006) (HOX, 1995)). Este procedimento utiliza o valor de

menos duas vezes o log da função de máxima verossimilhança do modelo ajustado, aqui denotado por $-2l$ (FERRÃO; LEITO; BELTRÃO, 2001). Mais especificamente, a estatística do teste é a diferença entre os valores de $2l$ dos modelos encaixados sob escrutínio. A magnitude desta diferença deve ser comparada a valores críticos da distribuição qui-quadrada, cujo número de graus de liberdade é igual ao número de parâmetros do modelo mais geral que não são estimados no modelo reduzido. Valores grandes dessa diferença apontam para a significância dos efeitos aleatórios. A significância de cada efeito (coeficiente) fixo foi avaliada por estatísticas do teste da razão t ou pelo Teste de Wald.

A seleção dos modelos finais foi realizada manualmente seguindo a abordagem análoga à conhecida como *stepwise backward* (HOCKING, 1976), amparada em níveis de significâncias inferiores a 10%, seja dos coeficientes estimados ou dos testes de razão de verossimilhança. Outro critério utilizado em conjunto para a escolha entre modelos alternativos ao longo do processo foi o critério de informação de Akaike, que é uma medida de qualidade relativa de modelos estatísticos para um determinado conjunto de dados (STOICA; SELEN, 2004).

5 RESULTADOS

5.1 Distribuição e evolução das estimativas de IA grave

Tendo em vista a importância contributiva das estimativas populacionais de IA grave, com o método empregado e o refinamento implementado, e também devido a não caber dentro das ilustrações decididas no primeiro artigo devido aos limites do periódico, apresentamos estas estimativas na Tabela 1 seguinte.

Tabela 1 - Distribuição pelos estratos geográficos e evolução 2004-2018 das estimativas de prevalências de IA grave

Estrato geográfico	Proporção estimada de moradores em domicílios com IA grave (IC 95%)			
	2004	2009	2013	2017-2018
Brasil	0,0828 (0,078;0,0872)	0,0593 (0,056;0,0624)	0,0360 (0,034;0,0380)	0,0499 (0,047;0,0530)
Região Norte	0,1505 (0,126;0,1755)	0,1168 (0,101;0,1330)	0,0781 (0,070;0,0862)	0,1154 (0,102;0,1287)
Rondônia	0,0476 (0,032;0,0635)	0,0475 (0,035;0,0600)	0,0186 (0,011;0,0260)	0,0274 (0,015;0,0398)
Acre	0,1923 (0,134;0,2509)	0,1416 (0,067;0,2163)	0,1525 (0,104;0,2008)	0,1408 (0,072;0,2095)
Amazonas	0,1380 (0,078;0,1980)	0,1012 (0,074;0,1280)	0,0908 (0,072;0,1099)	0,1609 (0,137;0,1852)
Roraima	0,1799 (0,145;0,2149)	0,0831 (0,053;0,1134)	0,0618 (0,037;0,0868)	0,1118 (0,082;0,1421)
Região metropolitana de Belém	0,1311 (0,112;0,1506)	0,0995 (0,085;0,1146)	0,0906 (0,076;0,1048)	0,0520 (0,019;0,0848)
Resto do Pará	0,2004 (0,140;0,2606)	0,1709 (0,129;0,2130)	0,0877 (0,071;0,1048)	0,1456 (0,115;0,1760)
Amapá	0,1719 (0,128;0,2161)	0,0913 (0,062;0,1210)	0,0524 (0,025;0,0800)	0,1320 (0,090;0,1740)
Tocantins	0,0944 (0,071;0,1177)	0,0571 (0,040;0,0743)	0,0364 (0,024;0,0489)	0,0476 (0,026;0,0695)
Região Nordeste	0,1519 (0,139;0,1648)	0,1076 (0,099;0,1162)	0,0597 (0,054;0,0651)	0,0764 (0,071;0,0823)
Maranhão	0,2226 (0,164;0,2809)	0,1705 (0,121;0,2199)	0,1080 (0,079;0,1373)	0,1282 (0,110;0,1462)
Piauí	0,1338 (0,102;0,1660)	0,1014 (0,076;0,1270)	0,0639 (0,046;0,0818)	0,0593 (0,041;0,0774)
Região metropolitana de Fortaleza	0,1468 (0,128;0,1653)	0,0961 (0,083;0,1088)	0,0464 (0,038;0,0550)	0,0524 (0,035;0,0702)
Resto do Ceará	0,1781 (0,131;0,2257)	0,1358 (0,114;0,1578)	0,0572 (0,041;0,0730)	0,0746 (0,049;0,0999)
Rio Grande do Norte	0,1706 (0,126;0,2154)	0,1082 (0,083;0,1333)	0,0517 (0,034;0,0698)	0,0814 (0,057;0,1054)
Paraíba	0,1819 (0,142;0,2221)	0,0774 (0,060;0,0947)	0,0336 (0,022;0,0449)	0,0696 (0,049;0,0906)
Região metropolitana do Recife	0,1104 (0,097;0,1242)	0,0627 (0,053;0,0730)	0,0171 (0,011;0,0227)	0,0857 (0,064;0,1079)
Resto de Pernambuco	0,1278 (0,110;0,1457)	0,0744 (0,059;0,0896)	0,0409 (0,030;0,0522)	0,0599 (0,045;0,0753)
Alagoas	0,1186 (0,098;0,1397)	0,1242 (0,089;0,1593)	0,0570 (0,040;0,0743)	0,0875 (0,067;0,1076)
Sergipe	0,0524 (0,031;0,0738)	0,0816 (0,063;0,1006)	0,0352 (0,027;0,0438)	0,0518 (0,034;0,0692)
Região metropolitana de Salvador	0,1449 (0,127;0,1624)	0,1054 (0,093;0,1175)	0,0455 (0,037;0,0542)	0,0434 (0,020;0,0667)
Resto da Bahia	0,1427 (0,102;0,1839)	0,1008 (0,079;0,1222)	0,0793 (0,065;0,0941)	0,0766 (0,061;0,0919)

Continua

Nota: Estimativas obtidas com calibração de pesos segundo distribuições da população por sexo, faixa etária e pós-estratos (estratos geográficos).

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD (2004, 2009 e 2013) e da POF (2017-2018).

Tabela 1 - Distribuição pelos estratos geográficos e evolução 2004-2018 das estimativas de prevalências de IA grave (continuação)

Estrato geográfico	Proporção estimada de moradores em domicílios com IA grave (IC 95%)			
	2004	2009	2013	2017-2018
Continuação				
Região Sudeste	0,0440 (0,041;0,0473)	0,0316 (0,029;0,0342)	0,0194 (0,017;0,0215)	0,0289 (0,024;0,0338)
Região metropolitana de Belo Horizonte	0,0526 (0,042;0,0631)	0,0316 (0,024;0,0391)	0,0129 (0,009;0,0167)	0,0423 (0,025;0,0601)
Resto de Minas Gerais	0,0541 (0,046;0,0618)	0,0364 (0,029;0,0434)	0,0188 (0,014;0,0239)	0,0265 (0,019;0,0337)
Espírito Santo	0,0413 (0,032;0,0509)	0,0421 (0,030;0,0542)	0,0194 (0,008;0,0313)	0,0345 (0,026;0,0432)
Região metropolitana do Rio de Janeiro	0,0411 (0,034;0,0487)	0,0316 (0,026;0,0376)	0,0227 (0,018;0,0278)	0,0367 (0,017;0,0562)
Resto do Rio de Janeiro	0,0442 (0,033;0,0560)	0,0326 (0,022;0,0429)	0,0252 (0,018;0,0325)	0,0369 (0,021;0,0528)
Região metropolitana de São Paulo	0,0462 (0,039;0,0535)	0,0329 (0,027;0,0389)	0,0220 (0,017;0,0269)	0,0337 (0,021;0,0466)
Resto de São Paulo	0,0339 (0,027;0,0407)	0,0239 (0,020;0,0281)	0,0158 (0,013;0,0191)	0,0169 (0,011;0,0229)
Região Sul	0,0397 (0,036;0,0440)	0,0229 (0,020;0,0259)	0,0206 (0,017;0,0239)	0,0236 (0,018;0,0293)
Região metropolitana de Curitiba	0,0359 (0,025;0,0473)	0,0203 (0,012;0,0283)	0,0138 (0,008;0,0196)	0,0318 (0,011;0,0524)
Resto do Paraná	0,0437 (0,035;0,0530)	0,0283 (0,021;0,0351)	0,0246 (0,018;0,0314)	0,0182 (0,006;0,0303)
Santa Catarina	0,0232 (0,016;0,0307)	0,0183 (0,014;0,0229)	0,0190 (0,013;0,0246)	0,0221 (0,012;0,0318)
Região metropolitana de Porto Alegre	0,0538 (0,045;0,0625)	0,0256 (0,019;0,0320)	0,0178 (0,013;0,0225)	0,0375 (0,023;0,0524)
Resto do Rio Grande do Sul	0,0426 (0,033;0,0519)	0,0200 (0,014;0,0260)	0,0222 (0,013;0,0312)	0,0191 (0,008;0,0303)
Região Centro-Oeste	0,0531 (0,047;0,0590)	0,0420 (0,037;0,0471)	0,0234 (0,019;0,0275)	0,0472 (0,037;0,0578)
Mato Grosso do Sul	0,0625 (0,042;0,0825)	0,0405 (0,031;0,0502)	0,0277 (0,016;0,0399)	0,0568 (0,012;0,1018)
Mato Grosso	0,0450 (0,034;0,0566)	0,0283 (0,020;0,0369)	0,0204 (0,012;0,0293)	0,0346 (0,023;0,0458)
Goiás	0,0555 (0,048;0,0634)	0,0537 (0,044;0,0633)	0,0262 (0,020;0,0323)	0,0509 (0,036;0,0654)
Distrito Federal	0,0474 (0,035;0,0597)	0,0300 (0,023;0,0374)	0,0163 (0,010;0,0227)	0,0406 (0,028;0,0532)

Nota: Estimativas obtidas com calibração de pesos segundo distribuições da população por sexo, faixa etária e pós-estratos (estratos geográficos).

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD (2004, 2009 e 2013) e da POF (2017-2018).

5.2 Equações dos modelos desenvolvidos para analisar IA grave

Esta seção reproduz as equações que foram desenvolvidas e cujos parâmetros e gráficos derivados estão disponibilizados em tabelas e figuras do artigo científico a ser submetido para analisar a IA grave apresentado na sequência.

5.2.1 Regressão de Poisson para análise etiológica da IA grave - PNAD 2004

Os parâmetros (letras gregas) da equação do modelo, reproduzido abaixo, foram ajustados pela regressão de Poisson com estimação robusta da variância e serviram de base para as estimativas das razões de prevalências ajustadas, somente as estatisticamente significativas, apresentadas na Tabela 2 do artigo 1.

$$\begin{aligned}
 \log(E(\text{IA_grave})) = & \alpha + \beta_1(\text{PBF}_{\text{recebe PBF}}) + \beta_2(\text{Classe ABEP}_A) + \beta_3(\text{Classe ABEP}_B) \\
 & + \beta_4(\text{Classe ABEP}_C) + \beta_5(\text{Classe ABEP}_D) + \beta_6(\text{Estrato}_{\text{RM}}) + \beta_7(\text{Ocupação}_{\text{Não ocup}}) \\
 & + \beta_8(\text{Região}_{\text{Nordeste}}) + \beta_9(\text{Região}_{\text{Sudeste}}) + \beta_{10}(\text{Região}_{\text{Sul}}) \\
 & + \beta_{11}(\text{Região}_{\text{Centro-oeste}}) + \beta_{12}(\text{RDPC}) + \beta_{13}(\text{PBF}_{\text{recebe PBF}} \times \text{Classe ABEP}_A) \\
 & + \beta_{14}(\text{PBF}_{\text{recebe PBF}} \times \text{Classe ABEP}_B) + \beta_{15}(\text{PBF}_{\text{recebe PBF}} \times \text{Classe ABEP}_C) \\
 & + \beta_{16}(\text{PBF}_{\text{recebe PBF}} \times \text{Classe ABEP}_D) + \beta_{17}(\text{Classe ABEP}_A \times \text{Estrato}_{\text{RM}}) \\
 & + \beta_{18}(\text{Classe ABEP}_B \times \text{Estrato}_{\text{RM}}) + \beta_{19}(\text{Classe ABEP}_C \times \text{Estrato}_{\text{RM}}) \\
 & + \beta_{20}(\text{Classe ABEP}_D \times \text{Estrato}_{\text{RM}}) + \beta_{21}(\text{Classe ABEP}_A \times \text{Ocupação}_{\text{Não ocup}}) \\
 & + \beta_{22}(\text{Classe ABEP}_B \times \text{Ocupação}_{\text{Não ocup}}) + \beta_{23}(\text{Classe ABEP}_C \times \text{Ocupação}_{\text{Não ocup}}) \\
 & + \beta_{24}(\text{Classe ABEP}_D \times \text{Ocupação}_{\text{Não ocup}}) + \beta_{25}(\text{Estrato}_{\text{RM}} \times \text{Ocupação}_{\text{Não ocup}}) \\
 & + \beta_{26}(\text{PBF}_{\text{recebe PBF}} \times \text{Classe ABEP}_E \times \text{Ocupação}_{\text{Não ocup}}) \\
 & + \beta_{27}(\text{PBF}_{\text{recebe PBF}} \times \text{Classe ABEP}_A \times \text{Ocupação}_{\text{Não ocup}}) \\
 & + \beta_{28}(\text{PBF}_{\text{recebe PBF}} \times \text{Classe ABEP}_B \times \text{Ocupação}_{\text{Não ocup}}) \\
 & + \beta_{29}(\text{PBF}_{\text{recebe PBF}} \times \text{Classe ABEP}_C \times \text{Ocupação}_{\text{Não ocup}}) \\
 & + \beta_{30}(\text{PBF}_{\text{recebe PBF}} \times \text{Classe ABEP}_D \times \text{Ocupação}_{\text{Não ocup}})
 \end{aligned} \tag{1}$$

onde RDPC é a sigla da variável Rendimento Domiciliar Per Capita e os índices das variáveis representam as categorias das variáveis categóricas.

5.2.2 Regressão de Poisson para análise etiológica da IA grave - POF 2017-2018

Os parâmetros (letras gregas) da equação do modelo, reproduzido abaixo, foram ajustados pela regressão de Poisson com estimação robusta da variância e serviram de base para as estimativas das razões de prevalências ajustadas, somente as estatisticamente significativas, apresentadas na Tabela 2 do artigo 1.

$$\begin{aligned}
 \log(E(\text{IA_grave})) = & \alpha + \beta_1(\text{Classe ABEP}_A) + \beta_2(\text{Classe ABEP}_B) + \beta_3(\text{Classe ABEP}_C) \\
 & + \beta_4(\text{Classe ABEP}_D) + \beta_5(\text{RDPC}) + \beta_6(\text{Região}_{\text{Nordeste}}) \\
 & + \beta_7(\text{Região}_{\text{Sudeste}}) + \beta_8(\text{Região}_{\text{Sul}}) + \beta_9(\text{Região}_{\text{Centro-oeste}}) + \beta_{10}(\text{Estrato}_{\text{RM}}) \\
 & + \beta_{11}(\text{Ocupação}_{\text{Não ocup}}) + \beta_{12}(\text{PBF}_{\text{recebe PBF}} \times \text{Ocupação}_{\text{Ocup}}) \\
 & + \beta_{13}(\text{PBF}_{\text{recebe PBF}} \times \text{Ocupação}_{\text{Não ocup}}) + \beta_{14}(\text{PBF}_{\text{recebe PBF}} \times \text{Classe ABEP}_A) \\
 & + \beta_{15}(\text{PBF}_{\text{recebe PBF}} \times \text{Classe ABEP}_B) + \beta_{16}(\text{PBF}_{\text{recebe PBF}} \times \text{Classe ABEP}_C) \\
 & + \beta_{17}(\text{PBF}_{\text{recebe PBF}} \times \text{Classe ABEP}_D)
 \end{aligned} \tag{2}$$

onde RDPC é a sigla da variável Rendimento Domiciliar Per Capita calculado pela renda disponível não monetária per capita e os índices das variáveis representam as categorias das variáveis categóricas.

5.2.3 Modelo multinível ecológico para as prevalências de IA grave

Os parâmetros (letras gregas) da equação do modelo, reproduzido abaixo, foram ajustados por modelo de efeitos mistos (multinível) tendo medidas repetidas dos diferentes anos das variáveis para cada um dos 36 estratos geográficos como efeito aleatório, utilizando a quantidade de domicílios estimada em cada estrato geográfico como variável de peso e serviram de base para as estimativas das elasticidades ajustadas, apresentadas na Tabela 3 do artigo 1.

$$\begin{aligned}
\log(\text{prev_IA_grave}_{ano}) &\sim N(\mu, \sigma^2) \\
\mu &= \alpha_{j[ano]} + \beta_1 \log(\text{prop_PBF_dom}) + \beta_2 \log(\text{RDPC_m\u00e9dio}) \\
&+ \beta_3 \log(\text{tx_desocup}) + \beta_4 \log(\text{gasto_PBF_dom}) \\
&+ \beta_6 [\log(\text{prop_PBF_dom}) \times \log(\text{RDPC_m\u00e9dio})] \\
&+ \beta_7 [\log(\text{prop_PBF_dom}) \times \log(\text{tx_desocup})] \\
&+ \beta_8 [\log(\text{RDPC_m\u00e9dio}) \times \log(\text{tx_desocup})] \\
&+ \beta_9 [\log(\text{prop_PBF_dom}) \times \log(\text{RDPC_m\u00e9dio} \times \text{tx_desocup})] \\
\alpha_j &\sim N(\gamma_0^\alpha + \gamma_1^\alpha(\text{nordeste}) + \gamma_2^\alpha(\text{sudeste}) + \gamma_3^\alpha(\text{sul}) + \gamma_4^\alpha(\text{centro_oeste}), \sigma_{\alpha_j}^2) \\
&\text{para ESTRATOS } j = 1, \dots, 36
\end{aligned} \tag{3}$$

onde RDPC_m\u00e9dio \u00e9 a sigla da vari\u00e1vel Rendimento Domiciliar Per Capita de cada unidade agregada de estrato geogr\u00e1fico e log() \u00e9 a fun\u00e7\u00e3o que transforma os dados com o logaritmo neperiano.

5.2.4 Modelo multin\u00edvel para as tend\u00eancias da preval\u00eancia de IA grave

Os par\u00e2metros (letras gregas) da equa\u00e7\u00e3o do modelo, reproduzido abaixo, foram ajustados por modelo de efeitos mistos (multin\u00edvel) tendo medidas repetidas dos diferentes anos das vari\u00e1veis para cada um dos 36 estratos geogr\u00e1ficos como efeito aleat\u00f3rio, utilizando a quantidade de domic\u00edlios estimada em cada estrato geogr\u00e1fico como vari\u00e1vel de peso e serviram de base para as estimativas de tend\u00eancias das grandes regi\u00f5es, apresentadas no gr\u00e1fico da Figura 2 do artigo 1.

$$\begin{aligned}
\text{BC}(\text{prev_IA_grave}_{ano}) &\sim N(\mu, \sigma^2) \\
\mu &= \alpha_{j[ano]} + \beta_{1j[ano]}(\text{anocent}) + \beta_{2j[ano]}(\text{anocent2}) + \beta_3(\text{anocent3}) \\
\begin{pmatrix} \alpha_j \\ \beta_{1j} \\ \beta_{2j} \end{pmatrix} &\sim N \left(\begin{pmatrix} \gamma_0^\alpha + \gamma_1^\alpha(\text{N}) + \gamma_2^\alpha(\text{NE}) + \gamma_3^\alpha(\text{S}) + \gamma_4^\alpha(\text{C-O}) \\ \gamma_0^{\beta_1} + \gamma_1^{\beta_1}(\text{N}) + \gamma_2^{\beta_1}(\text{NE}) + \gamma_3^{\beta_1}(\text{S}) + \gamma_4^{\beta_1}(\text{C-O}) \\ \mu_{\beta_{2j}} \end{pmatrix}, \right. \\
&\left. \begin{pmatrix} \sigma_{\alpha_j}^2 & \rho_{\alpha_j \beta_{1j}} & \rho_{\alpha_j \beta_{2j}} \\ \rho_{\beta_{1j} \alpha_j} & \sigma_{\beta_{1j}}^2 & \rho_{\beta_{1j} \beta_{2j}} \\ \rho_{\beta_{2j} \alpha_j} & \rho_{\beta_{2j} \beta_{1j}} & \sigma_{\beta_{2j}}^2 \end{pmatrix} \right), \text{ para ESTRATOS } j = 1, \dots, 36
\end{aligned} \tag{4}$$

onde BC() \u00e9 a fun\u00e7\u00e3o de Box-Cox utilizada para a mudan\u00e7a de escala da vari\u00e1vel de desfecho, anocent \u00e9 a vari\u00e1vel ano centrada no in\u00edcio do per\u00edodo (2004), anocent2 \u00e9 o quadrado de anocent, anocent3 \u00e9 o cubo de anocent e o ano da POF \u00e9 2018.

5.3 Artigo 1

Título: Crise, austeridade fiscal e insegurança alimentar: fatores associados, tendências e distribuição espacial via PNAD e POF.

Este artigo está em fase de conclusão, preparo e revisão, com formatação aproximada daquelas exigidas por periódicos nacionais de Saúde Pública ou Saúde Coletiva.

Crise, austeridade fiscal e insegurança alimentar: fatores associados, tendências e distribuição espacial via PNAD e POF

Marcelo Rubens dos Santos do Amaral^{1,2}, Pedro Luis do Nascimento Silva³, Antonio Carlos Monteiro Ponce de Leon¹

¹ Instituto de Medicina Social Hésio Cordeiro, Universidade do Estado do Rio de Janeiro;

² Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística;

³ Escola Nacional de Ciências Estatísticas;

Resumo

Este estudo visa identificar e analisar fatores associados à Insegurança Alimentar (IA), tendências e distribuição espacial para estratos geográficos. As análises investigam a hipótese de piora do desfecho de IA grave, medido pela Escala Brasileira de Insegurança Alimentar (EBIA), nos domicílios dos indivíduos como efeitos da crise e/ou da política de austeridade. O artigo envolve estudos com desenhos transversais para análises seccionais e ecológico misto de tendências espaço-temporais, a partir de 4 inquéritos nacionais do IBGE. Adotou-se procedimento de calibração dos pesos segundo distribuição por sexo e faixa etária e métodos de estimação e modelagem que incorporam os efeitos do desenho amostral. A regressão de Poisson com estimação robusta de variância foi empregada para estimar razões de prevalências de IA grave em nível etiológico. Para o nível ecológico, empregou-se duas abordagens de modelagem multinível para 4 medidas repetidas de estratos: regressão múltipla do tipo log-log para associações; e modelagem de *splines* cúbicas para estimação de tendências. Os achados apontam impactos da austeridade em vigor, com inflexões de tendências no Programa Bolsa Família, com reflexos sobre o aumento da IA grave. Projeta-se o aumento da IA e afastamento do alcance da meta 2.1 do objetivo nº 2 dos ODS em 2030 pelo Brasil, a despeito do sucesso já alcançado em 2014 para o primeiro dos ODM.

Palavras-chave: Estudos transversais. IA. EBIA. Austeridade.

Introdução

O comunicado de imprensa do lançamento do mais recente relatório da Organização das Nações Unidas para a Alimentação e a Agricultura (FAO) sobre segurança alimentar e nutrição no mundo¹ aponta que houve um agravamento dramático da fome no mundo em 2020, muito provavelmente relacionado às consequências do COVID-19. Embora o impacto da pandemia ainda não tenha sido totalmente mapeado, o relatório, construído através do esforço de várias agências das Nações Unidas, estima que cerca de um décimo da população global – até 811 milhões de pessoas – estava subalimentada no ano de 2021. Com base nesse número, o relatório sugere que será necessário um tremendo esforço para o mundo honrar sua "promessa" de acabar com a fome até 2030².

Essa "promessa" consta na Agenda 2030 firmada em 2015 por 193 líderes mundiais como o segundo dos Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS) que versa sobre a erradicação da fome: "Acabar com a fome, alcançar a segurança alimentar e melhoria da nutrição e promover a agricultura sustentável". Por atingir cerca de 1 a cada 9 pessoas, a fome pode ser considerada um dos principais fatores de risco à saúde no mundo. A má nutrição é responsável por cerca de metade (45%) das mortes de crianças abaixo de 5 anos de idade³.

A Agenda 2030 consiste em um ambicioso plano de ação que busca erradicar a pobreza extrema, combater a desigualdade e a injustiça e conter as mudanças climáticas, entre outras ações. Vem somando esforços aos da comunidade científica internacional, com contribuições à tarefa de identificar e mensurar determinantes e fatores associados à insegurança alimentar (IA), assim como seus impactos negativos à saúde. Dentre os fatores e determinantes para o aumento da IA, trabalhos evidenciam os efeitos de grandes recessões⁴ como a experimentada por países europeus após a crise financeira internacional desencadeada em 2009, assim como efeitos atenuantes de políticas de proteção social.

A agenda anterior referente aos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM), firmada em 2000 e finda em 2015, foi precursora da agenda atual no combate à IA ao incluir como primeiro objetivo "erradicar a extrema pobreza e a fome". O Brasil apresentou resultados expressivos neste objetivo, como revelou o Relatório de Insegurança Alimentar no Mundo de 2014⁵ ao atestar que o Brasil havia saído do mapa da fome por ter reduzido de forma expressiva a fome, a desnutrição e a subalimentação no período. O Indicador de Prevalência de Subalimentação para o Brasil, medida empregada pela FAO à época para dimensionar e acompanhar a fome em nível internacional, atingiu nível abaixo de 5%, o limite

estatístico da medida, abaixo do qual se considera que um país teria superado o problema da fome⁶.

O indicador usado pela FAO visava ao monitoramento dos ODM. A substituição daqueles pelos ODS implicou nova abordagem. Assim, desde a crise experimentada pelo Brasil a partir de 2014, o monitoramento da situação brasileira quanto à IA vem exigindo o uso de abordagens alternativas. Dentre estas, destaca-se a utilização da Escala Brasileira de Insegurança Alimentar (EBIA) implementada por intermédio de grandes inquéritos nacionais^{7 8 9 10 11}. Os dois mais recentes destes inquéritos nacionais^{10 11} apontam de forma inequívoca o recrudescimento da situação de IA no país após 2013. Estudo na literatura científica internacional¹² também aponta mudanças de tendências, com o aumento na IA no Brasil a partir de 2013 com base na EBIA medida a partir de inquéritos nacionais. Destacamos das considerações finais no relatório do inquérito mais recente:

*"Tem sido uma constante nos debates públicos no país a associação da piora nas condições de vida observadas neste relatório com circunstâncias econômicas e políticas em curso há alguns anos, em especial a execução de uma agenda governamental neoliberal de ajuste fiscal em que as regras orçamentárias, a exemplo da Lei do Teto de Gastos, foram desvinculadas das necessidades sociais, políticas públicas desmanteladas, empresas estatais privatizadas e organizações sociais descartadas. O protagonismo mais tímido do Estado daí resultante é visto como requisito falacioso para uma recuperação econômica nunca ocorrida. As mazelas da fome e demais manifestações de IA voltaram a patamares alarmantes, já nos indicadores referentes à POF de 2018, expondo os traços estruturais deletérios calcificados da sociedade brasileira que têm encontrado ambiente favorável à sua perpetuação."*¹¹

Após o sucesso do país no alcance das metas de IA dos ODM, com a crise iniciada em 2014, a repetição deste bom desempenho para alcance dos ODS passou a ser um risco evidente e a literatura científica internacional já aponta potenciais impactos da austeridade – materializada pela emenda do teto dos gastos¹³ – para o alcance dos ODS pelo Brasil¹⁴. Estudos na literatura científica nacional já apontam que medidas de austeridade fiscal comprometem metas de controle de doenças não transmissíveis no Brasil¹⁵ e estudo de caso no município de Cuité (PB) também evidencia o desmonte de iniciativas governamentais para a segurança alimentar e nutricional¹⁶.

A respeito das preocupações com o desmonte das iniciativas no plano federal, parece sintomático que uma das iniciativas do governo brasileiro no combate à IA, celebradas em

relatório da FAO (p.6-7)⁶, tenha perdido efeito em medida provisória do primeiro dia de mandato do governo atual, por não constar da nova estrutura ministerial¹⁷. A iniciativa foi a (re)criação do Conselho de Segurança Alimentar e Nutricional - CONSEA, criado por lei em 1993 e alçado por lei de 2006 à condição de órgão consultivo integrante do Sistema Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional, porém a partir de janeiro de 2019 o CONSEA ficou sem poderes e autonomia.

Estudo de base populacional ancorado em levantamentos realizados em 2005 e 2010 e validade ao nível do distrito de Campos Elíseos do município de Duque de Caxias, localizado na região metropolitana do Estado do Rio de Janeiro¹⁸, aponta mudanças temporais em determinantes socioeconômicos mensurados em nível domiciliar que seriam de grande relevância para investigar os impactos das políticas de austeridade fiscal, entretanto o período em comparação insere-se numa era de expansão no país das políticas de bem-estar social e de compromisso governamental com resultados alcançados na superação da fome e da extrema pobreza, conforme atestado em relatórios da FAO⁶(p.6-9).

Este artigo analisa fatores associados à IA, tendências e distribuição espacial a partir dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - PNAD nos anos de 2004, 2009 e 2013 e da Pesquisa de Orçamentos Familiares - POF de 2017-2018. Estes são os anos e as pesquisas do IBGE que incluíram as perguntas da EBIA nos seus questionários. PNAD e POF são grandes inquéritos nacionais conduzidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, cujos planos amostrais permitem estimação de medidas com validade para estratos geográficos que incluem Unidades da Federação (UFs), e em algumas UFs para subdivisões de grupos de municípios que integram ou não suas regiões metropolitanas (RMs).

Os determinantes em investigação envolvem a hipótese de impacto da crise e das medidas de austeridade sobre o desfecho de IA grave e o período escolhido exclui possíveis efeitos de confundimento com a emergência da pandemia da COVID-19 iniciada no país em 2020, cujos efeitos sobre a IA grave estão presentes no contexto do inquérito mais recente¹¹, não considerado aqui por não ter abrangência compatível com a dos levantamentos do IBGE considerados.

Dentre os trabalhos que analisam a IA com base em inquéritos, este apresenta como contribuição inovadora três aspectos: por primeiro, a finalidade de propor estimativas populacionais menos tendenciosas e mais precisas ao utilizar a técnica de calibração dos pesos do plano amostral considerando as distribuições da população por sexo e faixa etária, além das calibrações pelas populações dos pós-estratos utilizadas nas estatísticas oficiais; em segundo lugar, alcançar a distribuição das unidades de análise com abrangência nacional, mas com maior refinamento e capilaridade possível a partir dos planos amostrais das pesquisas

para todos os estratos geográficos; e, por fim, investigar o efeito de hipóteses subjacentes à crise e à austeridade como exposições associadas ao desfecho de IA.

Materiais e métodos

Uma argumentação extraída da literatura internacional, citando vários autores, indica que a Europa oferece um cenário quase experimental para estudar os fatores macroeconômicos da IA e potenciais fatores de mitigação devido a ter havido uma variação significativa na extensão em que os países europeus foram afetados pela recente crise econômica e na forma como responderam a ela⁴. Em que pese termos no Brasil uma resposta à crise em termos de política de austeridade única para todas as esferas governamentais através da EC 95/2016¹³, pode-se argumentar de forma análoga que se tem aqui também um cenário de estudo quase experimental devido a diferentes cenários de políticas de austeridade no extenso período de análise considerado neste artigo.

Este artigo envolve dois grandes tipos de estudos alternativos, contendo desenhos transversais para análises seccionais e ecológico misto incluindo análises em grupo múltiplo de unidades e de tendências temporais, portanto de tendências espaçotemporais. Considerando-se as variáveis de desfecho e de exposição em conjunto, ao todo foram utilizados dados obtidos no âmbito da SAGI – Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação e de três grandes inquéritos nacionais: PNAD – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, PNADC – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua e a POF – Pesquisa de Orçamentos Familiares. Estas pesquisas são estudos de base populacional realizados pelo IBGE. A PNADC e a POF são pesquisas que atualmente fazem parte do Sistema Integrado de Pesquisas Domiciliares – SIPD, que é o novo sistema do IBGE para integrar suas pesquisas por amostragem domiciliar.

O SIPD foi criado com o objetivo e motivação de atender o grande crescimento da demanda por informações atualizadas sobre a população brasileira, harmonizando conceitos investigados entre as diferentes pesquisas¹⁹. Tem-se a utilização de desenhos de estudos transversais e de tendência espaçotemporal porque são utilizados dados individuais desidentificados dos microdados de grandes inquéritos nacionais (estudos transversais) de vários anos diferentes, como as PNADs dos anos de 2004, 2009 e 2013⁷⁻⁹, a PNADC anual de 2018²⁰ e a POF de 2017-2018¹⁰.

Seguindo o modelo de classificação estabelecido na literatura epidemiológica²¹, quando se avalia medidas envolvendo agregados de estratos geográficos de cada pesquisa em separado, o que se tem são delineamentos de estudos de tipo exploratórios para cada ano, com

a finalidade de se analisar em nível ecológico as distribuições espaciais das prevalências de IA grave por combinações de unidades subnacionais de áreas geográficas e estratos definidos por variáveis consideradas modificadoras do efeito do desfecho. A dimensão da análise temporal surge quando comparamos a evolução ao longo dos anos de cada uma das distribuições espaciais.

Por outro lado, tem-se que o conjunto de medidas de associação obtidas a partir dos dados de cada um dos quatro levantamentos (PNADs e POF) é considerado advir de um delineamento de estudo do tipo etiológico. Assim, o segundo tipo de estudo abordado envolve empregar análises inferenciais a partir de modelos estimados para cada pesquisa que possibilitem a checagem das hipóteses de mudanças longitudinais, ou tendências temporais nos parâmetros e medidas de associação entre exposições e desfecho estimadas, decorrentes dos impactos da crise ou dos diferentes níveis de austeridade nas políticas econômicas envolvidas em cada ano no período analisado.

Estas análises investigam, seja em nível etiológico (individual) quanto no ecológico (agregado), a hipótese de piora no quadro do desfecho de IA grave nos domicílios de moradia dos indivíduos como efeitos da crise e/ou da política de austeridade. Os coeficientes das variáveis de exposição e as confundidoras ou modificadoras de efeito de cada modelo permitem a análise das estimativas das magnitudes dos vieses de comparação ou das modificações proporcionadas ao desfecho para cada nível ou cada variação no valor destas variáveis.

No caso específico da modelagem estatística utilizada em nível ecológico, tem-se medidas repetidas sobre o mesmo grupamento da população alvo. Esta análise sobre medidas repetidas em condições distintas é uma característica presente nos ensaios clínicos, considerando-se diferenças na unidade de análise e no fato de que não se tem o controle sobre o grau da exposição, ou seja, da intensidade da intervenção austera ou impacto da crise econômica. Defronta-se aqui com um cenário que poderia também ser chamado de experimento natural, conforme indicado também para o nosso caso por autor brasileiro que abordou a temática²², em resenha do livro de Stuckler e Basu²³, onde foram avaliadas várias situações internacionais análogas à nossa.

A escolha dos anos de 2004, 2009, 2013 e 2017-2018 decorre da disponibilidade dos inquéritos nacionais do IBGE realizados em parceria com o Ministério da Saúde que abordaram a temática de insegurança alimentar, seja através dos suplementos da PNAD nos anos de 2004, 2009 e 2013, como através de levantamento específico contido na Pesquisa de Orçamentos Familiares – POF, realizada nos anos de 2017 e 2018.

Participantes

A PNAD é uma pesquisa anual por amostragem probabilística de domicílios, realizada em todo o território nacional. A população alvo é composta pelos domicílios e pessoas residentes em domicílios na área de abrangência da pesquisa. A PNAD adota um plano amostral estratificado e conglomerado com um, dois ou três estágios de seleção, dependendo do estrato²⁴.

Na PNAD 2004 foram pesquisadas 399.354 pessoas de 139.157 unidades domiciliares provenientes de 7.816 setores censitários em 851 municípios brasileiros. Na PNAD 2009 foram pesquisadas 399.387 pessoas de 153.837 unidades domiciliares provenientes de 7.818 setores censitários em 851 municípios brasileiros. Na PNAD 2013 foram pesquisadas 362.555 pessoas de 148.697 unidades domiciliares provenientes de 9.166 setores censitários em 1.100 municípios brasileiros.

Na POF, em função de seus objetivos e características, somente foram pesquisados os domicílios particulares permanentes. Domicílio é a unidade amostral da pesquisa, consistindo também em importante unidade de investigação e análise para caracterização das condições de moradia das famílias. Domicílio particular permanente destina-se à habitação de uma ou mais pessoas, ligadas por laços de parentesco, dependência doméstica ou normas de convivência, sendo todo ou parte destinado exclusivamente à moradia. A unidade de informação da pesquisa é a pessoa moradora que consiste na pessoa que tinha o domicílio como residência única ou principal e que não se encontrava afastada deste por período superior a 12 meses. Na POF 2017-2018 foram entrevistados 57.920 dentre os 75.635 domicílios selecionados no processo de amostragem, distribuídos ao longo de 5.504 unidades primárias de amostragem¹⁰, e a tabela de moradores obtida pelos microdados inclui o total de 178.431 moradores nos domicílios entrevistados.

Variáveis

A variável de desfecho mensurada em nível ecológico consiste na estimativa da prevalência de IA grave na população que corresponde à proporção de pessoas em situação de IA grave. O desfecho em nível individual é mensurado pelas características de segurança ou dos diferentes níveis de IA no domicílio de moradia que são determinadas através das respostas às perguntas da EBIA, conforme especificados em IBGE⁸.

Segundo o modelo conceitual dos determinantes associados à Segurança Alimentar e Nutricional (SAN) indicados na literatura²⁵, os determinantes macrosocioeconomicos seriam:

sistema político-econômico mundial; políticas econômicas, sociais e assistenciais; políticas agrícolas e ambientais; e reconhecimento de SAN como direito humano.

As noções de crise econômica e de austeridade fiscal, temas deste artigo, enquadram-se nesses determinantes da SAN. Variáveis que mensuram aspectos do mercado de trabalho como ocupação e renda foram escolhidos para representar os efeitos da crise econômica como variáveis de exposição. Também foram consideradas como exposição as variáveis de despesa e cobertura do Programa Bolsa Família representando as políticas assistenciais e tentando capturar os efeitos da política de austeridade fiscal.

Demais variáveis incluídas na análise servem como confundidoras e/ou modificadores de efeito tais como a macrorregião de moradia e uma aproximação do Critério de Classificação Econômica Brasil da Associação Brasileira de Empresas de Pesquisa para cada ano e pesquisa^{26 27}.

Métodos estatísticos

Quanto às escolhas dos métodos empregados neste artigo, considerando-se que os dados são provenientes de pesquisas com amostras probabilísticas por domicílios, “..., *por mais rigoroso que seja o protocolo de coleta de dados: a presença mais frequente de mulheres e idosos em casa, em comparação com homens e indivíduos em idade ativa. Assim, a calibração dos fatores de expansão surge como a melhor alternativa técnica para lidar com esses vieses típicos de coleta e seleção.*”²⁸.

No tocante ao procedimento específico adotado de calibração dos pesos considerando a distribuição da população por sexo e faixas etárias utilizado em todas as estimativas populacionais deste artigo, a escolha recaiu sobre aquele conhecido como do tipo *raking* generalizado ou de pós-estratificação multidimensional incompleta²⁹. Isto se deve a sua maior parcimônia em face do número muito grande de níveis de categorias das variáveis que se decidiu utilizar para calibração. Em relação à avaliação do desempenho da calibração, que balizou a escolha do procedimento específico realizado, foram utilizadas sugestões contidas em literatura especializada³⁰.

Alguns artigos publicados na literatura de saúde coletiva chamam atenção em suas seções de considerações e comentários finais para possíveis consequências da negligência desta característica peculiar dos inquéritos nacionais para estimativas de parâmetros de bases populacionais com este tipo de amostragem^{24,31,32}. Nossa modelagem e análise estatística avançou no sentido de utilizar ferramentas de modelagem que incorporam o efeito do desenho

amostral complexo também no procedimento de estimação dos parâmetros das regressões de Poisson através da função *svyglm()* do pacote *survey*³³⁻³⁵, que roda sobre a plataforma R³⁶.

A regressão de Poisson foi empregada, através da função *svyglm()*, com a inclusão do argumento "family=quasipoisson(log)", o qual serve, através de estimação robusta de variância, para atenuar o problema de excesso de zeros que usualmente corrompe a premissa de distribuição de Poisson dos desfechos. Apesar deste tipo de modelagem em estudos transversais não permitir estimar exatamente a razão de prevalências, trata-se de um dos procedimentos indicados na literatura^{37 38 39} para a finalidade de estimar estas razões de prevalências de IA grave, para esta versão de desfecho em nível individual, nos ajustes realizados nas bases da PNAD 2004 e POF 2017-2018. Apenas nestes anos havia informações sobre o recebimento do Programa Bolsa Família (PBF) nos microdados das pesquisas consideradas inicialmente.

Quanto às estimativas agregadas por estratos geográficos, optou-se pela utilização de duas abordagens alternativas de modelagem multinível para as quatro medidas repetidas desses estratos com as PNADs 2004, 2009 e 2013 e a POF 2017-2018: uma versão múltipla do tipo log-log para estimar as elasticidades das variáveis explicativas para a prevalência de IA grave; e outra versão com o artifício de *splines* cúbicas para estimação de tendências das prevalências de IA grave de cada estrato. Ambas usando o tamanho da população dos estratos como peso na estimação via função *lmer()* do pacote *lme4*⁴⁰, também no R.

Nos modelos log-log, onde variáveis dependentes e explicativas recebem a transformação logarítmica, elasticidade é o tamanho do impacto que a alteração em uma variável exerce sobre outra variável. Em sentido genérico, é a alteração percentual de uma variável, dada a alteração percentual em outra, *ceteris paribus*. Assim, elasticidade é sinônimo de sensibilidade, resposta, reação de uma variável, em face de mudanças em outras variáveis⁴¹, e consiste diretamente dos coeficientes ajustados dos modelos log-log.

Todos os procedimentos de modelagem estatística e de análise dos dados foram realizados no programa R. Para o ajuste dos modelos de tendência, a estratégia de análise foi a mesma implementada em Sergio e de Leon⁴², e se dividiu em quatro etapas. Na primeira, os dados foram analisados segundo o modelo "vazio", ou seja, sem variáveis explicativas, apenas com o efeito fixo do intercepto (grande média) e seus efeitos aleatórios nos dois níveis da hierarquia dos dados.

A seguir, analisou-se o comportamento da IA no tempo. As tendências temporais foram descritas por uma função "spline" paramétrica. Esta função é apropriada para modelar medidas longitudinais^{43 44}. No processo de modelagem polinômios podem ser ajustados por intervalos e interligados nos nós, entretanto devido à pequena quantidade de repetições no

tempo não utilizamos este recurso de interligação por nós. Para maiores detalhes sobre esta técnica de modelagem ver Snijders & Bosker⁴⁵.

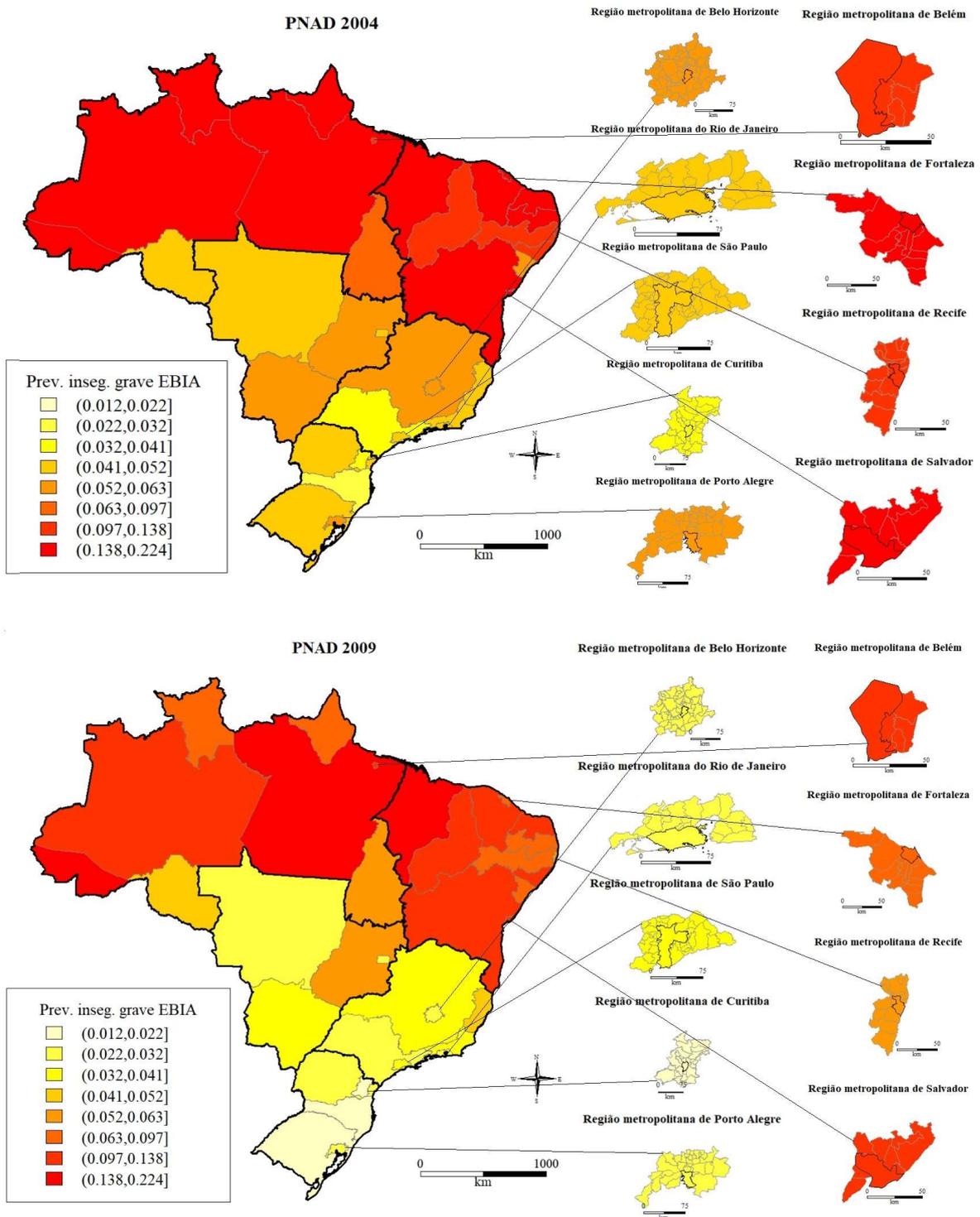
A seleção dos modelos finais foi realizada manualmente seguindo a abordagem análoga à conhecida como *stepwise backward*⁴⁶, amparada em níveis de significâncias inferiores a 15%, seja dos coeficientes estimados ou dos testes de razão de verossimilhança, quando disponíveis.

Resultados

Os 4 mapas da Figura 1 foram compostos a partir das estimativas populacionais de prevalência de IA grave das PNADs e POF nos 4 períodos indicados. Para que os padrões de tons de mapa de calor (mais claros e amarelos para menores prevalências de IAs graves e mais vermelhos e escuros para maiores prevalências de IAs graves), utilizados para caracterizar o grau de prevalência de IA grave de cada estrato geográfico e período (144 ao todo, incluindo 27 UFs e 9 RMs em cada um dos 4 anos), fossem comparáveis, reunimos todas as 144 estimativas e criamos 8 categorias com 9 limites dados pelo mínimo, máximo e outros 7 oitís, medidas separatrizes que dividem a distribuição total em 8 partes iguais com 18 valores (12,5% da distribuição) em cada categoria. As estimativas populacionais que deram origem a esta Figura 1 serão publicadas oportunamente em tese de doutorado do PPGSC-IMS-UERJ onde os autores deste artigo figuram respectivamente como autor, coorientador e orientador.

Tendo em vista a disparidade de adensamentos populacionais e do fato de que eles são maiores nas RMs, estes estratos geográficos ficam com áreas relativamente pequenas e de difícil percepção visual nos mapas brasileiros. Por este motivo dispusemos em cada ano, em escalas separadamente ampliadas, ao longo de duas colunas o mapeamento das 9 RMs, contendo as RMs dos estados do sul-sudeste na coluna da esquerda e as do norte-nordeste na coluna da direita. O Distrito Federal, em que pese predominantemente metropolitano, não se inclui na categoria das RMs, estabelecidas em lei pelas UFs.

Esta abordagem nos possibilita identificar visualmente padrões de distribuição e de evolução espaçotemporal da IA grave no período. A menor prevalência de IA grave no período, de 1,29%, foi observada na RM de Belo Horizonte em 2004 e a maior, de 22,26%, no estado do Maranhão em 2004. Estes primeiros valores já indicam antecipadamente padrões de disparidade espaçotemporal que se repetem ao longo dos 4 mapeamentos: maiores prevalências de IA graves no norte-nordeste (N-NE) *versus* menores no sul-centro-oeste-sudeste (S-CO-SE), e maiores prevalências em 2004 e menores em 2013.



Continua

Figura 1. Distribuição espacial e temporal das estimativas de prevalências de IA grave no Brasil, por estratos geográficos nos anos de 2004, 2009, 2013 e 2017-2018.

Obs.: Para ilustrar as áreas geográficas das PNADs 2004, 2009 e 2013 foi usada a malha municipal do IBGE de 2005 e para a POF 2017 foi utilizada a malha municipal do censo agropecuário de 2017.

Fonte: Autores, a partir dos microdados da PNAD (2004, 2009 e 2013) e POF (2017-2018).

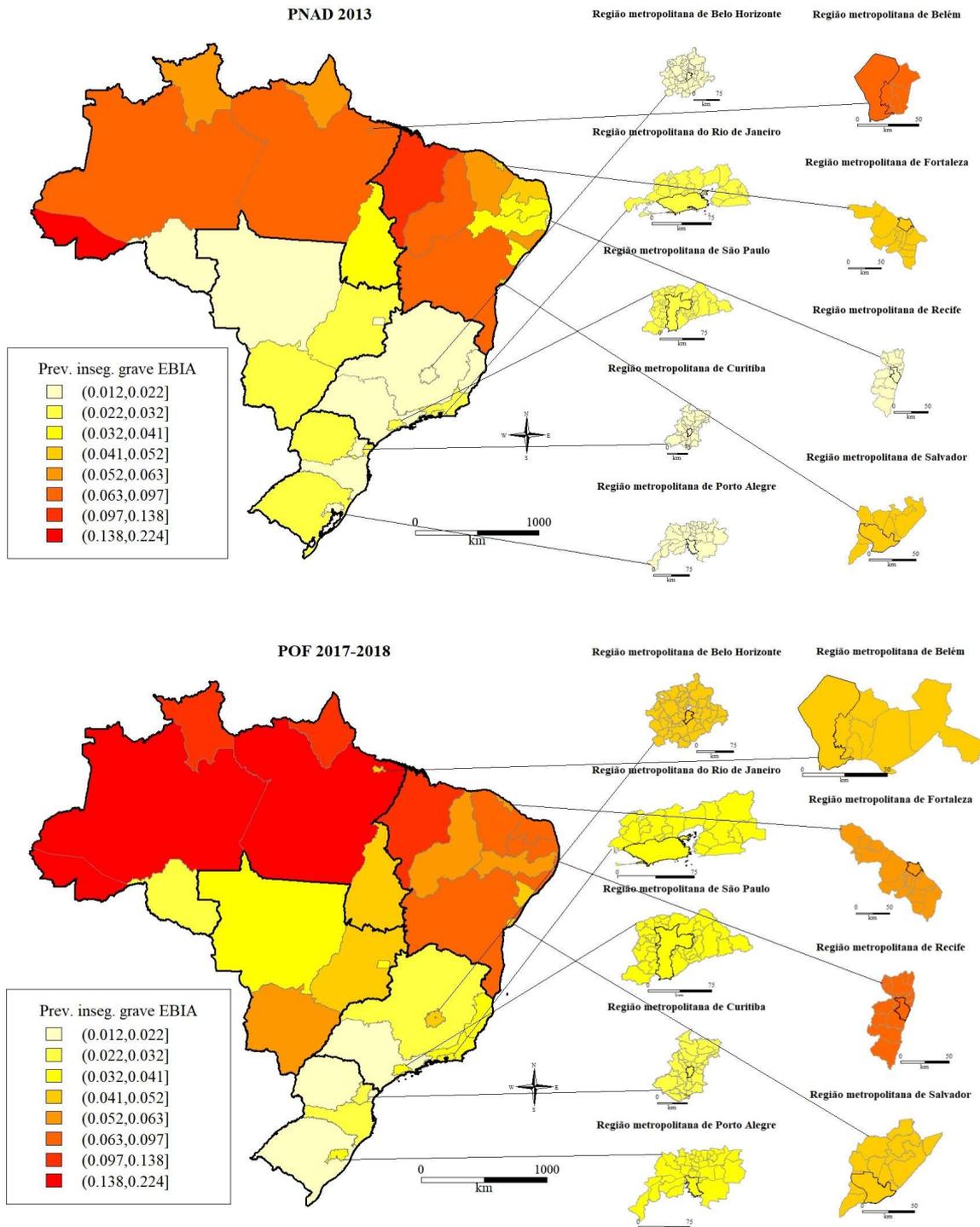


Figura 1. Distribuição espacial e temporal das estimativas de prevalências de IA grave no Brasil, por estratos geográficos nos anos de 2004, 2009, 2013 e 2017-2018.

Obs.: Para ilustrar as áreas geográficas das PNADs 2004, 2009 e 2013 foi usada a malha municipal do IBGE de 2005 e para a POF 2017 foi utilizada a malha municipal do censo agropecuário de 2017.

Fonte: Autores, a partir dos microdados da PNAD (2004, 2009 e 2013) e POF (2017-2018).

Da evolução das medidas agregadas de 4 variáveis de exposição repetidas nos 4 anos da Tabela 1, a única variável que não apresentou mudança de tendência foi a renda per capita média, prosseguindo em tendência crescente, em termos reais quanto ao poder de compra de alimentos, ao longo de todo o período, tanto no agregado das RMs quanto no das UFs. Para este poder de compra o que aparenta ter mudado pós-2013 foram seus Coeficientes de Variação (CVs), entretanto não se pode creditar este fenômeno em princípio à piora no conhecido padrão concentrado de distribuição de renda. Isto porque a POF tem tamanho de amostra menor que a metade do tamanho das amostras das PNADs. Por outro lado, a queda dos CVs de 2004 a 2013 representa uma melhora na desigualdade da distribuição de renda no país no período.

Tabela 1. Estimativas populacionais e coeficientes de variação ou agregados das variáveis de exposição crise/austeridade, estratos geográficos agregados do Brasil nos anos de 2003, 2009, 2013 e 2017-2018.

Variável de exposição crise/austeridade Estratos geográficos – agregado Brasil	Estimativa ou agregado				Coeficiente de variação (%) da estimativa				Variação média anual (%)	
	2004	2009	2013	2017-2018	2004	2009	2013	2017-2018	2014 / 2004	2017 / 2014
Renda Per Capita média a preços constantes de jan/2018 (1)										
Todos	897,79	1120,52	1216,47	1407,42	1,01	0,92	0,89	1,78	3,43	3,71
Região Metropolitana	1175,93	1455,08	1599,45	1953,73	1,75	1,66	1,77	3,56	3,48	5,13
Resto das UFs	768,42	972,18	1052,12	1171,17	1,27	1,11	0,94	1,76	3,55	2,72
Taxa de desocupação (%) (2)										
Todos	8,97	8,43	6,65	12,69	1,25	1,23	1,23	1,00	-3,27	17,54
Região Metropolitana	13,19	10,64	7,79	14,39	1,39	1,45	1,80	1,77	-5,69	16,58
Resto das UFs	7,02	7,39	6,12	11,83	2,02	1,83	1,65	1,24	-1,53	17,93
Gasto Médio/Mês por Domicílio PBF a preços constantes de jan/2018 (3)										
Todos	14,71	33,21	42,79	37,62	-	-	-	-	12,60	-3,17
Região Metropolitana	7,69	19,59	25,40	24,25	-	-	-	-	14,20	-1,16
Resto das UFs	18,08	39,61	50,89	43,64	-	-	-	-	12,19	-3,77
Proporção Média/Mês de Domicílios cobertos PBF (4)										
Todos	0,09	0,21	0,22	0,21	-	-	-	-	10,48	-0,80
Região Metropolitana	0,05	0,13	0,14	0,15	-	-	-	-	12,05	1,73
Resto das UFs	0,11	0,24	0,25	0,24	-	-	-	-	10,04	-1,59

Fonte: Autores, a partir dos microdados da PNAD, PNADC, POF e SAGI/Ministério da Cidadania, acessível em <https://aplicacoes.mds.gov.br/sagi/vis/data3/data-explorer.php> (acesso em 06/04/2022).

(1) PNADs 2004, 2009 e 2013 e POF 2017-2018 usando o grupo Alimentação e Bebidas do INPC/IBGE como índice de atualização monetária para jan/2018.

(2) PNADs 2004, 2009 e 2013 e PNADC 2017.

(3) Gasto médio mensal do ano usando o grupo Alimentação e Bebidas do INPC/IBGE como índice de atualização monetária para jan/2018, fonte: SAGI.

(4) Domicílios cobertos pelo PBF, fonte: SAGI. Estimativas de domicílios fontes: PNADs 2004, 2009 e 2013 e POF 2017-2018

Se por um lado os cartogramas apontam similaridades nas distribuições pelos estratos geográficos das prevalências de IA grave de 2004 e 2017-2018, em que pese evolução pendular no tempo, as radiografias desses mesmos anos proporcionadas pelas associações etiológicas que emergem dos resultados dos modelos entre as variáveis de estudo e a IA grave na Tabela 2, apresentam razoáveis dissimilaridades nestas associações nos extremos deste intervalo de 14 anos.

Tabela 2. Estimativas populacionais das razões de prevalências brutas e ajustadas de IA Grave, com respectivos intervalos de confiança de 95% oriundas de regressões de Poisson

Exposição individual (exposição ecológica similar)	Modelos em nível individual Regressão de Poisson para a Insegurança Alimentar Grave			
	PNAD 2004		POF 2017-2018	
	RP bruta (IC95%)	RP Ajust. (IC95%)	RP bruta (IC95%)	RP Ajust. (IC95%)
PBF: ref.=“não recebe” (Proporção de famílias atendidas) “recebe”	2,79 (2,58;3,02)	0,87 (0,71;1,06)	4,39 (3,9;4,93)	-
Classe ABEP: ref.=“E” (não tem similar ecológico)				
“A”	0 (0;0,01)	0,21 (0,10;0,47)	0 (0;0,01)	0,02 (0,01;0,06)
“B”	0,04 (0,03;0,05)	0,26 (0,21;0,33)	0,04 (0,03;0,05)	0,11 (0,07;0,17)
“C”	0,18 (0,16;0,2)	0,43 (0,37;0,50)	0,2 (0,17;0,24)	0,30 (0,22;0,42)
“D”	0,51 (0,46;0,56)	0,80 (0,70;0,90)	0,55 (0,47;0,65)	0,74 (0,55;1,00)
Região: ref.=“Norte” (idêntico ecológico)				
“Nordeste”	1,01 (0,84;1,22)	0,81 (0,69;0,96)	0,66 (0,57;0,76)	0,65 (0,56;0,74)
“Sudeste”	0,29 (0,24;0,35)	0,58 (0,50;0,68)	0,25 (0,21;0,31)	0,52 (0,42;0,63)
“Sul”	0,26 (0,22;0,32)	0,58 (0,49;0,69)	0,2 (0,16;0,27)	0,57 (0,43;0,75)
“Centro-oeste”	0,35 (0,29;0,43)	0,63 (0,53;0,74)	0,41 (0,32;0,53)	0,96 (0,75;1,24)
Estrato: ref.= “Resto da UF” (idêntico ecológico)				
“Região metropolitana”	0,72 (0,66;0,78)	1,90 (1,61;2,25)	0,77 (0,64;0,91)	1,57 (1,33;1,84)
Ocupação: ref.=“Ocupado” (Taxa de desocupação)				
“Não ocupado”	1,33 (1,29;1,38)	1,06 (1,00;1,13)	1,36 (1,28;1,44)	0,85 (0,78;0,92)
Rendimento domiciliar per capita (idêntico ecológico) – var. cont.	0,99 (0,99;0,99)	0,99 (0,99;0,99)	0,99 (0,99;0,99)	0,99 (0,99;0,99)
Interação: PBF x Classe ABEP				
“recebe”;“A”	-	*	-	0,00 (0,00;0,00)
“recebe”;“C”	-	1,68 (1,28;2,20)	-	*
“recebe”;“D”	-	1,23 (0,98;1,55)	-	*
Interação: PBF x Classe ABEP x Ocupação (não tem sim.)				
“recebe”;“D”;“Não ocupado”	-	1,19 (1,08;1,32)	-	-
Interação: Classe ABEP x Estrato (não tem similar ecol.)				
“C”;“Região metropolitana”	-	0,77 (0,64;0,93)	-	-
“D”;“Região metropolitana”	-	0,83 (0,71;0,97)	-	-
Interação: Classe ABEP x Ocupação (não tem similar)				
“B”;“Não ocupado”	-	0,81 (0,67;0,98)	-	-
“C”;“Não ocupado”	-	0,93 (0,85;1,01)	-	-
“D”;“Não ocupado”	-	0,82 (0,76;0,88)	-	-
Interação: PBF x Ocupação (Prop. de famílias atendidas PBF x Taxa de desocupação)				
“recebe”;“Não ocupado”	-	-	-	1,46 (1,04;2,04)

Fonte: Autores, a partir dos microdados das PNADs 2004, 2009, 2013, POF 2017-2018, SAGI e INPC/IBGE.

Ao se considerar as estimativas das prevalências anuais de IA por estrato geográfico dos 4 inquéritos analisados em conjunto com as estimativas e totais de variáveis de exposição, confundidoras e modificadoras de efeito, através dos resultados das elasticidades oriundas da modelagem log-log multinível reunidas na Tabela 3, chega-se a alguns destaques análogos ao que se evidenciou pela Tabela 2: 1) existência de viés de confundimento da análise de regressão simples em cotejo com a análise ajustada pela regressão múltipla; 2) existência de interações modificadoras de efeito.

Tabela 3. Estimativas das elasticidades brutas e ajustadas, com respectivos intervalos de confiança de 95% oriundas de modelo multinível para a prevalências de IA Grave com medidas repetidas dos estratos geográficos nos anos de 2004, 2009, 2013 e 2017-2018

Exposição ecológica (exposição individual similar)	Modelos Ecológicos para prevalência de Inseg. Alim. Grave: Medidas 2004/2018 repetidas de estratos	
	Elasticidade bruta (IC95%)	Elasticidade ajustada (IC95%)
Proporção de famílias atendidas (PBF: ref.=“não recebe”) – var. cont.	-0,38 (-0,50;-0,25)	-8,09 (-18,52;2,34)
Região: ref.=“Norte”		
“Nordeste”	-0,11 (-0,44;0,22)	-0,31 (-0,63;0,02)
“Sudeste”	-1,14 (-1,48;-0,80)	-0,73 (-1,14;-0,33)
“Sul”	-1,31 (-1,68;-0,94)	-0,64 (-1,14;-0,13)
“Centro-oeste”	-0,90 (-1,31;-0,48)	-0,33 (-0,81;0,15)
Taxa de desocupação (Ocupação: ref.=“Ocupado”) - var. cont.	0,28 (0,07;0,50)	-11,64 (-19,30;-3,99)
Rendimento domiciliar per capita médio – var. cont.	-1,20 (-1,44;-0,96)	2,99 (0,27;5,71)
Gasto médio do PBF por domicílio (Benefício PBF per capita) – var. cont.	-0,40 (-0,51;-0,30)	-0,60 (-1,15;-0,05)
Interação: Proporção de famílias atendidas PBF x Taxa de desocupação (PBF x Ocupação) – var. cont.	-	-3,95 (-8,19;0,29)
Interação: Proporção de famílias atendidas PBF x Renda domiciliar per capita - var. cont.	-	1,31 (-0,20;2,82)
Interação: Renda domiciliar per capita x Taxa de desocupação – var. cont.	-	1,81 (0,66;2,95)
Interação: Proporção de famílias atendidas PBF x Renda domiciliar per capita x Taxa de desocupação – var. cont.	-	0,60 (-0,02;1,22)

Fonte: Autores, a partir dos microdados das PNADs 2004, 2009, 2013, POF 2017-2018, SAGI e INPC/IBGE

O modelo utilizado para gerar os dados ajustados exibidos na Figura 2, apesar de também ser oriundo de modelo multinível de medidas repetidas dos estratos geográficos, é diferente do modelo utilizado para gerar os dados da Tabela 3, porque a finalidade desta segunda modelagem multinível não foi mensurar os efeitos das variáveis de exposição e

modificadoras de efeito, por este motivo não inclusas, sobre as prevalências de IG e sim apenas descrever as tendências temporais do desfecho de IA grave por *splines* cúbicas.

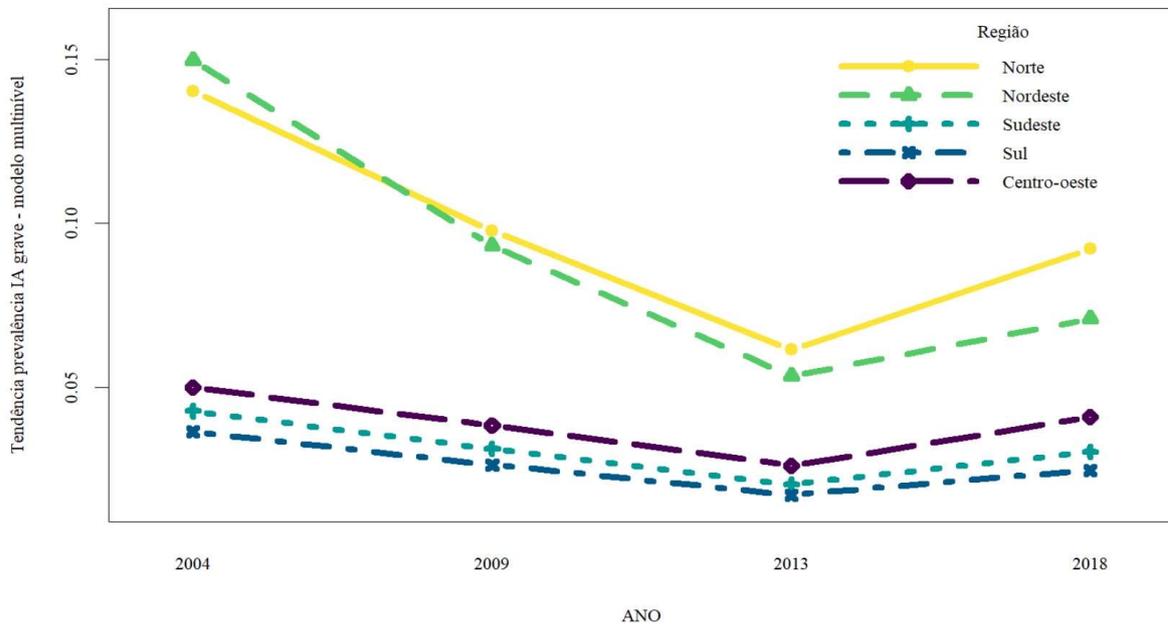


Figura 2. Tendências ajustadas por estrato geográfico e por macrorregiões a partir de modelo multinível para as prevalências de IA Grave com medidas repetidas dos estratos geográficos e *splines* cúbicas nos anos de 2004, 2009, 2013 e 2017-2018
Fonte: Autores, a partir dos microdados da PNAD (2004, 2009 e 2013) e POF (2017-2018).

Discussão

O padrão visual de disparidade N-NE *versus* S-CO-SE da Figura 1 se apresenta também para as RMs em 2004, porém evolui para um padrão de diminuição progressiva destas disparidades de prevalências de IA grave ao longo do período, mesmo para o ano de 2017-2018, quando as disparidades entre as UFs voltaram a recrudescer em um movimento de aumento generalizado, e acelerado, de IA grave no curto período de 5 anos. Este movimento fez o mapa de 2017-2018 lembrar mais o padrão de distribuição do mapa de 14 anos antes, em 2004, ao se afastar do padrão de 2013, ano de menores prevalências e disparidades regionais da IA grave do período analisado.

Em suma e em termos gerais, emerge da análise dos cartogramas da Figura 1 um movimento de progressiva e consistente queda da IA grave no país com redução das disparidades no período entre 2004 e 2013 e um movimento inverso e acelerado de

crescimento da prevalência da IA grave com ampliação das disparidades macrorregionais no período de 2013 a 2017-2018.

Para as demais variáveis da Tabela 1 não abordadas na seção anterior, destacam-se: 1) o aumento em quase o dobro nas taxas de desocupação pós-2013, chegando em 2017-2018 a níveis acima dos de 2004, invertendo uma tendência de queda entre 2004 a 2013; 2) A inversão da tendência do crescimento nos gastos do PBF no país, em movimento que aconteceu de forma mais acelerada no resto das UFs do que nas RMs; 3) Crescimento acelerado e mais que dobrado da cobertura do PBF entre 2004 e 2009, mantendo-se praticamente constante desde então, no restante do período analisado.

Dentro de cada ano exibido na Tabela 2, percebe-se que as razões de prevalências (RPs) são fortemente enviesadas nas associações brutas das exposições e dos desfechos, chegando ao ponto de inverter o sentido da associação estimada em 2004, quando a RP bruta apontava para uma IA grave dos beneficiários do PBF 2,79 vezes acima da dos não beneficiários, enquanto a RP ajustada apontava $1/0,87 = 1,15$ vezes abaixo. No primeiro caso indicaria uma focalização ineficiente do PBF, já no segundo caso apontando para a possibilidade de mitigação do desfecho de IA grave por parte do PBF, quando corretamente se desconsideram os efeitos confundidores de outras variáveis que também são alvo de ações governamentais e das políticas econômicas. Já em 2017-2018, este cenário de viés também se apresenta, contudo em magnitudes diferentes e quando, diferentemente de 2004, não se tem mais evidências estatísticas em favor da capacidade de mitigação da IA grave pelo PBF.

Destacam-se também da Tabela 2: 1) existência de interações modificadoras de efeito sobre o desfecho que mudam substancialmente de comportamento (grupos de variáveis diferentes) nos 2 anos; 2) persistência, estabilidade e precisão na capacidade da renda per capita de mitigar a ocorrência de IA grave; 3) a prevalência de IA grave era 1,06 vezes maior entre os desocupados em 2004, tornando-se $1/0,85 = 1,18$ vezes menor entre os desocupados em 2017-2018; 4) pertencer a qualquer classe econômica diferente da inferior e residir em qualquer região diferente da Norte são fatores protetores à prevalência de IA grave.

Adicionalmente pelos dados da Tabela 3, chega-se a evidências, dentro do que se imaginava quanto ao tipo de impacto, de que cada variação percentual unitária para cima na proporção de famílias atendidas pelo PBF dos estratos geográficos tende a provocar uma queda em 8,09% na prevalência de IA grave, assim como o acréscimo de 1% no gasto médio por domicílio do PBF tende a provocar uma redução de 0,6% na prevalência de IA grave.

Por outro lado, a Tabela 3 traz evidências, fora do esperado, de que nos estratos onde as taxas de desocupação estão em 1% acima, eles são acompanhados de prevalências de IA grave 11,64% mais baixas em média no estudo. Concomitantemente intrigante é a constatação

de que nos estratos onde o rendimento domiciliar per capita médio estão 1% acima, eles são acompanhados de prevalências de IA grave em média cerca de 3% acima também.

Podem concorrer para essa estranheza: 1) o conhecido efeito do viés ou falácia ecológica; 2) pode haver uma focalização do PBF com concentração maior em áreas onde a desocupação também é maior, diminuindo em termos relativos a prevalência de IA grave nestas áreas; 3) nas áreas onde os rendimentos são maiores, as disparidades de renda podem ser maiores também, resultando em maiores prevalências de IA grave, ou ainda as próprias disparidades de renda entre as áreas, com a presença de valores extremos, podem estar deturpando os coeficientes estimados pelo modelo.

Por fim, a Figura 2 confirma em grande medida os aspectos analíticos que já foram destacados a partir da análise dos cartogramas.

Conclusões

O período de tempo em análise neste estudo é rico em padrões de distribuição e de tendências oscilantes dos valores das variáveis de desfecho, exposição, confundidoras e modificadoras de efeito. Por este motivo, este estudo traz, conforme esperado, fortes semelhanças com estudos experimentais onde estas oscilações são propositadamente provocadas nestes delineamentos, o que nos permite classificá-lo como um tipo de experimento natural que aconteceu no Brasil neste período.

Isto possibilita uma relativa segurança nas medidas de associações estimadas que permitem avaliar os impactos da crise econômica e das políticas de austeridade fiscal sobre a (re)emergência do problema da fome no país, mesmo antes da amplificação desses impactos por conta da pandemia de COVID-19.

Houve uma inflexão no padrão de política que vinha sendo implementado no Brasil após a mudança de governo por intermédio do impeachment iniciado em 2015 e com a aprovação da Emenda Constitucional nº 95¹³ pelo Congresso Nacional no final de 2016, conhecida como emenda do teto dos gastos. Estas mudanças implicaram no progressivo abandono das políticas de bem-estar social, que vinham sendo implementadas e expandidas no país desde meados dos anos 90, em favor das amarras austeras fincadas no texto constitucional como política inflexível de estado até o ano de 2036.

Os achados deste estudo apontam para os impactos negativos da austeridade em vigor que se manifestaram nas inflexões de tendências dos gastos e do alcance do PBF, principal política de enfrentamento do problema da fome no país, com reflexos negativos apontados

pelos modelos estatísticos sobre o aumento da IA grave. Estes achados possibilitam uma projeção de aumento da IA no país e afastamento do alcance do objetivo nº 2 dos ODS em 2030 pelo Brasil.

Este objetivo tem o título de "Fome Zero e Agricultura Sustentável" e versa sobre "Acabar com a fome, alcançar a segurança alimentar e melhoria da nutrição e promover a agricultura sustentável"⁴⁷. Sua meta de nº 2.1 é "Até 2030, acabar com a fome e garantir o acesso de todas as pessoas, em particular os pobres e pessoas em situações vulneráveis, incluindo crianças, a alimentos seguros, nutritivos e suficientes durante todo o ano"⁴⁷.

Os achados deste trabalho apontam que, prosseguindo na rota austera estabelecida pela emenda do teto dos gastos, mesmo superando os efeitos da pandemia de COVID-19, o Brasil continuará caminhando em sentido oposto ao estabelecido pela meta 2.1 dos ODS e não terá êxito no seu alcance, a despeito do sucesso já alcançado em 2014 para o primeiro objetivo dos ODM.

Referências

1. FAO, IFAD, UNICEF, WFP, WHO. The State of Food Security and Nutrition in the World 2021: Transforming food systems for food security, improved nutrition and affordable healthy diets for all [Internet]. Rome: FAO; 2021 [cited 2022 May 5]. Available from: <https://doi.org/10.4060/cb4474en>
2. SOFI 2021: Relatório da ONU destaca os impactos da pandemia no aumento da fome no mundo - OPAS/OMS | Organização Pan-Americana da Saúde [Internet]. [cited 2022 May 11]. Available from: <https://www.paho.org/pt/noticias/12-7-2021-sofi-2021-relatorio-da-onu-destaca-os-impactos-da-pandemia-no-aumento-da-fome-no-mundo>
3. IBGE. ODS #2: Erradicação da fome • IBGE Explica [Internet]. 2016 [cited 2022 May 12]. Available from: <https://www.youtube.com/watch?v=rvET4ADE8JQ>
4. Loopstra, R.; Reeves, A.; McKee, M.; Stuckler, D. Food insecurity and social protection in Europe: Quasi-natural experiment of Europe's great recessions 2004–2012. *Prev Med.* 2016 Aug; 89:44–50.
5. FAO, IFAD, WFP, editors. The state of food insecurity in the world: Strengthening the enabling environment for food security and nutrition. Rome: FAO; 2014.
6. O estado da segurança alimentar e nutricional no Brasil: um retrato multidimensional. relatório 2014 [Internet]. Brasília, DF: Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura - FAO; 2014 p. 83. Available from: https://www.mds.gov.br/webarquivos/publicacao/seguranca_alimentar/SANnoBRasil.pdf
7. IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, editor. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: Segurança alimentar, 2004 [Internet]. Rio de Janeiro: IBGE; 2006 [cited 2022 Jan 17]. Available from: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv29775.pdf>

8. IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: segurança alimentar, 2004/2009 [Internet]. Rio de Janeiro: IBGE. Coordenação de Trabalho e Rendimento; 2010 [cited 2022 Jan 15]. Available from: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv47241.pdf>
9. IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: segurança alimentar, 2013 [Internet]. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE; 2014 [cited 2022 Jan 17]. Available from: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv91984.pdf>
10. IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa de orçamentos familiares, 2017-2018: primeiros resultados [Internet]. Rio de Janeiro: IBGE. Coordenação de Trabalho e Rendimento; 2019 [cited 2022 Jan 14]. Available from: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101670.pdf>
11. Rede Brasileira de Pesquisa em Soberania e Segurança Alimentar e Nutricional (Rede PENSSAN). VIGISAN: Inquérito Nacional sobre Insegurança Alimentar no Contexto da Pandemia da Covid-19 no Brasil [Internet]. Rio de Janeiro: Rede Penssan; 2021 [cited 2022 May 5]. Available from: http://olheparaafome.com.br/VIGISAN_Inseguranca_alimentar.pdf
12. Salles-Costa R, Ferreira AA, de Mattos RA, Reichenheim ME, Pérez-Escamilla R, Segall-Corrêa AM. Food Insecurity Increases in Brazil from 2004 to 2018: Analysis of national surveys [Internet]. Public and Global Health; 2020 Oct. Available from: <http://medrxiv.org/lookup/doi/10.1101/2020.10.22.20217224>
13. Brasil. Presidência da República. Casa Civil. Subchefia para Assuntos Jurídicos [Internet]. Portal da Legislação, Emenda Constitucional nº 95, de 15 de dezembro de 2016 Dec 15, 2016. Available from: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/Emendas/Emc/emc95.htm#art1
14. Souza, Lepf de; Barros, R. D. de; Barreto, M. L.; Katikireddi, S. V.; Hone, T. V.; Paes de Sousa, R.; Leyland, A.; Rasella, D.; Millett, C. J.; Pescarini, J. The potential impact of austerity on attainment of the Sustainable Development Goals in Brazil. *BMJ Glob Health*. 2019 Sep;4(5):e001661.
15. Malta, D. C.; Duncan, B. B.; Barros, M. B. de A.; Katikireddi, S. V.; Souza, F. M. de; Silva, A. G. da; Machado, D. B.; Barreto, M. L. Medidas de austeridade fiscal comprometem metas de controle de doenças não transmissíveis no Brasil. *Ciênc. Saúde Coletiva*. 2018 Oct;23(10):3115–3122.
16. Santos, A. B. M V. dos; Santos, Evo dos; Medeiros, C. D. de; Cordeiro, S. A.; Lima, A. B. P. de O. de; Silva, J. G. da; Oliveira, M. dos A. S. de; Lira, J. V. de S.; Palmeira, P. de A. O desmonte das iniciativas governamentais para a Segurança Alimentar e Nutricional: estudo de caso do município de Cuité – Paraíba, entre 2014 e 2019. *Segur Aliment E Nutr*. 2021 Jun 17;28:e021025.
17. Brasil. Presidência da República. Casa Civil. Subchefia para Assuntos Jurídicos [Internet]. LEI Nº 13.844, DE 18 DE JUNHO DE 2019 Jun 18, 2019. Available from: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2019-2022/2019/Lei/L13844.htm
18. Palmeira PA, Bem-Lignani J, Maresi VA, Mattos RA, Interlenghi GS, Salles-Costa R. Temporal Changes in the Association Between Food Insecurity and Socioeconomic Status

- in Two Population-Based Surveys in Rio de Janeiro, Brazil. *Soc Indic Res.* 2019 Aug;144(3):1349–1365.
19. IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Sistema Integrado de Pesquisas Domiciliares - SIPD. Textos Para Discussão Dir Pesqui. 2007;(24):80.
 20. IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua: Rendimento de todas as fontes: 2018 [Internet]. Rio de Janeiro: IBGE, Coordenação de Trabalho e Rendimento; 2019 [cited 2022 Jan 17]. Available from: https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101673_informativo.pdf
 21. Morgenstern H. Estudos ecológicos. *Epidemiol Mod.* 3rd ed. Porto Alegre: Artmed; 2011. p. 599–621.
 22. Garcia LP. A ECONOMIA DESUMANA: PORQUE MATA A AUSTERIDADE. *Cad Saúde Pública* [Internet]. 2016 Nov [cited 2022 Jan 12];32(11). Available from: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-311X2016001108001&lng=pt&tlng=pt
 23. David Stuckler; Sanjay Basu. A ECONOMIA DESUMANA: PORQUE MATA A AUSTERIDADE. Lisboa: Editorial Bizâncio; 2014.
 24. Silva PL do N, Pessoa DGC, Lila MF. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. *Ciênc Saúde Coletiva.* ABRASCO - Associação Brasileira de Saúde Coletiva; 2002;7:659–670.
 25. Kepple AW, Segall-Corrêa AM. Conceituando e medindo segurança alimentar e nutricional. *Ciênc Saúde Coletiva.* ABRASCO - Associação Brasileira de Saúde Coletiva; 2011 Jan; 16:187–199.
 26. ABEP. Critério de Classificação Econômica Brasil - Base LSE/IBOPE 2005 [Internet]. Associação Brasileira de Empresas de Pesquisa - ABEP; 2008 [cited 2022 May 21]. Available from: <https://www.abep.org/Servicos/Download.aspx?id=07>
 27. ABEP. Critério de Classificação Econômica Brasil - Base POF-PNADC 2017 [Internet]. Associação Brasileira de Empresas de Pesquisa - ABEP; 2018 [cited 2022 May 21]. Available from: https://www.abep.org/criterioBr/01_cceb_2018.pdf
 28. Vasconcellos MTL de, Silva PL do N, Szwarcwald CL. Sampling design for the World Health Survey in Brazil. *Cad Saúde Pública.* 2005;21(suppl 1):S89–S99.
 29. Deville JC, Särndal CE, Sautory O. Generalized Raking Procedures in Survey Sampling. *J Am Stat Assoc.* 1993 Sep;88(423):1013–1020.
 30. Silva, Pedro Luís do Nascimento. Calibration estimation: when and why, how much and how. Textos Para Discussão Dir Pesqui. 2004;(15):35.
 31. Szwarcwald CL, Damacena GN. Amostras complexas em inquéritos populacionais: planejamento e implicações na análise estatística dos dados. *Rev Bras Epidemiol.* 2008 May;11(suppl 1):38–45.
 32. Souza-Júnior PRB de; Freitas MPS de; Antonaci G de A; Szwarcwald CL. Desenho da amostra da Pesquisa Nacional de Saúde 2013. *Epidemiol e Serviços Saúde.* Secretaria de Vigilância em Saúde - Ministério da Saúde do Brasil; 2015 Jun; 24:207–216.

33. Lumley T. survey: analysis of complex survey samples [Internet]. 2020 [cited 2022 Jan 19]. Available from: <https://CRAN.R-project.org/package=survey>
34. Lumley T. Analysis of Complex Survey Samples. *J Stat Softw*. 2004 Apr 15;9:1–19.
35. Lumley T; Scott A. Fitting Regression Models to Survey Data. *Stat Sci* [Internet]. 2017 May 1 [cited 2022 Apr 17];32(2). Available from: <https://projecteuclid.org/journals/statistical-science/volume-32/issue-2/Fitting-Regression-Models-to-Survey-Data/10.1214/16-STS605.full>
36. R Core Team. R: A language and environment for statistical computing. [Internet]. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing; 2022. Available from: <https://www.R-project.org/>
37. Barros, AJ; Hiraikata, VN. Alternatives for logistic regression in cross-sectional studies: an empirical comparison of models that directly estimate the prevalence ratio. *BMC Med Res Methodol*. 2003 Dec;3(1):21.
38. Coutinho LMS; Scazufca M; Menezes PR. Métodos para estimar razão de prevalência em estudos de corte transversal. *Rev Saúde Pública*. 2008 Dec;42(6):992–998.
39. Reichenheim ME, Coutinho ES. Measures and models for causal inference in cross-sectional studies: arguments for the appropriateness of the prevalence odds ratio and related logistic regression. *BMC Med Res Methodol*. 2010 Jul 15;10(1):66.
40. Bates D, Mächler M, Bolker B, Walker S. Fitting Linear Mixed-Effects Models Using **lme4**. *J Stat Softw* [Internet]. 2015 [cited 2022 May 22];67(1). Available from: <http://www.jstatsoft.org/v67/i01/>
41. Vasconcellos, MAS de. Economia: Micro e Macro [Internet]. São Paulo: Grupo Gen - Atlas; 2015 [cited 2022 Jun 8]. Available from: <http://public.ebookcentral.proquest.com/choice/publicfullrecord.aspx?p=4452661>
42. Sergio JV; Leon ACP de. Analysis of mortality from diarrheic diseases in under-five children in Brazilian cities with more than 150,000 inhabitants. *Cad Saúde Pública*. 2009 May;25(5):1093–1102.
43. Rodriguez G; Goldman N. An Assessment of Estimation Procedures for Multilevel Models with Binary Responses. *J R Stat Soc Ser A Stat Soc*. [Wiley, Royal Statistical Society]; 1995;158(1):73–89.
44. Goldstein H; Rasbash J. Improved Approximations for Multilevel Models with Binary Responses. *J R Stat Soc Ser A Stat Soc*. [Wiley, Royal Statistical Society]; 1996;159(3):505–513.
45. Snijders TAB; Bosker RJ. Multilevel analysis: an introduction to basic and advanced multilevel modeling. 2nd ed. Los Angeles: Sage; 2012.
46. Hocking RR. A Biometrics Invited Paper. The Analysis and Selection of Variables in Linear Regression. *Biometrics*. 1976 Mar;32(1):1.
47. [Cited 2022 Jun 4]. Available from: <https://odsbrasil.gov.br/objetivo/objetivo?n=2>

5.4 Equações dos modelos desenvolvidos para analisar incidência de mortalidade na infância

Esta seção reproduz as equações que foram desenvolvidas e cujos parâmetros e gráficos derivados delas estão disponibilizados em tabelas e figuras do artigo científico a ser submetido para analisar a mortalidade na infância apresentado na sequência.

5.4.1 Modelo multinível para as tendências da mortalidade na infância dos municípios com mais de 25.000 habitantes e estatísticas vitais adequadas

Os parâmetros (letras gregas) da equação do modelo, reproduzido abaixo, foram ajustados por modelo de efeitos mistos (multinível) tendo medidas repetidas dos diferentes anos das variáveis para cada um dos 830 municípios desta seção como efeito aleatório, utilizando o tamanho da população em cada município como variável de peso e que serviram de base para as estimativas de tendências das grandes regiões, apresentadas na Tabela 2 e num dos gráficos da Figura 2 do artigo 2.

$$\begin{aligned}
 \text{BC(TMI)}_{ano} &\sim N(\mu, \sigma^2) \\
 \mu &= \alpha_{j[ano]} + \beta_{1j[ano]}(\text{anocent}) + \beta_{2j[ano]}(\text{anocent2}) \\
 &\quad + \beta_{3j[ano]}(\text{anocent3esq}) + \beta_{4j[ano]}(\text{anocent3dir}) \\
 \begin{pmatrix} \alpha_j \\ \beta_{1j} \\ \beta_{2j} \\ \beta_{4j} \end{pmatrix} &\sim N \left(\begin{pmatrix} \gamma_0^\alpha + \gamma_1^\alpha(\text{N}) + \gamma_2^\alpha(\text{NE}) + \gamma_3^\alpha(\text{S}) + \gamma_4^\alpha(\text{C-O}) \\ \gamma_0^{\beta_1} + \gamma_1^{\beta_1}(\text{N}) + \gamma_2^{\beta_1}(\text{NE}) + \gamma_3^{\beta_1}(\text{S}) + \gamma_4^{\beta_1}(\text{C-O}) \\ \mu_{\beta_{2j}} \\ \mu_{\beta_{4j}} \end{pmatrix} \right), \\
 &\quad \left(\begin{pmatrix} \sigma_{\alpha_j}^2 & \rho_{\alpha_j\beta_{1j}} & \rho_{\alpha_j\beta_{2j}} & \rho_{\alpha_j\beta_{4j}} \\ \rho_{\beta_{1j}\alpha_j} & \sigma_{\beta_{1j}}^2 & \rho_{\beta_{1j}\beta_{2j}} & \rho_{\beta_{1j}\beta_{4j}} \\ \rho_{\beta_{2j}\alpha_j} & \rho_{\beta_{2j}\beta_{1j}} & \sigma_{\beta_{2j}}^2 & \rho_{\beta_{2j}\beta_{4j}} \\ \rho_{\beta_{4j}\alpha_j} & \rho_{\beta_{4j}\beta_{1j}} & \rho_{\beta_{4j}\beta_{2j}} & \sigma_{\beta_{4j}}^2 \end{pmatrix} \right), \text{ para CODMUN } j = 1, \dots, 830
 \end{aligned} \tag{5}$$

onde BC() é a função de Box-Cox utilizada para a mudança de escala da variável de desfecho, TMI é a taxa de mortalidade na infância, anocent é a variável ano centrada no meio do período (2013,5), anocent2 é o quadrado de anocent, anocent3esq são os valores de cubo de anocent para anocent negativo e zero caso contrário, anocent3dir são os valores de cubo de anocent para anocent positivo e zero caso contrário e CODMUN é o identificador de município.

5.4.2 Modelo multinível para as tendências da mortalidade na infância dos dados dos demais 4.727 municípios agregados por UF

Os parâmetros (letras gregas) da equação do modelo, reproduzido abaixo, foram ajustados por modelo de efeitos mistos (multinível) tendo medidas repetidas dos diferentes anos das variáveis para cada um dos 830 municípios desta seção como efeito aleatório, utilizando o tamanho da população em cada município como variável de peso e serviram de base para as estimativas de tendências das grandes regiões, apresentadas na Tabela 2 e num dos gráficos da Figura 2 do artigo 2.

$$\begin{aligned}
 BC(TMI)_{ano} &\sim N(\mu, \sigma^2) \\
 \mu &= \alpha_{j[ano]} + \beta_{1j[ano]}(\text{anocent}) + \beta_{2j[ano]}(\text{anocent2}) \\
 &\quad + \beta_3(\text{anocent3esq}) + \beta_{4j[ano]}(\text{anocent3dir}) \\
 \begin{pmatrix} \alpha_j \\ \beta_{1j} \\ \beta_{2j} \\ \beta_{4j} \end{pmatrix} &\sim N \left(\begin{pmatrix} \gamma_0^\alpha + \gamma_1^\alpha(\text{norte}) + \gamma_2^\alpha(\text{nordeste}) + \gamma_3^\alpha(\text{sul}) + \gamma_4^\alpha(\text{centro_oeste}) \\ \gamma_0^{\beta_1} + \gamma_1^{\beta_1}(\text{norte}) \\ \mu_{\beta_{2j}} \\ \mu_{\beta_{4j}} \end{pmatrix}, \right. \\
 &\quad \left. \begin{pmatrix} \sigma_{\alpha_j}^2 & \rho_{\alpha_j\beta_{1j}} & \rho_{\alpha_j\beta_{2j}} & \rho_{\alpha_j\beta_{4j}} \\ \rho_{\beta_{1j}\alpha_j} & \sigma_{\beta_{1j}}^2 & \rho_{\beta_{1j}\beta_{2j}} & \rho_{\beta_{1j}\beta_{4j}} \\ \rho_{\beta_{2j}\alpha_j} & \rho_{\beta_{2j}\beta_{1j}} & \sigma_{\beta_{2j}}^2 & \rho_{\beta_{2j}\beta_{4j}} \\ \rho_{\beta_{4j}\alpha_j} & \rho_{\beta_{4j}\beta_{1j}} & \rho_{\beta_{4j}\beta_{2j}} & \sigma_{\beta_{4j}}^2 \end{pmatrix} \right), \text{ for CODMUN } j = 1, \dots, 27
 \end{aligned} \tag{6}$$

onde BC() é a função de Box-Cox utilizada para a mudança de escala da variável de desfecho, TMI é a taxa de mortalidade na infância, anocent é a variável ano centrada no meio do período (2013,5), anocent2 é o quadrado de anocent, anocent3esq são os valores de cubo de anocent para anocent negativo e zero caso

contrário, anocent3dir são os valores de cubo de anocent para anocent positivo e zero caso contrário e CODMUN é o identificador de município.

5.4.3 Modelo multinível para analisar os determinantes da mortalidade na infância dos 830 municípios com população acima de 25.000 e estatísticas vitais inadequadas

Os parâmetros (letras gregas) da equação do modelo, reproduzido abaixo, foram ajustados por modelo de efeitos mistos (multinível) tendo medidas repetidas dos diferentes anos das variáveis para cada um dos 36 estratos geográficos como efeito aleatório, utilizando a quantidade de domicílios estimada em cada estrato geográfico como variável de peso e serviram de base para as estimativas das elasticidades ajustadas, apresentadas na Tabela 3 do artigo 2.

$$\begin{aligned}
 \log(\text{TMI})_{ano} &\sim N(\mu, \sigma^2) \\
 \mu &= \alpha_{j[i]} + \beta_{1j[ano]} \log(\text{ind_prop_PBF}) \\
 &+ \beta_{2j[ano]} \log(\text{prop_cobert_ESF}) \\
 &+ \beta_{3j[ano]} \log(\text{prop_cobert_ESF_lag1}) \\
 &+ \beta_{4j[ano]} \log(\text{ind_prop_PBF_lag2}) \\
 &+ \beta_{5j[ano]} \log(\text{prop_cobert_ESF_lag2})
 \end{aligned}$$

$$\begin{pmatrix} \alpha_j \\ \beta_{1j} \\ \beta_{2j} \\ \beta_{3j} \\ \beta_{4j} \\ \beta_{5j} \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} \gamma_0^\alpha + \gamma_1^\alpha(\text{N}) + \gamma_2^\alpha(\text{NE}) + \gamma_3^\alpha(\text{S}) \\ \mu\beta_{1j} \\ \mu\beta_{2j} \\ \mu\beta_{3j} \\ \mu\beta_{4j} \\ \mu\beta_{5j} \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{\alpha_j}^2 & \rho_{\alpha_j\beta_{1j}} & \rho_{\alpha_j\beta_{2j}} & \rho_{\alpha_j\beta_{3j}} & \rho_{\alpha_j\beta_{4j}} & \rho_{\alpha_j\beta_{5j}} \\ \rho_{\beta_{1j}\alpha_j} & \sigma_{\beta_{1j}}^2 & \rho_{\beta_{1j}\beta_{2j}} & \rho_{\beta_{1j}\beta_{3j}} & \rho_{\beta_{1j}\beta_{4j}} & \rho_{\beta_{1j}\beta_{5j}} \\ \rho_{\beta_{2j}\alpha_j} & \rho_{\beta_{2j}\beta_{1j}} & \sigma_{\beta_{2j}}^2 & \rho_{\beta_{2j}\beta_{3j}} & \rho_{\beta_{2j}\beta_{4j}} & \rho_{\beta_{2j}\beta_{5j}} \\ \rho_{\beta_{3j}\alpha_j} & \rho_{\beta_{3j}\beta_{1j}} & \rho_{\beta_{3j}\beta_{2j}} & \sigma_{\beta_{3j}}^2 & \rho_{\beta_{3j}\beta_{4j}} & \rho_{\beta_{3j}\beta_{5j}} \\ \rho_{\beta_{4j}\alpha_j} & \rho_{\beta_{4j}\beta_{1j}} & \rho_{\beta_{4j}\beta_{2j}} & \rho_{\beta_{4j}\beta_{3j}} & \sigma_{\beta_{4j}}^2 & \rho_{\beta_{4j}\beta_{5j}} \\ \rho_{\beta_{5j}\alpha_j} & \rho_{\beta_{5j}\beta_{1j}} & \rho_{\beta_{5j}\beta_{2j}} & \rho_{\beta_{5j}\beta_{3j}} & \rho_{\beta_{5j}\beta_{4j}} & \sigma_{\beta_{5j}}^2 \end{pmatrix} \right),$$

, para CODMUN $j = 1, \dots, 830$

(7)

onde $\log()$ é a função que transforma os dados com o logaritmo neperiano.

5.4.4 Modelo multinível para analisar os determinantes da mortalidade na infância dos dados dos demais 4.727 municípios agregados por UF

Os parâmetros (letras gregas) da equação do modelo, reproduzido abaixo, foram ajustados por modelo de efeitos mistos (multinível) tendo medidas repetidas dos diferentes anos das variáveis para cada um dos 36 estratos geográficos como efeito aleatório, utilizando a quantidade de domicílios estimada em cada estrato geográfico como variável de peso e serviram de base para as estimativas das elasticidades ajustadas, apresentadas na Tabela 3 do artigo 2.

$$\log(\text{TMI})_{ano} \sim N(\mu, \sigma^2)$$

$$\mu = \alpha_{j[ano]} + \beta_{1j[ano]} \log(\text{ind_prop_PBF}) + \beta_{2j[ano]} \log(\text{prop_cobert_ESF})$$

$$+ \beta_{3j[ano]} \log(\text{prop_cobert_ESF_lag1}) + \beta_{4j[ano]} \log(\text{ind_prop_PBF_lag2})$$

$$+ \beta_{5j[ano]} \log(\text{prop_cobert_ESF_lag2})$$

$$\begin{pmatrix} \alpha_j \\ \beta_{1j} \\ \beta_{2j} \\ \beta_{3j} \\ \beta_{4j} \\ \beta_{5j} \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} \gamma_0^\alpha + \gamma_1^\alpha(\text{N}) + \gamma_2^\alpha(\text{NE}) + \gamma_3^\alpha(\text{S}) \\ \mu_{\beta_{1j}} \\ \mu_{\beta_{2j}} \\ \mu_{\beta_{3j}} \\ \mu_{\beta_{4j}} \\ \mu_{\beta_{5j}} \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{\alpha_j}^2 & \rho_{\alpha_j \beta_{1j}} & \rho_{\alpha_j \beta_{2j}} & \rho_{\alpha_j \beta_{3j}} & \rho_{\alpha_j \beta_{4j}} & \rho_{\alpha_j \beta_{5j}} \\ \rho_{\beta_{1j} \alpha_j} & \sigma_{\beta_{1j}}^2 & \rho_{\beta_{1j} \beta_{2j}} & \rho_{\beta_{1j} \beta_{3j}} & \rho_{\beta_{1j} \beta_{4j}} & \rho_{\beta_{1j} \beta_{5j}} \\ \rho_{\beta_{2j} \alpha_j} & \rho_{\beta_{2j} \beta_{1j}} & \sigma_{\beta_{2j}}^2 & \rho_{\beta_{2j} \beta_{3j}} & \rho_{\beta_{2j} \beta_{4j}} & \rho_{\beta_{2j} \beta_{5j}} \\ \rho_{\beta_{3j} \alpha_j} & \rho_{\beta_{3j} \beta_{1j}} & \rho_{\beta_{3j} \beta_{2j}} & \sigma_{\beta_{3j}}^2 & \rho_{\beta_{3j} \beta_{4j}} & \rho_{\beta_{3j} \beta_{5j}} \\ \rho_{\beta_{4j} \alpha_j} & \rho_{\beta_{4j} \beta_{1j}} & \rho_{\beta_{4j} \beta_{2j}} & \rho_{\beta_{4j} \beta_{3j}} & \sigma_{\beta_{4j}}^2 & \rho_{\beta_{4j} \beta_{5j}} \\ \rho_{\beta_{5j} \alpha_j} & \rho_{\beta_{5j} \beta_{1j}} & \rho_{\beta_{5j} \beta_{2j}} & \rho_{\beta_{5j} \beta_{3j}} & \rho_{\beta_{5j} \beta_{4j}} & \sigma_{\beta_{5j}}^2 \end{pmatrix} \right),$$

, para UF $j = 1, \dots, 27$

(8)

onde $\log()$ é a função que transforma os dados com o logaritmo neperiano.

5.5 Artigo 2

Título: Crise, austeridade fiscal e mortalidade na infância: fatores associados, tendências e distribuições por unidades subnacionais brasileiras de 2004 a 2017.

Este artigo está em fase de conclusão, preparo e revisão, com formatação aproximada daquelas exigidas por periódicos nacionais de Saúde Pública ou Saúde Coletiva.

Crise, austeridade fiscal e mortalidade na infância: fatores associados, tendências e distribuições por unidades subnacionais brasileiras de 2004 a 2017

Marcelo Rubens dos Santos do Amaral^{1,2}, Antonio Carlos Monteiro Ponce de Leon¹

¹ Instituto de Medicina Social Hésio Cordeiro, Universidade do Estado do Rio de Janeiro;

² Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística;

Resumo

Este estudo visa analisar, com abrangência nacional, fatores associados à mortalidade na infância, tendências e a distribuição a partir de um painel de 830 municípios com estatísticas vitais adequadas e mais de 25.000 habitantes e outro painel complementar com os demais municípios agregados por Unidades da Federação (UFs) nos anos de 2004 a 2017. Foram utilizados dados de estatísticas vitais das duas grandes fontes: de sistemas de informações em saúde do Ministério da Saúde; e de estatísticas do registro civil do IBGE. Os fatores associados em investigação envolvem a hipótese de efeitos da crise e das medidas de austeridade sobre o desfecho de mortalidade na infância, calculada pelo método direto. Utilizou-se indicadores do Programa Bolsa Família (PBF) e da Estratégia Saúde da Família (ESF) como exposições representantes *proxy* da austeridade. Este é um estudo exploratório e/ou etiológico do tipo ecológico de delineamento misto porque inclui grupos múltiplos. Em apoio às segmentações utilizadas, construiu-se uma relação atualizada dos municípios com estatísticas vitais consideradas adequadas pela aplicação de critérios estatísticos validados. A análise estatística se divide em duas abordagens de um mesmo tipo de modelagem multinível: uma versão múltipla do tipo log-log para estimar as associações das variáveis de exposição

com o desfecho; e outra versão com o artifício de *splines* cúbicas para estimação de tendências do desfecho. Os achados deste estudo apontam para os impactos negativos da austeridade em vigor sobre as variáveis de exposição manifestados em inflexões de tendências do PBF e ESF, com reflexos negativos apontados pelos modelos estatísticos sobre o nível das taxas de mortalidade na infância das unidades analisadas. Aponta-se que, prosseguindo na rota austera estabelecida pela emenda do teto dos gastos, o Brasil poderá continuar caminhando em sentido oposto ao estabelecido pela meta 3.2 dos ODS, podendo não ter êxito no seu alcance em 2030.

Palavras-chave: Mortalidade na infância. Austeridade. Desenvolvimento sustentável

Introdução

Desfecho de mortalidade é o mais extremo e de antigo de interesse na epidemiologia. O foco deste artigo repousa sobre a mortalidade no grupo etário da infância, definido como de crianças menores de 5 anos, por ser considerado dentre os mais sensíveis e vulneráveis às condições econômicas e sociais desfavoráveis. Dentre esses, incluem-se as condições ambientais, fatores demográficos, condições socioeconômicas, o estado nutricional e os fatores relacionados à própria assistência, os quais contribuíram na transição epidemiológica e conseqüentemente no perfil das principais causas, bem como na evitabilidade das mesmas^{1 2 3}.

Este foco está conectado com as metas da agenda planetária, expressa através dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio – ODM e dos Objetivos de Desenvolvimento Sustentável – ODS, estabelecidos e pactuados pelos países membros da ONU, dos quais o Brasil foi signatário, respectivamente nos anos de 2000 e 2015. O ODM 4 versa sobre “reduzir a mortalidade infantil” e o ODS 3 sobre “saúde e bem-estar”, onde em seu item 3.2 tem-se: "Até 2030, acabar com as mortes evitáveis de recém-nascidos e crianças menores de 5 anos, com todos os países objetivando reduzir a mortalidade neonatal para pelo menos 12 por 1.000 nascidos vivos e a mortalidade de crianças menores de 5 anos para pelo menos 25 por 1.000 nascidos vivos"⁴.

No que tange à meta 4 do ODM, à frente de muitos países, o Brasil já alcançou a meta de redução da mortalidade na infância. A taxa passou de 53,7 em 1990 para 17,7 óbitos por mil nascidos vivos em 2011⁵. O relatório do Grupo Técnico para o acompanhamento dos ODM, no contexto do final do ciclo de prosperidade pelo qual passava o país, apontava que tudo indicava que os níveis continuariam a cair (p.66)⁵.

Entretanto, algumas estatísticas oficiais já apontam efeitos no sentido de piora nas condições de sobrevivência dos estratos mais pobres e mais suscetíveis às condições

econômicas e de saúde adversas na população brasileira. Constatase que o índice de Gini do rendimento médio mensal real domiciliar per capita vem evoluindo numa trajetória com aumentos anuais consecutivos desde o ano de 2016, interrompendo uma série de reduções desde o início da série histórica, que tem como fonte a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua desde o ano de 2012⁶.

A análise da evolução ano a ano do índice de Gini revela que a trajetória de queda anual das desigualdades de renda ocorrida até o ano de 2015 foi revertida para uma nova tendência de recrudescimento das desigualdades a partir de 2015. Constatase também a diminuição da proporção de domicílios atendidos pelo Bolsa Família, o menor da série, 13,7% em 2018, contra 15,9% em 2012⁶.

Outra inversão de trajetória importante, que aponta possibilidades no sentido contrário ao das expectativas apontadas pelo relatório do Grupo Técnico para o acompanhamento dos ODM de 2014, foi o crescimento da insegurança alimentar apontado pela Pesquisa de Orçamentos Familiares de 2018⁷, estando presente em 36,7% dos domicílios brasileiros neste ano, após uma trajetória de queda de 2004 a 2013, quando esteve no patamar mais baixo de 22,6% dos domicílios. Esta proporção atingiu os alarmantes 55,2% dos domicílios em 2020 em novo inquérito nacional⁸, mas desta vez também já sob o impacto da pandemia de COVID-19.

O Brasil vem experimentando um cenário de crises fiscal e política desde o ano de 2014. Este ano foi marcado pelo fim de uma sequência de superávits nominais iniciados em 2003 e pelo início de sucessivos déficits que vêm impactando os resultados econômicos e sociais e que se materializaram na austera amarra fiscal gravada no texto constitucional com a aprovação da Emenda Constitucional nº 95⁹ pelo Congresso Nacional no final de 2016, conhecida como emenda do teto dos gastos. Essa regra constitucional limita compulsoriamente as despesas com saúde e com demais políticas sociais para todos os entes federativos, aos valores reais praticados no ano de 2016, independentemente da evolução das demandas da sociedade no período, tais como as decorrentes das expectativas quanto à evolução de seu perfil demográfico e das demandas epidemiológicas.

Stuckler e Basu¹⁰, em seu livro, incluem uma coleção de evidências razoáveis para os tipos de impactos na saúde decorrentes de políticas de austeridade observadas em várias experiências internacionais, sobretudo europeias. Merecem registro alguns dos trabalhos científicos que incluem em suas autorias ao menos um desses autores e que indicam evidências de efeitos de crises econômicas e da adoção de políticas austeridade sobre desfechos de saúde e com alguma possibilidade de associação com a mortalidade na infância.

São eles os trabalhos de Legido-Quigley *et al*¹¹, Stuckler *et al*^{12 13}, Loopstra *et al*¹⁴ e Karanikolos *et al*¹⁵.

Estudos na literatura científica nacional já apontam que medidas de austeridade fiscal comprometem metas de controle de doenças não transmissíveis no Brasil¹⁶, e estudo de caso no município de Cuité - PB também evidencia o desmonte de iniciativas governamentais para a segurança alimentar e nutricional¹⁷.

A respeito das preocupações com o desmonte das iniciativas no plano federal, parece sintomático que uma das iniciativas do governo brasileiro no combate à Insegurança Alimentar (IA) e celebradas em relatório da FAO (p.6-7)¹⁸ tenha perdido efeito em medida provisória do primeiro dia de mandato do governo atual, por não constar da nova estrutura ministerial¹⁹. A iniciativa, atualmente extinta, foi a (re)criação do Conselho de Segurança Alimentar e Nutricional - CONSEA, criado por lei em 1993 e alçado por lei de 2006 à condição de órgão consultivo integrante do Sistema Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional, porém o CONSEA ficou sem poderes e autonomia a partir de janeiro de 2019.

O Brasil também apresentou resultados expressivos no primeiro dos ODM, "erradicar a extrema pobreza e a fome", como revelou o Relatório de IA no Mundo de 2014²⁰ ao atestar que o Brasil saiu do mapa da fome por ter reduzido de forma muito expressiva a fome, a desnutrição e subalimentação nos últimos anos. Da mesma forma que este resultado pode ter contribuído para o alcance antecipado da meta dos ODM de redução para a mortalidade na infância, o recente aumento da IA no país, pós-2013 pode estar contribuindo, por hipótese e com algum retardo no tempo, para a reversão das expectativas de alcance da meta 3.2 dos ODS.

Trabalhos recentes com abrangência nacional vêm atestando a trajetória com tendências de reduções da mortalidade na infância no país^{21 2 22 1}, alguns destes^{22 1} já evidenciam a desaceleração da trajetória de queda, nos anos mais recentes. Em que pese levando em consideração determinantes socioeconômicos em suas análises, nenhuma conjectura de associação desta desaceleração com a crise e a política de austeridade foi atribuída neste primeiro grupo de artigos analisados.

Em trabalho que se fundamenta em conjecturas análogas à deste artigo, Rasella *et al*²³, no tocante aos efeitos da crise e da política de austeridade sobre a morbimortalidade na infância, em finalidade diversa da aqui estabelecida, utilizou-se de parâmetros de efeitos fixos ajustados de um modelo sobre variáveis de uma base de dados de 2004 a 2009. A finalidade foi avaliar impactos sobre desfechos de mortalidade e hospitalização de crianças abaixo de 5 anos decorrentes de diferentes conjecturas de cenários de crise e austeridade de variáveis do modelo para um painel de 5.507 municípios no horizonte de 2017 a 2030. O tipo de estudo

denominado de microssimulação permitiu a partir de modelos projetar mortes e hospitalizações evitáveis nas hipóteses de ausência de medidas austeras.

O estudo aponta que montantes de 19.732 mortes infantis por diarreia, desnutrição e doenças respiratórias, assim como 123.549 hospitalizações pelas mesmas causas, seriam evitadas no ano de 2030 sem um dos cenários austeros mais prováveis concernentes a políticas públicas federais como o Programa Bolsa Família (PBF) e a Estratégia de Saúde da Família (ESF).

No lugar de um olhar futuro sobre o tema, ancorado em evidências passadas, neste artigo trabalhamos sobre evidências pretéritas do efeito da atual política austera apenas sobre o desfecho de mortalidade geral na infância. Defronta-se aqui com um cenário que poderia também ser chamado de experimento natural, conforme indicado também para o nosso caso por autor brasileiro que abordou a temática²⁴, em resenha do livro de Stuckler e Basu¹⁰, onde foram avaliadas várias situações internacionais análogas à nossa.

Este artigo analisa, com apoio de modelos de efeitos mistos, fatores associados à mortalidade na infância, tendências e a distribuição de um painel de 830 municípios com estatísticas vitais adequadas e mais de 25.000 habitantes e outro painel complementar para a abrangência nacional com os demais municípios agregados por Unidades da Federação (UFs) nos anos de 2004 a 2017. Foram utilizados dados de estatísticas vitais das duas grandes fontes: de sistemas de informações em saúde do Ministério da Saúde; e de estatísticas do registro civil do IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

Os fatores associados em investigação envolvem a hipótese de efeitos da crise e das medidas de austeridade sobre o desfecho de mortalidade na infância, e o período escolhido exclui possíveis efeitos de confundimento com a emergência da pandemia da COVID-19 iniciada no país em 2020. Utilizou-se dados do PBF e da ESF como representantes dos determinantes da política de austeridade.

Materiais e métodos

Este é um estudo exploratório e/ou etiológico do tipo ecológico de delineamento misto porque inclui grupos múltiplos. Trata-se de uma análise em nível completamente ecológica, porque tanto as exposições quanto o desfecho são medidas ecológicas, onde as unidades de análise são os dados anuais das variáveis nos municípios ou agregados por UF de municípios.

O desenho é de delineamento do tipo de estudo exploratório de tendência temporal em cada um dos períodos de análise onde se pressupõe fixa ou de baixo impacto a exposição ao tipo de política de austeridade. Contudo, tem subjacente implicitamente um delineamento do

tipo de estudo etiológico de tendência temporal, quando na análise se considera que cada ano de medida do desfecho implica num nível diferente de exposição das populações em risco em termos de políticas de austeridade, ou que as populações em risco estarão expostas a diferentes graus de exposição quanto às políticas de austeridade implementadas em cada período de tempo diferente em comparação.

Os locais e períodos referentes aos dados de mortalidade na infância incluem respectivamente a abrangência nacional, com todos os municípios inclusos, e os dados anuais de cada um dos anos de 2002 a 2019. As opções pela abrangência nacional, por unidades de análise menores possíveis e por um período envolvendo 17 anos de dados, implicaram em desafios metodológicos que parecem melhor solucionados com a escolha de abordagem de modelagem estatística de efeitos mistos. Isto porque as disparidades demográficas, espaciais e socioeconômicas brasileiras, dentre outras, são amplas, amplitude que também se aplica às dinâmicas temporais envolvidas no período abrangido.

Outro componente importante de decisão a respeito dos métodos repousa sobre a escolha do indicador de mortalidade, o desfecho de interesse, e a opção adotada foi pela taxa de mortalidade na infância, definido como o número de óbitos de menores de cinco anos de idade, por 1.000 nascidos vivos, na população residente em determinado espaço geográfico no ano considerado. O indicador 3.2.1 do Brasil para aferição de uma das dimensões da meta 3.2 dos ODS considera o fator de correção produzido pelo projeto de Busca Ativa²⁵ para correção das taxas de mortalidade na infância produzidas por UFs²⁶.

Abriu-se mão deste refinamento de correção para a taxa de mortalidade na infância porque não se tem aqui o objetivo específico de avaliar as possibilidades de alcance da meta 3.2 dos ODS, entretanto os resultados encontrados aqui, com refinamentos na unidade geográfica, podem servir de bússola, com conjecturas a este fim, a partir dos fatores associados, das distribuições e da análise das tendências pretendidas.

A fórmula utilizada para determinar a taxa de mortalidade na infância é a seguinte, conhecida como método direto:

$$\frac{\text{óbitos com até cinco anos de idade dentre nascidos vivos de mães residentes num ano}}{\text{nascidos vivos de mães residentes num ano}} \times 1.000$$

Ela mede o risco de morte de uma coorte de acompanhamento por cinco anos dos nascidos vivos de um determinado ano. O ano de representação da coorte é o segundo dos dois anos centrais da coorte. Assim, a taxa de mortalidade na infância do ano de 2004 considera a coorte de nascidos vivos em 2001, com seguimento nos anos de 2001 a 2006, enumerando aqueles

que vieram a óbito antes de completar 5 anos. Isto implica, no numerador, no total de registros, dentre os nascidos em 2001, que vieram a óbito entre os anos de 2001 e 2006 (dados provenientes do Sistema de Informações de Mortalidade - SIM) e no denominador, na contagem de registros de nascimentos de 2001 (obtidos do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos - SINASC). Portanto, o período de análise do estudo de 2004 a 2017 abrange informações do SIM de 2001 a 2019 e do SINASC de 2001 a 2014. A não inclusão de informações do SIM do ano de 2020 evita captar efeitos da pandemia de COVID-19 nas análises.

Sergio & de Leon²¹ captaram tendências de reduções de um tipo mais específico de mortalidade na infância do que aquela que se propõe analisar neste artigo, com padrões de redução diferentes entre 1990 e 1995 e de 1995 até o ano de 2000. A meta era atualizar a análise de tendências daquele tipo de estudo considerando dois novos períodos complementares: de 2001 a 2014 e de 2015 a 2019, entretanto a disponibilidade de dados do PBF tem início apenas em 2004, por isso foi encurtado o período de análise deste estudo.

A forma de cálculo do desfecho escolhida aqui e as fontes dos dados oriundas do SIM e do SINASC demandam cautela quanto à qualidade das estatísticas vitais decorrentes, tendo em vista a cobertura incompleta dos sistemas de informações em saúde do Ministério da Saúde. Para enfrentar este fato, no lugar de uma abordagem análoga à de correções com base no projeto de Busca Ativa, decidiu-se construir uma relação atualizada dos municípios que têm suas estatísticas vitais consideradas adequadas por intermédio de aplicação, com pequenas adaptações, do método que utiliza critérios estatísticos publicados por Andrade e Szwarcwald²⁷. Este método se fundamenta numa lista de cinco indicadores usados para estabelecer os critérios de adequação das informações vitais dos municípios, os quais se agrupam em três dimensões: mortalidade, natalidade e indefinição da causa básica de morte.

Em que pese ser uma abordagem intermediária do método para a análise escolhida, apresentamos também na seção de resultados os mapas de adequação das estatísticas vitais dos municípios brasileiros utilizados aqui, porque eles se ancoraram em uma janela de tempo de 2010 a 2012 para as classificações, que é mais atual do que aquela de 2000 a 2002 utilizada por Andrade e Szwarcwald²⁷.

A abrangência nacional é conseguida por intermédio da segmentação das unidades de análise com base na adequação das estatísticas vitais e no tamanho das populações dos municípios. Num primeiro grupo de unidades, analisou-se os dados dos municípios com mais de 25.000 habitantes e estatísticas vitais adequadas. Para os demais municípios a análise considerou seus dados agregados por UF. Esta decisão decorreu da grande quantidade de municípios com populações pequenas e com dados instáveis devido às reduções recentes das

taxas de fecundidade e de mortalidade na infância, o que gera consequências indesejadas nas distribuições subjacentes dos modelos estatísticos utilizados na análise.

Variáveis de exposição

Utilizou-se dados obtidos no âmbito da SAGI - Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação para construção de um indicador de cobertura do PBF que consistiu na média anual de famílias atendidas informadas mês a mês, multiplicada por quatro (estimativa do tamanho das famílias) e o resultado dividido pela população do município, ou seja, uma estimativa da proporção de pessoas atendidas pelo PBF no ano. Esta variável de cobertura representa uma mensuração da política pública, ou seja, quando em retração, significa cortes orçamentários austeros.

Foram usados também dados coletados no âmbito do SAPS - Secretaria de Atenção Primária à Saúde por intermédio do SIAB - Sistema de Informação da Atenção Básica para obtenção de um indicador de cobertura de população atendida por equipes da ESF. Este indicador consiste na estimativa da proporção da população acompanhada pelas equipes da ESF, calculado pela razão entre a média anual da estimativa da população acompanhada pelas equipes da ESF informadas mês a mês e o tamanho da população.

Essas duas variáveis de cobertura dessas duas políticas públicas são conhecidas pelos seus efeitos favoráveis de redução da morbimortalidade na infância^{28 23}. O PBF é um programa de transferência condicional de renda às famílias com condicionalidades que incidem favoravelmente sobre a saúde materno-infantil, tais como exigência de acompanhamento pré-natal de grávidas, pós-natal de nutrizes e de vacinação de menores de 7 anos nas famílias beneficiárias. A ESF está no primeiro nível de atenção no Sistema Único de Saúde (SUS) e é considerada uma estratégia primordial para a organização e o fortalecimento da atenção básica²⁹.

Métodos estatísticos

Quanto aos dados de mortalidade na infância, com a finalidade de maior flexibilidade nas análises diretamente com os microdados, uma base de dados completa, abrangendo o período de 1996 a 2019, foi baixada pela internet do Departamento de Informática do SUS (DATASUS) por intermédio do pacote do R denominado microdatasus³⁰. A ampliação e o aprimoramento da coleta e análise de dados dos sistemas de informação de base nacional são administrados pela Secretaria de Vigilância em Saúde, em conjunto com as Secretarias

Estaduais e Municipais de Saúde. Vários procedimentos gerais de checagem, de pré-processamento, "limpeza" e de conferência dos dados foram realizados por segurança.

Os municípios novos surgidos no período tiveram suas unidades territoriais e dados agregados junto aos municípios de origem de seus territórios, gerando novas unidades de análise comparáveis no tempo, mas descoladas de suas divisões político-administrativas. Isto aconteceu com 25 municípios ao todo, que ficaram agregados em 8 pseudomunicípios. A situação mais complexa e emblemática ficou por conta de 5 municípios que surgiram de desmembramentos sucessivos no entorno do município de Costa Rica, no estado do Mato Grosso do Sul, no período estudado. Procedendo assim, não tivemos unidades de análise com dados ausentes no banco de dados, resultando em um banco de trabalho com 5.557 unidades, dentre as quais 5.549 municípios e 8 pseudomunicípios (agregados).

A análise estatística elaborada para cada um dos dois agrupamentos de municípios também se divide em duas abordagens alternativas de um mesmo tipo de modelagem multinível, um para cada grupo: uma versão múltipla do tipo log-log para estimar as elasticidades das variáveis de exposição (PBF e ESF) para a incidência de mortalidade na infância; e outra versão com o artifício de *splines* cúbicas para estimação de tendências da mortalidade na infância de cada um dos dois agrupamentos de municípios. Ambas usando o tamanho da população dos municípios como peso na estimação via função *lmer()* do pacote *lme4*³¹, também no R.

Para o primeiro agrupamento da análise, dentro de um grupo de 3.061 municípios com estatísticas vitais adequadas foram selecionados todos os 830 municípios com mais de 25.000 habitantes: 42 da região Norte, 254 da região Nordeste, 325 da região Sudeste, 150 da região Sul e 59 da região Centro-Oeste. A população considerada foi a do censo realizado em 2010 pelo IBGE. A soma das populações desses municípios equivalia a 45,63% do país.

O segundo agrupamento de 4.727 municípios inclui todos os demais municípios de populações inferiores a 25.000 ou com estatísticas vitais inadequadas excluídos do primeiro grupo, cobrindo os 54,37% restantes pela população de 2010. Seus dados são agregados em unidades de análise agrupadas por UF, tendo em vista uma melhor adequação da distribuição das estatísticas às premissas dos modelos.

Transformações de Box-Cox³² foram implementadas nas variáveis para adequação da premissa de distribuição normal dos desfechos (taxas de mortalidade na infância). Para tanto, foram utilizadas as funções automáticas *powerTransform()*, *bcPower()* e *bcnPowerInverse()* do pacote *car*³³ da plataforma R³⁴. Transformações automáticas de Box-Cox foram utilizadas nos modelos de tendências e a transformação logarítmica de base neperiana (caso particular da transformação de Box-Cox) para a modelagem com variáveis dependentes e explicativas

de exposição. Para evitar problemas numéricos, quando dos cálculos dos logaritmos, foi acrescentado o valor 0,001 às observações com taxa de óbitos iguais a zero.

Nos modelos log-log, onde variáveis dependentes e explicativas recebem a transformação logarítmica, elasticidade é o tamanho do impacto que a alteração em uma variável exerce sobre outra variável. Em sentido genérico, é a alteração percentual de uma variável, dada a alteração percentual em outra, *ceteris paribus*. Assim, elasticidade é sinônimo de sensibilidade, resposta, reação de uma variável, em face de mudanças em outras variáveis³⁵, e consiste diretamente dos coeficientes ajustados dos modelos log-log.

Todos os procedimentos de modelagem estatística e de análise dos dados foram realizados no programa R. Para o ajuste dos modelos de tendência, a estratégia de análise foi a mesma implementada em Sergio e de Leon²¹, e se dividiu em quatro etapas. Na primeira, os dados foram analisados segundo o modelo “vazio”, ou seja, sem variáveis explicativas, apenas com o efeito fixo do intercepto (grande média) e seus efeitos aleatórios nos dois níveis da hierarquia dos dados. Como resultado do ajuste desse modelo obtém-se uma estimativa do Coeficiente de Correlação Intraclasse (CCI), que mede a proporção da variância total devida a diferenças nas taxas de mortalidade na infância entre os municípios.

A seguir, analisou-se o comportamento das taxas de mortalidade no tempo. As tendências temporais foram descritas por uma função “*spline*” paramétrica. Esta função é apropriada para modelar medidas longitudinais^{36 37}. No processo de modelagem, são implantados “nós” que dividem o período estudado em intervalos. A seguir, polinômios são ajustados por intervalos e interligados nos nós. O número de nós e o grau do polinômio são escolhidos de forma a proporcionar uma suavização adequada dos padrões observados nos dados. Para maiores detalhes sobre *splines* paramétricas ver Snijders & Bosker³⁸.

No presente estudo, optou-se por um único nó na linha de base (2013,5) e uma “*spline*” cúbica, que consiste de um termo linear, um quadrático e dois polinômios do terceiro grau, um de cada lado do nó. Desta forma as curvas de cada lado do nó diferem ligeiramente nas suas especificações, o que permite que se modele as tendências temporais das taxas de mortalidade na infância para diferentes unidades agregadas em dois períodos de tempo.

Após estimar os coeficientes fixos dos termos da *spline*, foi avaliada a significância estatística de cada coeficiente aleatório. A inclusão ou não de um coeficiente aleatório foi decidida em função do resultado de um teste da razão de verossimilhança, descrito abaixo.

Na terceira etapa, as variáveis indicadoras das regiões do país foram introduzidas no modelo para explicar a variabilidade do intercepto, que neste caso é o valor previsto da variável dependente na linha de base (2013,5). Por último, foi realizada uma análise de interação como tentativa de explicar a variabilidade entre os padrões longitudinais das taxas

de mortalidade dos municípios. Em cada passo a significância estatística das interações de um termo da *spline* com as variáveis indicadoras das regiões foi avaliada.

A significância estatística da inclusão de coeficientes fixos ou aleatórios no modelo foi acompanhada de um procedimento estatístico padrão. No caso de coeficientes aleatórios, o teste da razão de verossimilhança foi aplicado (vide^{39 40}). Este procedimento utiliza o valor de menos duas vezes o log da função de máxima verossimilhança do modelo ajustado, aqui denotado por $-2l$ ⁴¹. Mais especificamente, a estatística do teste é a diferença entre os valores de $2l$ dos modelos encaixados sob escrutínio. A magnitude desta diferença deve ser comparada a valores críticos da distribuição qui-quadrada, cujo número de graus de liberdade é igual ao número de parâmetros do modelo mais geral que não são estimados no modelo reduzido. Valores grandes dessa diferença apontam para a significância dos efeitos aleatórios. A significância de cada efeito (coeficiente) fixo foi avaliada por estatísticas do teste da razão t ou pelo Teste de Wald.

A seleção dos modelos finais foi realizada manualmente seguindo a abordagem análoga à conhecida como *stepwise backward*⁴², amparada em níveis de significâncias inferiores a 10%, sejam dos coeficientes estimados ou dos testes de razão de verossimilhança. Outro critério utilizado em conjunto para a escolha entre modelos alternativos ao longo do processo foi o critério de informação de Akaike, que é uma medida de qualidade relativa de modelos estatísticos para um determinado conjunto de dados⁴³.

Resultados

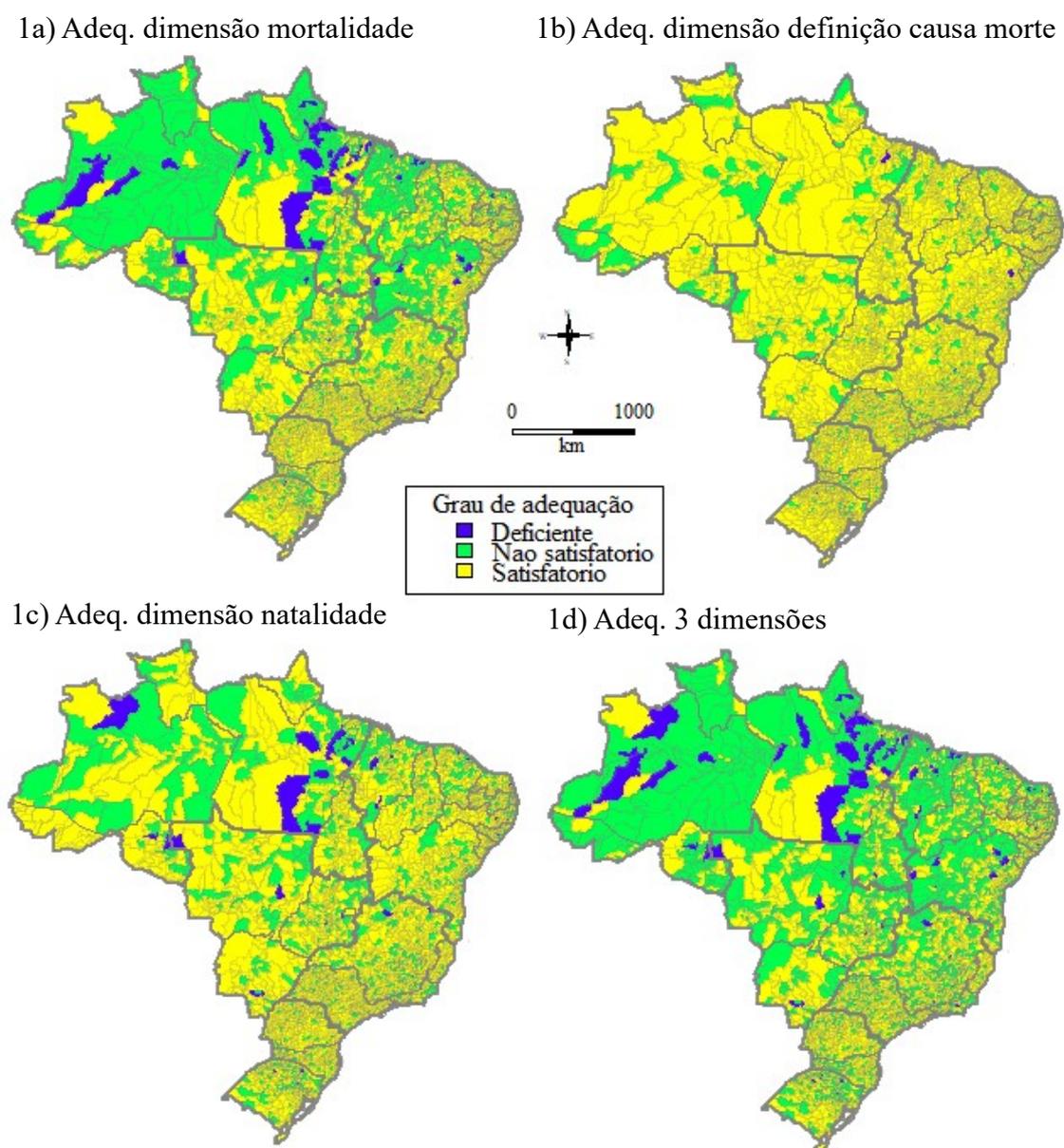
A Figura 1 foi composta com o apoio de um ecossistema de ferramentas de visualizações espaciais da plataforma R³⁴, que gravitam em torno dos pacotes *maptools*⁴⁴ e *sp*⁴⁵. A base de geometrias dos municípios é a de 2010, integrada pela junção das malhas municipais das UFs obtidas na página eletrônica do IBGE e foi transformada para incluir 8 pseudomunicípios integrados pelas geometrias de municípios que foram criados no período do estudo, além dos demais 5.549 municípios.

Ela apresenta quatro cartogramas com distribuições espaciais dos municípios, um para cada uma das três dimensões de avaliação da adequação das estatísticas vitais e outro considerando-se as três dimensões em conjunto, na Figura 1d, de acordo com os critérios estatísticos publicados por Andrade e Szwarcwald²⁷. A Figura 1a é a síntese de dois indicadores: o Coeficiente Geral de Mortalidade (CGM) padronizado pela distribuição etária do estado do Rio Grande do Sul por ter tido a maior proporção de idosos em 2010, em substituição ao estado do Rio de Janeiro que detinha este status em 2000; e o Desvio Médio

Relativo (DMR) dos CGMs. A Figura 1b apresenta a distribuição das adequações segundo o critério de definição da causa básica de óbito dos registros, onde a rubricas do tipo “sintomas, sinais e achados anormais de exames clínicos e de laboratório não classificados em outra parte”, pelo CID10, representam a ausência de definição da causa do óbito. A Figura 1c é uma síntese entre o indicador de razão entre nascidos vivos informados e estimados e o DMR da taxa de natalidade.

Figura 1

Distribuição espacial dos municípios de acordo com a adequação das informações vitais por dimensão avaliada. Brasil, 2010-2012.



Destacam-se das distribuições e evoluções dos indicadores apresentados na Tabela 1:

- 1) a desaceleração da queda da taxa de mortalidade na infância antes e após 2014, exceto na região Sudeste, onde a queda nessas taxas antes de 2014 se converteu em crescimento entre 2014 e 2017;
- 2) a inversão generalizada de tendências na evolução da cobertura do PBF antes e após 2014, mudando de crescimento acelerado a taxas em torno de 10% a.a. para decréscimo a taxas em torno de 1% a.a.;
- 3) a desaceleração generalizada do crescimento de cobertura das equipes da ESF, passando a crescer a velocidades quase 5 vezes mais lentas após 2014.

Tabela 1
Distribuição das taxas de mortalidade na infância e das coberturas do PBF e ESF por estratos de grupos de municípios, grandes regiões, anos selecionados e variações temporais.

Variável Estrato de municípios macrorregião	Ano					Variação média anual	
	2004	2014	2015	2016	2017	2014 / 2004	2017 / 2014
Taxa de mortalidade na infância	21,0	14,2	13,8	14,4	13,8	-3,9	-0,3
Mun. estat. vitais adeq. e pop>25.000	20,6	13,8	13,3	14,1	13,5	-4,0	-0,3
Região norte	24,8	18,0	16,5	17,8	17,6	-3,2	-0,3
Região nordeste	25,6	15,6	15,2	15,7	14,9	-4,8	-0,6
Região sudeste	18,0	12,8	12,4	13,5	12,9	-3,4	0,1
Região sul	18,1	11,8	10,9	11,9	11,6	-4,1	-0,3
Região centro-oeste	17,5	13,3	13,3	13,9	13,0	-2,7	-0,4
Mun. estat. vitais inadeq. ou pop<25.000	21,3	14,5	14,2	14,6	14,1	-3,8	-0,4
Região norte	23,4	17,9	17,4	18,1	17,5	-2,6	-0,3
Região nordeste	26,0	16,4	16,1	16,4	15,6	-4,5	-0,8
Região sudeste	18,3	12,7	12,4	12,8	12,7	-3,6	0,0
Região sul	17,6	11,4	10,9	11,5	11,1	-4,3	-0,3
Região centro-oeste	19,2	14,4	14,4	15,3	13,8	-2,8	-0,7
Cobertura do Programa Bolsa Família	10,0	27,6	27,1	26,8	25,9	10,7	-0,9
Mun. estat. vitais adeq. e pop>25.000	8,0	22,8	22,2	21,8	20,7	11,0	-1,4
Região norte	8,0	32,9	32,6	33,4	31,8	15,2	-0,5
Região nordeste	16,0	39,9	39,0	38,4	36,8	9,6	-1,2
Região sudeste	4,3	15,7	15,4	15,1	14,4	13,8	-1,3
Região sul	6,2	13,0	12,4	11,9	10,8	7,6	-2,6
Região centro-oeste	5,6	16,8	15,9	15,0	13,5	11,6	-3,1
Mun. estat. vitais inadeq. ou pop<25.000	11,7	31,7	31,1	31,0	30,2	10,5	-0,7
Região norte	10,9	40,9	39,9	40,3	39,7	14,2	-0,4
Região nordeste	23,2	58,5	57,3	57,1	56,3	9,7	-0,5
Região sudeste	6,6	17,5	17,7	17,8	17,4	10,2	-0,1
Região sul	6,9	14,4	13,6	12,8	11,6	7,5	-3,0
Região centro-oeste	5,1	22,5	21,4	20,5	19,5	15,9	-2,0
Cobertura das equipes de saúde da família	38,1	59,8	62,5	63,9	64,6	4,6	1,1
Mun. estat. vitais adeq. e pop>25.000	29,3	50,9	53,8	55,7	56,8	5,7	1,6
Região norte	31,0	53,4	55,6	57,5	57,3	5,6	1,0
Região nordeste	44,9	64,8	65,9	66,9	67,6	3,7	0,6
Região sudeste	19,9	42,2	45,7	48,3	49,9	7,8	2,4
Região sul	27,3	51,1	56,7	59,3	60,2	6,5	2,3
Região centro-oeste	35,3	52,8	54,4	54,3	54,9	4,1	0,5
Mun. estat. vitais inadeq. ou pop<25.000	45,5	67,4	69,9	70,8	71,2	4,0	0,8
Região norte	34,2	59,2	64,0	65,2	65,6	5,6	1,5
Região nordeste	61,9	88,9	90,1	90,4	90,9	3,7	0,3
Região sudeste	36,6	54,7	57,2	58,4	58,2	4,1	0,9
Região sul	45,1	67,0	70,6	71,9	72,8	4,0	1,2
Região centro-oeste	46,2	63,1	64,8	65,9	67,5	3,2	1,0

Fonte: Autores, a partir dos microdados da PNAD, PNADC, POF e SAGI/Ministério da Cidadania, acessível em <https://aplicacoes.mds.gov.br/sagi/vis/data3/data-explorer.php> (acesso em 06/04/2022).

O padrão genérico de forma funcional do modelo ajustado aos dados de mortalidade na infância por causas diarreicas dos 122 municípios do estudo de Sergio e de Leon²¹ no período de 1990 a 2000, exibido na Tabela 2, é semelhante ao padrão geral do modelo ajustado aos dados de mortalidade na infância geral dos 830 municípios com estatísticas vitais

adequadas e populações acima de 25.000 deste estudo. Esta semelhança não se repete quanto às magnitudes e sentidos dos parâmetros das tendências de mortalidade na infância estimados em ambos, o que sugere padrões diferenciados nas tendências dos dois períodos. Por outro lado, os padrões dos modelos ajustados aos estratos agregados por UFs dos demais municípios são radicalmente diferentes. Essas constatações sugerem diferenças entre as tendências dos diferentes estratos, seja pelo conjunto dos municípios ou devido às diferenças na amplitude geográfica dos agregados.

Não é recomendável a interpretação direta da magnitude dos coeficientes destes modelos da Tabela 2 porque os dados das variáveis de desfecho receberam transformação de Box-Cox na escala. Um modelo polinomial como o de *splines* cúbicos deste caso são bons para o ajuste de tendências para o ajuste e a descrição do histórico dos dados, mas não têm compromisso com a performance preditiva.

A melhor informação a ser extraída dos coeficientes deste tipo de estratégia de modelagem é a comparação dos coeficientes das componentes cúbicas, que quando diferentes indicam uma mudança na forma funcional de tendência da componente cúbica antes e após o ano escolhido como o nó, neste caso 2013,5. A este respeito, dentre os dois modelos deste estudo, o modelo ajustado aos dados municipais do estrato de 830 municípios é o único a indicar claramente uma mudança nas tendências antes e após 2013,5.

Tabela 2

Estimativas dos efeitos de tendência por *splines* cúbicas com nó entre 2013 e 2014 dos modelos de efeitos mistos/multiníveis de medidas repetidas das unidades de análise das taxas de mortalidade na infância no período analisado.

	Tendências e efeitos das regiões e interações – 1990-2000 – municípios pop > 150.000 exc.capitais (1)	Tendências e efeitos das regiões e interações – 2004-2017 – municípios c/ estat. vitais adeq. e pop > 25.000	Tendências e efeitos das regiões e interações – 2004-2017 – agreg. Ufs de mun. c/ estat. vitais inadeq. ou pop < 25.000
Efeitos Fixos – 1º Nível			
Constante	- 1,48578 (0,08763)*	4,273925 (0,015932)*	2,161 (0,3652)*
Linear	- 0,19032 (0,01736)*	-0,03239 (0,008895)*	-0,01317 (0,00202)*
Quadrático	- 0,05677 (0,01165)*	0,02341 (0,002899)*	-
Cúbico à Esquerda	- 0,00923 (0,00231)*	0,0017 (0,000238)*	-0,00004 (0,00001)*
Cúbico à Direita	0,00943 (0,00237)*	-0,004428 (0,001857)*	-
Efeitos Fixos – 2º Nível			
Norte	1,49077 (0,37454)*	0,918413 (0,044126)*	-
Nordeste	1,10088 (0,16109)*	0,56501 (0,02363)*	-
Sul	-0,09365 (0,15029)	-0,270029 (0,029802)*	-1,21 (0,7501)*
Centro-Oeste	0,27564 (0,29407)	0,132221 (0,034309)*	-
Interações Cruzadas			
Linear* Norte	- 0,03651 (0,04779)	-0,035665 (0,014398)*	-
Linear*Nordeste	0,06738 (0,02058)*	-0,06201 (0,007492)*	-0,00576 (0,0025)
Linear*Sul	0,02977 (0,01920)	-0,015101 (0,00915)	-
Linear*Centro-Oeste	0,09534 (0,03753)*	-	-
Efeitos Aleatórios – var(cov)			
Constante	0,51024 (0,07447)	0,0000001 (0,00000009)	3,41263 (0,00028)
Linear	0,01153 (0,00387)	0,00000824 (0,00000816)	0,00008 (0,00001)
Quadrático	0,00087 (0,00030)	0,00007151 (0,00003851)	-
Cúbico à esquerda	-	0,00000082 (0,0000005)	-
Cúbico à direita	0,00003 (0,00003)	0,00038619 (0,00025427)	-
(Constante, Linear)	- 0,01732 (0,00591)	0,00000085 (0,00000083)	-0,01252 (0,00003)
(Constante, Quadrático)	- 0,00753 (0,00211)	-0,00000206 (0,00000158)	-
(Constante, Cúbico à esquerda)	-	-0,0000001 (0,00000015)	-
(Constante, Cúbico à direita)	-	0,00000023 (0,00000024)	-
(Linear, Quadrático)	0,00244 (0,00096)	-0,00001401 (0,00001359)	-
(Linear, Cúbico à esquerda)	-	-0,00000166 (0,00000167)	-
(Linear, Cúbico à direita)	- 0,00058 (0,00033)	0,00000162 (0,00000216)	-
(Quadrático, Cúb. à esquerda)	-	-0,00000193 (0,00000124)	-
(Quadrático, Cúb. à direita)	- 0,00015 (0,00009)	-0,00000906 (0,00000672)	-
(Cúb. à esquerda, Cúb à direita)	-	0,00000025 (0,00000017)	-

(1) conforme publicado em Sergio e de Leon²¹

Fonte: Autores, a partir de dados das estatísticas vitais do DATASUS.

Nota: os valores entre parênteses são os erros padrões dos valores das estimativas informadas à esquerda.

A decisão de não misturar num mesmo modelo variáveis de exposição e modelos de tendência temporal com forma funcional paramétrica determinística, tal como é o caso das tendências modeladas por *splines*, decorre da intuição de que as tendências dos modelos para a variável de resposta podem, e devem ter, evoluções com tendências comuns às das variáveis de exposição, caso elas tenham nexos causal com os desfechos. Esta possibilidade mudaria de

forma artificial e indesejada as medidas de impacto e associação estimadas entre exposição e desfecho por modelos que fizessem essa mistura de variáveis independentes artificiais e reais.

Por outro lado, modelos de efeitos fixos contendo variáveis de exposição e desfecho com tendências temporais comuns poderiam estar sujeitos ao risco de associações espúrias, fato bem conhecido na literatura de econometria de séries temporais, e que é análogo à noção de viés de confundimento da literatura de epidemiologia, com as tendências comuns agindo como variáveis de confundimento.

Estes dilemas resultaram na opção pela modelagem e análise em separado de modelos para descrição de tendências sem incluir as exposições, como as da Tabela 2, e outra para a modelagem e análise das associações entre exposição e desfecho sem incluir modelo artificial de tendência, como as da Tabela 3.

Parece interessante destacar para os resultados apresentados na Tabela 3 que as variáveis de exposição nesta modelagem separada ocuparam espaços também estatisticamente significativos nos efeitos fixos e aleatórios dos modelos da Tabela 3, os quais antes eram ocupados pelas construções artificiais e maleáveis dos *splines* de tendência nos modelos da Tabela 2. Assim, não parece exagerado afirmar que, para além das medidas de associação indicadas na Tabela 3, as variáveis de exposição ocupam espaço relevante na explicação das tendências temporais do desfecho que foram observadas e modeladas na Tabela 2.

Os coeficientes desta Tabela 3 podem ser interpretados como elasticidades. Sendo assim, sob a hipótese de associação causal em um único sentido do tipo aumento de cobertura do PBF e da ESF implicando em diminuição das taxas de mortalidade na infância, então deveria se esperar apenas elasticidades negativas para estas variáveis. Entretanto, a premissa de sentido único da associação é muito restritiva na medida em que as variáveis de exposição são também variáveis de intervenção, ou seja, pode acontecer das decisões ou dinâmicas de aumentos das coberturas destas políticas estarem orientadas, ou de alguma forma associadas, às maiores incidências de mortalidade na infância, resultado em elasticidades de sinal positivo.

Outro aspecto importante na análise derivada dos coeficientes dos modelos repousa sobre a tempestividade do impacto implicado na política. Se este impacto na variável de resposta não se processa apenas de forma imediata, então torna-se necessária a introdução de mecanismos de dinâmica temporal nos modelos. Um destes mecanismos é a introdução de variáveis defasadas no tempo, tal como foi feito, em processo conhecido como modelo de defasagem distribuída, ao se introduzir variáveis de exposição defasadas no tempo. Usamos os sufixos "_lag1" e "_lag2" aos nomes das variáveis de exposição para indicar seus valores com retardos no tempo de 1 e 2 respectivamente. Desta forma, por exemplo, a variável de nome "cobertura_ESF_lag1" representa os valores da variável "cobertura_ESF" um ano antes.

Percebe-se pela Tabela 3 que, para o estrato dos municípios com estatísticas vitais adequadas e mais populosos, o PBF parece estar orientado para ampliação em áreas de maiores incidências de mortalidade na infância, mas que, com dois anos de demora dos aumentos, o impacto é na redução destas incidências. Extrai-se esta conclusão através do coeficiente da variável "cobertura_PBF_lag2" que tem o sinal negativo, de magnitude - 0,28779, o que implica na interpretação que a cada aumento de 1% na cobertura do PBF espera-se que dois anos depois a incidência de mortalidade na infância seja reduzida aproximadamente em 0,3%. Neste mesmo estrato de municípios, o impacto de 1% no aumento da cobertura das equipes do ESF implica na redução imediata em 0,02% na incidência de mortalidade na infância e praticamente a mesma redução um ano depois também.

Para as unidades agregadas por UF dos demais municípios, o que se observa pela Tabela 3 são impactos de reduções na incidência de mortalidade na infância tanto contemporâneos quanto com retardos de dois anos após aumentos de cobertura de ambas as políticas públicas.

Tabela 3

Estimativas das elasticidades cobertura PBF ou ESF das taxas de mortalidade na infância obtidas a partir dos modelos log-log de efeitos mistos/multiníveis de medidas repetidas das unidades de análise no período analisado.

	Efeitos do PBF, ESF e das regiões e interações – 2004-2017 – municípios c/ estat. vitais adeq. e pop > 25.000	Efeitos do PBF, ESF e das regiões e interações – 2004-2017 – agreg. Ufs de mun. c/ estat. vitais adeq. ou pop < 25.000
Efeitos Fixos – 1º Nível		
Constante	2,604667 (0,027172)	3,19296 (0,19345)
log(cobertura_PBF)	0,23684 (0,028968)	-0,38793 (0,09234)
log(cobertura_ESF)	-0,022645 (0,00749)	-0,86009 (0,19065)
log(cobertura_PBF_lag1)	0,105833 (0,036867)	-
log(cobertura_ESF_lag1)	-0,018521 (0,008129)	0,39785 (0,1527)
log(cobertura_PBF_lag2)	-0,288886 (0,017099)	-0,09209 (0,02969)
log(cobertura_ESF_lag2)	-	-0,27368 (0,18026)
Efeitos Fixos – 2º Nível		
Norte	0,343935 (0,033571)	0,50009 (0,10723)
Nordeste	0,280063 (0,023354)	0,50324 (0,10697)
Sul	-0,03563 (0,019702)	-0,93017 (0,1882)
Centro-Oeste	0,123052 (0,027236)	-
Efeitos Aleatórios – var(cov)		
Constante	0,07785 (0,04881)	0,7532 (0,0417)
log(cobertura_PBF) – v1	0,04576 (0,03843)	0,1448 (0,0316)
log(cobertura_ESF) – v2	0,00011 (0,00007)	0,5368 (0,1502)
log(cobertura_PBF_lag1) – v3	0,01048 (0,00973)	-
log(cobertura_ESF_lag1) – v4	0,00222 (0,00206)	0,1587 (0,0924)
log(cobertura_PBF_lag2) – v5	-	0,0114 (0,0039)
log(cobert_ESF_lag2) – v6	0,01131 (0,01038)	0,5725 (0,0134)
(Constante, v1)	0,0318 (0,02139)	-0,2893 (0,0269)
(Constante, v2)	0,00266 (0,00163)	0,1252 (0,0288)
(Constante, v3)	0,00968 (0,00899)	-
(Constante, v4)	-0,00235 (0,00083)	0,1275 (0,0138)
(Constante, v5)	-	-0,0575 (0,002)
(Constante, v6)	-0,00675 (0,00454)	0,3352 (0,0202)
(v1, v2)	0,00026 (0,00002)	0,0341 (0,0197)
(v1, v3)	-0,0096 (0,00839)	-
(v1, v4)	-0,00115 (0,00036)	-0,0563 (0,0069)
(v1, v5)	-	0,0091 (0,0053)
(v1, v6)	-0,01814 (0,01587)	-0,067 (0,0128)
(v2, v3)	0,00067 (0,00061)	-
(v2, v4)	-0,00008 (0,00003)	-0,1985 (0,1012)
(v2, v5)	-	-0,0326 (0,0062)
(v2, v6)	0,00016 (0,0002)	0,3372 (0,0251)
(v3, v4)	0,00068 (0,00066)	-
(v3, v5)	-	-
(v3, v6)	0,00481 (0,00416)	-
(v4, v5)	-	-0,0118 (0,0106)
(v4, v6)	-0,00208 (0,00221)	-0,0266 (0,0132)
(v5, v6)	-	-0,0614 (0,0019)

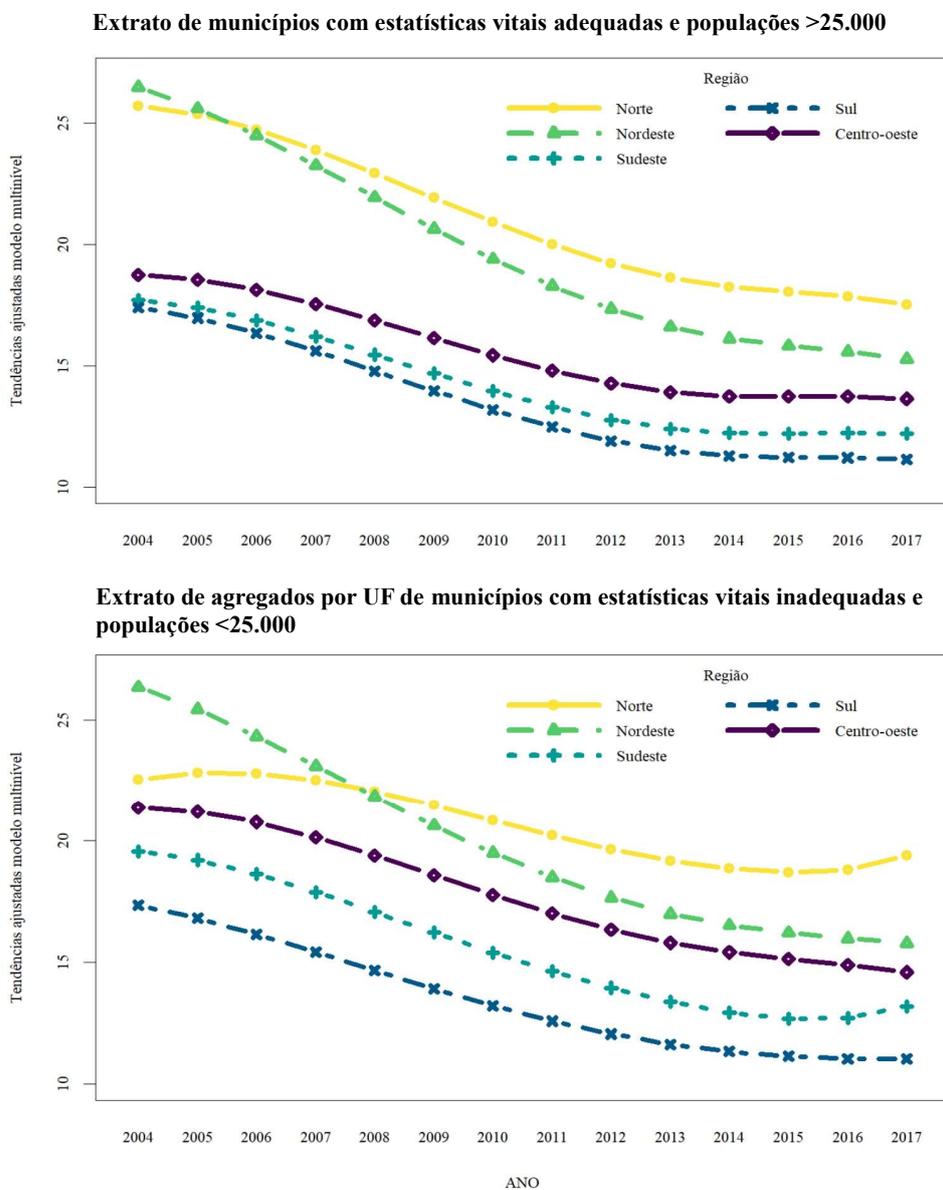
Fonte: Autores, a partir de dados das estatísticas vitais do DATASUS.

As séries temporais das evoluções das estimativas da mortalidade na infância obtidas pelos modelos exibidos na Tabela 2 para as grandes regiões são apresentadas em forma de gráfico na Figura 2. Parece comum as observações de que as trajetórias da mortalidade na infância dos municípios do Nordeste evoluíram de forma aos níveis se aproximarem com o

tempo dos patamares mais baixos desta mortalidade nos municípios do Centro-Sul-Sudeste do país em ambos os estratos de municípios. Por outro lado, enquanto a mortalidade na infância nos municípios da região Norte ou mantém o mesmo nível mais elevado de distância para esta mortalidade nos municípios do Centro-Sul-Sudeste para o estrato dos municípios com estatísticas vitais mais adequadas e mais populosos ou aumentam esta distância com o passar do tempo para o estrato de municípios menos populosos ou com estatísticas vitais inadequadas.

Figura 2

Tendências ajustadas das taxas de mortalidade na infância por estrato de municípios e por macrorregiões a partir de modelo multinível para taxas de mortalidade na infância com medidas repetidas das unidades de análise e *splines* cúbicos nos anos de 2004 a 2017



Discussão

O período de tempo em análise neste estudo é rico em padrões de distribuição e de tendências oscilantes e alternativos dos valores das variáveis de desfecho e exposição. Por este motivo, este estudo traz, conforme esperado, fortes semelhanças com estudos experimentais onde estas oscilações são propositadamente provocadas nestes delineamentos, o que nos permite classificá-lo como um tipo de experimento natural que aconteceu no Brasil no período deste estudo.

Isto possibilita uma relativa segurança nas medidas de associações estimadas que permitem avaliar os impactos da crise econômica e das políticas de austeridade fiscal sobre o problema da mortalidade na infância no Brasil, mesmo antes da possibilidade de amplificação destes impactos por conta da pandemia de COVID-19.

Por outro lado, observa-se neste estudo o pouco tempo de medições das variáveis após a crise e a adoção de medidas austeras. Para os efeitos práticos numa resposta de mortalidade na infância, cuja coorte é de 5 anos de seguimento, e considerando que apenas a coorte de nascidos em 2014 foi totalmente exposta às condições socioeconômicas mais adversas (as coortes de nascidos de 2009 para frente tiveram interseções de tempo menores com as exposições adversas), na prática isso amortiza a possibilidade de percepção de crescimento nas tendências das incidências de mortalidade na infância.

Os achados deste estudo apontam para os impactos negativos da austeridade em vigor sobre as variáveis de exposição estudadas que se manifestaram nas inflexões de tendências de crescimento do alcance do PBF e a desaceleração na velocidade de ampliação da cobertura das equipes do ESF, considerada primordial para a organização e o fortalecimento da atenção básica no primeiro nível de atenção do SUS, com reflexos negativos apontados pelos modelos estatísticos sobre o nível das taxas de mortalidade na infância das unidades analisadas.

Estes achados possibilitam projeções com interrupção das reduções ou até com aumento na incidência de mortalidade na infância no país, muitas por causas socialmente evitáveis, e afastamento da possibilidade de alcance da meta 3.2 do objetivo nº 3 dos ODS em 2030 pelo Brasil. Os níveis de mortalidade na infância de 2017 apresentados na Tabela 1 e Figura 2 são enganosos a este respeito quando se sabe serem níveis médios das taxas de mortalidade de agregados das unidades subnacionais de municípios e UFs. Uma consulta no banco de dados do estudo apontou que a taxa de mortalidade na infância em 2017 estava acima de 25 por mil em 27 dos 830 municípios com estatísticas vitais adequadas e populações acima de 25.00 habitantes. O mesmo tipo de consulta apontou que o agregado de municípios

com menos de 25.000 habitantes ou com estatísticas vitais inadequadas do estado de Roraima também apresentou taxa de mortalidade na infância acima da meta.

Os achados deste trabalho apontam portanto que, prosseguindo na rota austera estabelecida pela emenda do teto dos gastos, mesmo superando os efeitos da pandemia de COVID-19, o Brasil poderá continuar caminhando em sentido oposto ao estabelecido pela meta 3.2 dos ODS, podendo não ter êxito no seu alcance.

Referências

1. Marinho C da SR, Flor TBM, Pinheiro JMF, Ferreira MÁF. Objetivos de Desenvolvimento do Milênio: impacto de ações assistenciais e mudanças socioeconômicas e sanitárias na mortalidade de crianças. *Cad. Saúde Pública* [Internet]. Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca, Fundação Oswaldo Cruz; 2020 Oct 19 [cited 2022 Jun 2];36. Available from: <http://www.scielo.br/j/csp/a/FXMtLrXQYTcWfVBbzwbtpbh/?lang=pt>
2. França EB, Lansky S, Rego MAS, Malta DC, França JS, Teixeira R, Porto D, Almeida MF de, Souza M de FM de, Szwarcwald CL, Mooney M, Naghavi M, Vasconcelos AMN. Principais causas da mortalidade na infância no Brasil, em 1990 e 2015: estimativas do estudo de Carga Global de Doença. *Rev Bras Epidemiol. Associação Brasileira de Saúde Coletiva*; 2017 May;20:46–60.
3. Teixeira JAM, Araujo WRM, Maranhão AGK, Cortez-Escalante JJ, Rezende LFM de, Matijasevich A. Mortalidade no primeiro dia de vida: tendências, causas de óbito e evitabilidade em oito Unidades da Federação brasileira, entre 2010 e 2015*. *Epidemiol E Serviços Saúde* [Internet]. 2019 Mar [cited 2022 Jun 2];28(1). Available from: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2237-96222019000100303&lng=pt&nrm=iso&tlng=pt
4. [Cited 2022 Jun 2]. Available from: <https://odsbrasil.gov.br/objetivo/objetivo?n=3>
5. Brasil. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) (Coordenação), Brasil. Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, Secretaria de Planejamento e Investimentos Estratégicos (SPI/MP) (Coordenação), supervisão: Grupo Técnico para o acompanhamento dos ODM - Decreto de 31 de outubro de 2003. *Objetivos de desenvolvimento do milênio: relatório nacional de acompanhamento* [Internet]. Brasília: Ipea : MP, SPI; 2014 [cited 2022 Jun 2]. Available from: <http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/3205>
6. IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua: Rendimento de todas as fontes: 2018* [Internet]. Rio de Janeiro: IBGE, Coordenação de Trabalho e Rendimento; 2019 [cited 2022 Jan 17]. Available from: https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101673_informativo.pdf
7. IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, editor. *Pesquisa de orçamentos familiares, 2017-2018: análise da segurança alimentar no Brasil* [Internet]. Rio de Janeiro:

- IBGE; 2020 [cited 2022 Jun 3]. Available from:
<https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101749.pdf>
8. Rede Brasileira de Pesquisa em Soberania e Segurança Alimentar e Nutricional (Rede PENSSAN). VIGISAN: Inquérito Nacional sobre Insegurança Alimentar no Contexto da Pandemia da Covid-19 no Brasil [Internet]. Rio de Janeiro: Rede Penssan; 2021 [cited 2022 May 5]. Available from:
http://olheparaafome.com.br/VIGISAN_Inseguranca_alimentar.pdf
 9. Brasil. Presidência da República. Casa Civil. Subchefia para Assuntos Jurídicos [Internet]. Portal da Legislação, Emenda Constitucional nº 95, de 15 de dezembro de 2016 Dec 15, 2016. Available from:
http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/Emendas/Emc/emc95.htm#art1
 10. David Stuckler, Sanjay Basu. A ECONOMIA DESUMANA: PORQUE MATA A AUSTRIDADE. Lisboa: Editorial Bizâncio; 2014.
 11. Legido-Quigley H, Karanikolos M, Hernandez-Plaza S, de Freitas C, Bernardo L, Padilla B, Sá Machado R, Diaz-Ordaz K, Stuckler D, McKee M. Effects of the financial crisis and Troika austerity measures on health and health care access in Portugal. *Health Policy*. 2016 Jul;120(7):833–839.
 12. Stuckler D, Basu S, Suhrcke M, Coutts A, McKee M. The public health effect of economic crises and alternative policy responses in Europe: an empirical analysis. *The Lancet*. 2009 Jul;374(9686):315–323.
 13. Stuckler D, Reeves A, Loopstra R, Karanikolos M, McKee M. Austerity and health: the impact in the UK and Europe. *Eur J Public Health*. 2017 Oct 1;27(suppl_4):18–21.
 14. Loopstra R, Reeves A, McKee M, Stuckler D. Food insecurity and social protection in Europe: Quasi-natural experiment of Europe’s great recessions 2004–2012. *Prev Med*. 2016 Aug;89:44–50.
 15. Karanikolos M, Heino P, McKee M, Stuckler D, Legido-Quigley H. Effects of the Global Financial Crisis on Health in High-Income Oecd Countries: A Narrative Review. *Int J Health Serv*. 2016 Apr;46(2):208–240.
 16. Malta DC, Duncan BB, Barros MB de A, Katikireddi SV, Souza FM de, Silva AG da, Machado DB, Barreto ML. Medidas de austeridade fiscal comprometem metas de controle de doenças não transmissíveis no Brasil. *Ciênc Saúde Coletiva*. 2018 Oct;23(10):3115–3122.
 17. Santos ABMV dos, Santos EVO dos, Medeiros CD de, Cordeiro SA, Lima ABP de O de, Silva JG da, Oliveira M dos AS de, Lira JV de S, Palmeira P de A. O desmonte das iniciativas governamentais para a Segurança Alimentar e Nutricional: estudo de caso do município de Cuité – Paraíba, entre 2014 e 2019. *Segur Aliment E Nutr*. 2021 Jun 17;28:e021025.
 18. O estado da segurança alimentar e nutricional no Brasil: um retrato multidimensional. Relatório 2014 [Internet]. Brasília, DF: Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura - FAO; 2014 p. 83. Available from:
https://www.mds.gov.br/webarquivos/publicacao/seguranca_alimentar/SANnoBRasil.pdf

19. Brasil. Presidência da República. Casa Civil. Subchefia para Assuntos Jurídicos [Internet]. LEI Nº 13.844, DE 18 DE JUNHO DE 2019 Jun 18, 2019. Available from: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2019-2022/2019/Lei/L13844.htm
20. FAO, IFAD, WFP, editors. The state of food insecurity in the world: Strengthening the enabling environment for food security and nutrition. Rome: FAO; 2014.
21. Sergio JV, Leon ACP de. Analysis of mortality from diarrheic diseases in under-five children in Brazilian cities with more than 150,000 inhabitants. *Cad Saúde Pública*. 2009 May;25(5):1093–1102.
22. Brasil, Ministério da Saúde, Secretaria de Vigilância em Saúde, Departamento de Vigilância de Doenças e Agravos não Transmissíveis e Promoção da Saúde. Mortalidade infantil e na infância no Brasil. Saúde Bras 2017 Uma Análise Situaç Saúde E Os Desafios Para O Alcance Objet Desenvolv Sustentável [Internet]. Brasília: Ministério da Saúde: MINISTÉRIO DA SAÚDE, Secretaria-Executiva, Subsecretaria de Assuntos Administrativos, Coordenação-Geral de Documentação e Informação, Coordenação de Gestão Editorial; 2018 [cited 2022 May 25]. p. 59–79. Available from: https://bvsmms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/saude_brasil_2017_analise_situacao_saude_d_esafios_objetivos_desenvolvimento_sustetantavel.pdf
23. Rasella D, Basu S, Hone T, Paes-Sousa R, Ocké-Reis CO, Millett C. Child morbidity and mortality associated with alternative policy responses to the economic crisis in Brazil: A nationwide microsimulation study. *Persson LÅ, editor. PLOS Med*. 2018 May 22;15(5):e1002570.
24. Garcia LP. A ECONOMIA DESUMANA: PORQUE MATA A AUSTRIDADE. *Cad Saúde Pública* [Internet]. 2016 Nov [cited 2022 Jan 12];32(11). Available from: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-311X2016001108001&lng=pt&tlng=pt
25. Szwarcwald CL, Morais Neto OL de, Frias PG de, Souza Junior PRB de, Escalante JJC, Lima RB de, Viola RC. Busca ativa de óbitos e nascimentos no Nordeste e na Amazônia Legal: Estimação da mortalidade infantil nos municípios brasileiros. Saúde Bras 2010 Uma Análise Situaç Saúde E Evidências Seleccionadas Impacto Ações Vigilância Em Saúde [Internet]. Brasília: Ministério da Saúde: MINISTÉRIO DA SAÚDE, Secretaria de Vigilância em Saúde, Departamento de Análise de Situação em Saúde, Organização: Coordenação Geral de Informação e Análise epidemiológica – CGIAE, Produção: Núcleo de Comunicação; 2011 [cited 2022 May 27]. Available from: https://bvsmms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/saude_brasil_2010.pdf
26. Indicador 3-2-1: Taxa de mortalidade em menores de 5 anos [Internet]. [cited 2022 Jun 4]. Available from: <https://odsbrasil.gov.br/objetivo3/indicador321>
27. Andrade CLT de, Szwarcwald CL. Desigualdades sócio-espaciais da adequação das informações de nascimentos e óbitos do Ministério da Saúde, Brasil, 2000-2002. *Cad Saúde Pública*. 2007 May;23(5):1207–1216.
28. Rasella D, Aquino R, Santos CA, Paes-Sousa R, Barreto ML. Effect of a conditional cash transfer programme on childhood mortality: a nationwide analysis of Brazilian municipalities. *The Lancet*. 2013 Jul;382(9886):57–64.

29. Saúde da família: O que é? Leia mais no PenseSUS | Fiocruz [Internet]. [cited 2022 Jun 5]. Available from: <https://pensesus.fiocruz.br/saude-da-familia>
30. Saldanha R de F, Bastos RR, Barcellos C. Microdatasus: pacote para download e pré-processamento de microdados do Departamento de Informática do SUS (DATASUS). *Cad Saúde Pública*. 2019;35(9):e00032419.
31. Bates D, Mächler M, Bolker B, Walker S. Fitting Linear Mixed-Effects Models Using lme4. *J Stat Softw* [Internet]. 2015 [cited 2022 May 22];67(1). Available from: <http://www.jstatsoft.org/v67/i01/>
32. Box GEP, Cox DR. An Analysis of Transformations. *J R Stat Soc Ser B Methodol*. 1964 Jul;26(2):211–243.
33. Fox J, Weisberg S. *An R companion to applied regression*. Third edition. Los Angeles: SAGE; 2019.
34. R Core Team. *R: A language and environment for statistical computing*. [Internet]. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing; 2022. Available from: <https://www.R-project.org/>
35. Vasconcellos MAS de. *Economia: Micro e Macro* [Internet]. São Paulo: Grupo Gen - Atlas; 2015 [cited 2022 Jun 8]. Available from: <http://public.ebookcentral.proquest.com/choice/publicfullrecord.aspx?p=4452661>
36. Rodriguez G, Goldman N. An Assessment of Estimation Procedures for Multilevel Models with Binary Responses. *J R Stat Soc Ser A Stat Soc*. [Wiley, Royal Statistical Society]; 1995;158(1):73–89.
37. Goldstein H, Rasbash J. Improved Approximations for Multilevel Models with Binary Responses. *J R Stat Soc Ser A Stat Soc*. [Wiley, Royal Statistical Society]; 1996;159(3):505–513.
38. Snijders TAB, Bosker RJ. *Multilevel analysis: an introduction to basic and advanced multilevel modeling*. 2nd ed. Los Angeles: Sage; 2012.
39. Browne WJ, Draper D. A comparison of Bayesian and likelihood-based methods for fitting multilevel models. *Bayesian Anal* [Internet]. 2006 Sep 1 [cited 2022 Jun 8];1(3). Available from: <https://projecteuclid.org/journals/bayesian-analysis/volume-1/issue-3/A-comparison-of-Bayesian-and-likelihood-based-methods-for-fitting/10.1214/06-BA117.full>
40. Hox JJ. *Applied multilevel analysis*. Amsterdam: TT-Publikaties; 1995.
41. Ferrão ME, Leito I da C, Beltrão HI. *Introdução à Modelagem Multinível em Avaliação Educacional*. Rio de Janeiro: IBGE; 2001.
42. Hocking RR. A Biometrics Invited Paper. The Analysis and Selection of Variables in Linear Regression. *Biometrics*. 1976 Mar;32(1):1.

43. Stoica P, Selen Y. Model-order selection. *IEEE Signal Process Mag.* 2004 Jul;21(4):36–47.
44. Bivand R, Lewin-Koh N. *maptools: Tools for Handling Spatial Objects* [Internet]. 2021. Available from: <https://CRAN.R-project.org/package=maptools>
45. Pebesma EJ, Bivand RS. Classes and methods for spatial data in R. *R Newa.* 5 (2). 2005 Nov;9–13.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Não há que se falar que tenha tido uma vida digna uma criança que tenha perdido sua vida antes de completar os 5 anos, decorrente de vulnerabilidades socioeconômicas, ambientais, de acesso a serviços de saúde, muito menos em decorrência de desnutrição provocada pela fome. Trata-se de um atestado concreto de incompetência e incapacidade da República em atender aos princípios fundamentais abstratos inscritos no artigo primeiro da Constituição Federal, dentre eles o II - a cidadania e o III - a dignidade da pessoa humana.

Nas últimas duas décadas o Brasil teve um movimento pendular no enfrentamento destes problemas com avanços e retrocessos no reforço de marcos legais como a promulgação da Lei Orgânica de Segurança Alimentar e Nutricional no ano de 2006 que em seu Art. 3º estabeleceu o conceito de SAN, afirmando-o como direito de todos ao acesso regular e permanente a alimentos em qualidade e qualidade suficiente.

Outro marco digno de nota foi a incorporação na carta constitucional em 2010 do direito humano à alimentação no artigo 6º de seu capítulo II. No ano de 2021 este artigo foi emendado com o seguinte parágrafo único: "Todo brasileiro em situação de vulnerabilidade social terá direito a uma renda básica familiar, garantida pelo poder público em programa permanente de transferência de renda, cujas normas e requisitos de acesso serão determinados em lei, **observada a legislação fiscal e orçamentária**". O trecho de grifo nosso importa na amarra fiscal que coloca em risco claro o atendimento daquilo que o texto da lei pretende garantir.

A (re)emergência do problema da IA e da fome, mesmo antes da pandemia de COVID-19, demonstra uma nova realidade diversa daquela de um longo ciclo de desenvolvimento socioeconômico pelo qual o povo brasileiro e o mundo se acostumou a testemunhar por décadas, desde a redemocratização, passando pela criação do SUS e culminado com o alcance de metas importantes dos ODM, várias como as aqui ilustradas, anos antes do prazo no ano de 2015.

Enquanto os países membros da ONU consideravam uma página virada aquele final de ciclo dos ODM em 2015, passando a mirar em metas de desenvolvimento mais ousadas dos ODS, na contramão o Brasil experimentava importantes revezes e retrocessos nos planos social, político e econômico. Iniciado com um desajuste fiscal que parecia e talvez pudesse ter sido sem importância, a

contar que em 2013, quando se iniciaram jornadas de protestos da juventude, o país experimentava taxas de desemprego de pleno emprego e estava fora do mapa da fome da ONU. Aqueles movimentos e sua ampliação nos anos seguintes acabou se tornando o estopim para uma crise política, a queda do governo e a radicalização da agenda neoliberal, cujos impactos nos programas sociais e desfechos negativos para a saúde coletiva se fizeram presentes nos achados deste estudo.

Ambos os desfechos analisados nesta tese atingem de forma aguda uma parcela vulnerável da população, que são as crianças com menos de 5 anos de idade. Se por um lado a IA grave afeta de forma mais célere e imediata este segmento, a mortalidade na infância começa a se mover, mais lentamente, tendendo a se reaproximar de um nível do qual havíamos nos distanciado e colocando em risco a possibilidade de alcance das metas e objetivos dos ODS.

As associações, modelos e indicadores analisados neste estudo permitem manobrar por um caminho já testado e que a sociedade brasileira sabe trilhar através do fortalecimento do SUS e de programas sociais cujos impactos são conhecidos e positivos no sentido de garantia de aspectos concretos da dignidade humana, através da ampliação da promoção da saúde e de programas e políticas sociais. Entretanto, a sociedade brasileira precisará antes decidir se quer se desvencilhar das amarras austeras e inflexíveis provocadas pela emenda do teto dos gastos, que condiciona o social ao fiscal.

REFERÊNCIAS

- ANDRADE, M. V. *et al.* Desigualdade socioeconômica no acesso aos serviços de saúde no Brasil: um estudo comparativo entre as regiões brasileiras em 1998 e 2008. **Economia Aplicada**, [S. l.], v. 17, p. 623–645, dez. 2013.
- ASSUNÇÃO, G.; HIDALGO, L. **SIPDIBGE: Collection of Household Survey Packages Conducted by IBGE**. [S. l.: s. n.], 2021(R package version 0.1.3). Disponível em: <https://CRAN.R-project.org/package=SIPDIBGE>. Acesso em: 19 jan. 2022.
- BARROS, A. J.; HIRAKATA, V. N. Alternatives for logistic regression in cross-sectional studies: an empirical comparison of models that directly estimate the prevalence ratio. **BMC Medical Research Methodology**, [S. l.], v. 3, n. 1, p. 21, dez. 2003.
- BATES, D. *et al.* Fitting Linear Mixed-Effects Models Using **lme4**. **Journal of Statistical Software**, [S. l.], v. 67, n. 1, 2015. Disponível em: <http://www.jstatsoft.org/v67/i01/>. Acesso em: 22 maio 2022.
- BOCCOLINI, C. S.; DE SOUZA JUNIOR, P. R. B. Inequities in Healthcare utilization: results of the Brazilian National Health Survey, 2013. **International Journal for Equity in Health**, [S. l.], v. 15, n. 1, p. 150, 17 nov. 2016.
- BOLETIM OAPS/CDV. Crise no Brasil: Quais os impactos na saúde da população? 2016. Disponível em: <https://observatorio.analisepoliticaemsaude.org/>. Acesso em: 12 jan. 2022. (Ano 02 | Ed. nº 08 | Nov/Dez 2016).
- BOX, G. E. P.; COX, D. R. An Analysis of Transformations. **Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)**, [S. l.], v. 26, n. 2, p. 211–243, jul. 1964.
- BRASIL. Presidência da República. Casa Civil. Subchefia para Assuntos Jurídicos. Lei nº 11.346, de 15 de julho de 2006. Cria o Sistema Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional – SISAN com vistas a assegurar o direito humano à alimentação adequada e dá outras providências. **Portal da Legislação**: Brasília, DF, 15 jul. 2006. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2004-2006/2006/lei/11346.htm. Acesso em: 16 jan. 2022.
- BRASIL. Presidência da República. Casa Civil. Subchefia para Assuntos Jurídicos. Lei nº 8.080, de 19 de setembro de 1990. Dispõe sobre as condições para a promoção, proteção e recuperação da saúde, a organização e o funcionamento dos serviços correspondentes e dá outras providências. **Portal da Legislação**: Brasília, DF, 19 set. 1990. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/L8080.htm. Acesso em: 12 jan. 2022.
- BRASIL. Presidência da República. Casa Civil. Subchefia para Assuntos Jurídicos. Constituição (1988). Constituição da República Federativa do Brasil. Texto constitucional promulgado em 5 de outubro de 1988, com as alterações adotadas pelas Emendas Constitucionais nºs 1/1992 a 114/2021, pelos Decretos Legislativos nºs 186/2008 e 261/2015, pelos Decretos nºs 6.949/2009 e 9.522/2018 e pelas Emendas Constitucionais de Revisão nºs 1 a 6/1994. **Portal da Legislação**: Brasília,

DF, 5 out. 1988. Disponível em:

http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/constituicaocompilado.htm. Acesso em: 12 jan. 2022.

BRASIL. Presidência da República. Casa Civil. Subchefia para Assuntos Jurídicos. Emenda Constitucional nº 95, de 15 de dezembro de 2016. Altera o Ato das Disposições Constitucionais Transitórias, para instituir o Novo Regime Fiscal, e dá outras providências. **Portal da Legislação**: Brasília, DF, 15 dez. 2016. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/Emendas/Emc/emc95.htm#art1. Acesso em: 12 jan. 2022.

BROWNE, W. J.; DRAPER, D. A comparison of Bayesian and likelihood-based methods for fitting multilevel models. **Bayesian Analysis**, [S. l.], v. 1, n. 3, 1 set. 2006. Disponível em: <https://projecteuclid.org/journals/bayesian-analysis/volume-1/issue-3/A-comparison-of-Bayesian-and-likelihood-based-methods-for-fitting/10.1214/06-BA117.full>. Acesso em: 8 jun. 2022.

COUTINHO, L. M. S.; SCAZUFCA, M.; MENEZES, P. R. Métodos para estimar razão de prevalência em estudos de corte transversal. **Revista de Saúde Pública**, [S. l.], v. 42, n. 6, p. 992–998, dez. 2008.

DEVILLE, J.-C.; SÄRNDAL, C.-E.; SAUTORY, O. Generalized Raking Procedures in Survey Sampling. **Journal of the American Statistical Association**, [S. l.], v. 88, n. 423, p. 1013–1020, set. 1993.

FERRÃO, M. E.; LEITO, I. da C.; BELTRÃO, H. I. **Introdução à Modelagem Multinível em Avaliação Educacional**. Rio de Janeiro: IBGE, 2001.

FOX, J.; WEISBERG, S. **An R companion to applied regression**. Third edition. Los Angeles: SAGE, 2019.

GARCIA, L. P. A ECONOMIA DESUMANA: PORQUE MATA A AUSTERIDADE. **Cadernos de Saúde Pública**, [S. l.], v. 32, n. 11, nov. 2016. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-311X2016001108001&lng=pt&tng=pt. Acesso em: 12 jan. 2022.

GOLDSTEIN, H.; RASBASH, J. Improved Approximations for Multilevel Models with Binary Responses. **Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society)**, [S. l.], v. 159, n. 3, p. 505–513, 1996.

HAW, C. *et al.* Economic recession and suicidal behaviour: Possible mechanisms and ameliorating factors. **International Journal of Social Psychiatry**, [S. l.], v. 61, n. 1, p. 73–81, fev. 2015 *apud* VIEIRA, F. S. Crise econômica, austeridade fiscal e saúde: que lições podem ser aprendidas? **Nota Técnica, IPEA**, Brasília, v. 26, p. 34, ago. 2016.

HOCKING, R. R. A Biometrics Invited Paper. The Analysis and Selection of Variables in Linear Regression. **Biometrics**, [S. l.], v. 32, n. 1, p. 1, mar. 1976.

HOX, J. J. **Applied multilevel analysis**. Amsterdam: TT-Publikaties, 1995.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa de orçamentos familiares, 2017-2018: análise da segurança alimentar no Brasil**.

Rio de Janeiro: IBGE. Coordenação de Trabalho e Rendimento, 2020. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101749.pdf>. Acesso em: 14 jan. 2022.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa de orçamentos familiares, 2017-2018: primeiros resultados**. Rio de Janeiro: IBGE. Coordenação de Trabalho e Rendimento, 2019a. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101670.pdf>. Acesso em: 14 jan. 2022.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua: Rendimento de todas as fontes: 2018**. Rio de Janeiro: IBGE, Coordenação de Trabalho e Rendimento, 2019b. Disponível em: https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101673_informativo.pdf. Acesso em: 17 jan. 2022.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (Org.). **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: Segurança alimentar, 2004**. Rio de Janeiro: IBGE, 2006. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv29775.pdf>. Acesso em: 17 jan. 2022.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: segurança alimentar, 2004/2009**. Rio de Janeiro: IBGE. Coordenação de Trabalho e Rendimento, 2010. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv47241.pdf>. Acesso em: 15 jan. 2022.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: segurança alimentar, 2013**. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, 2014. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv91984.pdf>. Acesso em: 17 jan. 2022.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Sistema Integrado de Pesquisas Domiciliares - SIPD. **Textos para discussão. Diretoria de Pesquisas**, Rio de Janeiro: IBGE, Coordenação de Trabalho e Rendimento, n. 24, p. 80, 2007.

KARANIKOLOS, M. *et al.* Effects of the Global Financial Crisis on Health in High-Income Oecd Countries: A Narrative Review. **International Journal of Health Services**, [S. l.], v. 46, n. 2, p. 208–240, abr. 2016.

KEPPLE, A. W.; SEGALL-CORRÊA, A. M. Conceituando e medindo segurança alimentar e nutricional. **Ciência & Saúde Coletiva**, [S. l.], v. 16, p. 187–199, jan. 2011.

LEGIDO-QUIGLEY, H. *et al.* Effects of the financial crisis and Troika austerity measures on health and health care access in Portugal. **Health Policy**, [S. l.], v. 120, n. 7, p. 833–839, jul. 2016.

- LOOPSTRA, R. *et al.* Food insecurity and social protection in Europe: Quasi-natural experiment of Europe's great recessions 2004–2012. **Preventive Medicine**, [S. l.], v. 89, p. 44–50, ago. 2016.
- LUMLEY, T. **Survey: analysis of complex survey samples**. [S. l.: s. n.], 2020(, R package version 4.0). Disponível em: <https://CRAN.R-project.org/package=survey>. Acesso em: 19 jan. 2022.
- MORGENSTERN, H. Estudos ecológicos. *In*: ROTHMAN, K. J.; GREENLAND, S.; LASH, T. L. **Epidemiologia moderna**. trad. Geraldo Serra. 3. ed. Porto Alegre: Artmed, 2011. p. 599–621.
- PENSESUS. SUS: O que é? Leia mais no PenseSUS | Fiocruz. 12 jan. 2022. **PenseSUS**. Disponível em: <https://pensesus.fiocruz.br/sus>. Acesso em: 12 jan. 2022.
- PIMENTEL, P. G.; SICHIERI, R.; SALLES-COSTA, R. Insegurança alimentar, condições socioeconômicas e indicadores antropométricos em crianças da Região Metropolitana do Rio de Janeiro/Brasi. **Revista Brasileira de Estudos de População**, [S. l.], v. 26, p. 283–294, dez. 2009.
- POMPEO, C. Gastos públicos com o SUS subiram 78,5% acima da inflação em 14 anos. 27 maio 2016. **Gazeta do Povo**. Disponível em: <https://www.gazetadopovo.com.br/vida-e-cidadania/gastos-publicos-com-o-sus-subiram-785-acima-da-inflacao-em-14-anos-2ye9sa6gdj3ddktjo11zj3fux/>. Acesso em: 12 jan. 2022.
- R CORE TEAM. **R: A language and environment for statistical computing**. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing, 2022. Disponível em: <https://www.R-project.org/>.
- REICHENHEIM, M. E.; COUTINHO, E. S. Measures and models for causal inference in cross-sectional studies: arguments for the appropriateness of the prevalence odds ratio and related logistic regression. **BMC Medical Research Methodology**, [S. l.], v. 10, n. 1, p. 66, 15 jul. 2010.
- RODRIGUEZ, G.; GOLDMAN, N. An Assessment of Estimation Procedures for Multilevel Models with Binary Responses. **Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society)**, [S. l.], v. 158, n. 1, p. 73–89, 1995.
- ROSA, T. PEC n. 241/16 e os impactos no SUS. 20 set. 2016. **CONSENSUS: Revista do Conselho Nacional de Secretários de Saúde**. Disponível em: <https://www.conass.org.br/consensus/pec-n-24116-e-os-impactos-sus/>. Acesso em: 12 jan. 2022.
- SALDANHA, R. de F.; BASTOS, R. R.; BARCELLOS, C. Microdatasus: pacote para download e pré-processamento de microdados do Departamento de Informática do SUS (DATASUS). **Cadernos de Saúde Pública**, [S. l.], v. 35, n. 9, p. e00032419, 2019.
- SANTOS, W. Objetivos de Desenvolvimento Sustentável: metas possíveis. **Revista Desafios do Desenvolvimento**, Brasília, IPEA, v. Ano 12, n. 86, p. 100, 2015.

SERGIO, J. V.; LEON, A. C. P. de. Analysis of mortality from diarrheic diseases in under-five children in Brazilian cities with more than 150,000 inhabitants. **Cadernos de Saúde Pública**, [S. l.], v. 25, n. 5, p. 1093–1102, maio 2009.

SILVA, Pedro Luís do Nascimento. Calibration estimation: when and why, how much and how. **Textos para discussão. Diretoria de Pesquisas**, Rio de Janeiro: IBGE, Coordenação de Métodos e Qualidade, n. 15, p. 35, 2004.

SILVA, P. L. do N.; PESSOA, D. G. C.; LILA, M. F. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. **Ciência & Saúde Coletiva**, [S. l.], v. 7, p. 659–670, 2002.

SNIJDERS, T. A. B.; BOSKER, R. J. **Multilevel analysis: an introduction to basic and advanced multilevel modeling**. 2nd ed. Los Angeles: Sage, 2012.

SOUZA-JÚNIOR, P. R. B. de *et al.* Desenho da amostra da Pesquisa Nacional de Saúde 2013. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, [S. l.], v. 24, p. 207–216, jun. 2015.

STOICA, P.; SELEN, Y. Model-order selection. **IEEE Signal Processing Magazine**, [S. l.], v. 21, n. 4, p. 36–47, jul. 2004.

STUCKLER, D. *et al.* Austerity and health: the impact in the UK and Europe. **European Journal of Public Health**, [S. l.], v. 27, n. suppl_4, p. 18–21, 1 out. 2017.

STUCKLER, D. *et al.* The public health effect of economic crises and alternative policy responses in Europe: an empirical analysis. **The Lancet**, [S. l.], v. 374, n. 9686, p. 315–323, jul. 2009.

STUCKLER, DAVID; BASU, SANJAY. **A ECONOMIA DESUMANA: PORQUE MATA A AUSTERIDADE**. Lisboa: Editorial Bizâncio, 2014.

SUHRCKE, M. *et al.* The impact of economic crises on communicable disease transmission and control: a systematic review of the evidence. **PloS One**, [S. l.], v. 6, n. 6, p. e20724, 2011.

SZWARCWALD, C. L.; DAMACENA, G. N. Amostras complexas em inquéritos populacionais: planejamento e implicações na análise estatística dos dados. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, [S. l.], v. 11, n. suppl 1, p. 38–45, maio 2008.

VASCONCELLOS, M. A. S. de. **Economia: Micro e Macro**. São Paulo: Grupo Gen - Atlas, 2015. Disponível em:
<http://public.ebookcentral.proquest.com/choice/publicfullrecord.aspx?p=4452661>.
Acesso em: 8 jun. 2022.

VASCONCELLOS, M. T. L. de; SILVA, P. L. do N.; SZWARCOWALD, C. L. Sampling design for the World Health Survey in Brazil. **Cadernos de Saúde Pública**, [S. l.], v. 21, n. suppl 1, p. S89–S99, 2005.

VIEIRA, F. S. Crise econômica, austeridade fiscal e saúde: que lições podem ser aprendidas? **Nota Técnica, IPEA**, Brasília, v. 26, p. 34, ago. 2016.

WEST, B. T.; SAKSHAUG, J. W.; AURELIEN, G. A. S. Accounting for Complex Sampling in Survey Estimation: A Review of Current Software Tools. **Journal of Official Statistics**, [S. l.], v. 34, n. 3, p. 721–752, 1 set. 2018.