



Universidade Estadual Paulista “Júlio de Mesquita Filho”
Instituto de Biociências – Câmpus de Botucatu
Programa de Pós-graduação em Biometria



Aplicação de Indicadores Multidimensionais para a Saúde e Nutrição de crianças menores de cinco anos nos municípios paulistas em 2021

Lara Morena Cardeal

Botucatu
2025

Lara Morena Cardeal

Aplicação de Indicadores Multidimensionais para a Saúde e Nutrição de crianças menores de cinco anos nos municípios paulistas em 2021

Tese de Doutorado apresentada ao Programa de Pós-graduação em Biometria da Universidade Estadual Paulista “Júlio de Mesquita Filho” como parte dos requisitos necessários para a obtenção do título de Doutora em Biometria.

Orientador: Prof. Dr. Rogério Antonio de Oliveira

Coorientadora: Profa. Dra. Maria Rita Marques de Oliveira

Botucatu
2025

C266a Cardeal, Lara Morena
Aplicação de indicadores multidimensionais para a
saúde e nutrição de crianças menores de cinco anos nos
municípios paulistas em 2021 / Lara Morena Cardeal. --
Botucatu, 2025
67 p. : il., tabs., mapas

Tese (doutorado) - Universidade Estadual Paulista
(UNESP), Instituto de Biociências, Botucatu
Orientador: Rogério Antonio de Oliveira Oliveira
Coorientadora: Maria Rita Marques de Oliveira

1. Modelos lineares (Estatística). 2. Nutrição. I. Título.

ATA DA DEFESA PÚBLICA DA TESE DE DOUTORADO DE LARA MORENA CARDEAL, DISCENTE DO PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM BIOMETRIA, DO INSTITUTO DE BIOCIÊNCIAS - CÂMPUS DE BOTUCATU.

Aos 19 dias do mês de fevereiro do ano de 2025, às 14h, no(a) Sala da Pós-Graduação na Central de aulas II - IBB, realizou-se a defesa de TESE DE DOUTORADO de LARA MORENA CARDEAL, intitulada **Aplicação de Indicadores Multidimensionais para a Saúde e Nutrição de crianças menores de cinco anos nos municípios paulistas em 2021.** A Comissão Examinadora foi constituída pelos seguintes membros: Prof. Dr. ROGERIO ANTONIO DE OLIVEIRA (Orientador(a) - Participação Presencial) do(a) Departamento de Biodiversidade e Bioestatística / Instituto de Biociências de Botucatu UNESP, Prof. Dr. JONAS AUGUSTO CARDOSO DA SILVEIRA (Participação Virtual) do(a) Departamento de Nutrição / Universidade Federal do Paraná (UFPR), Prof.^a Dr.^a MIRIAM HARUMI TSUNEMI (Participação Presencial) do(a) Departamento de Biodiversidade e Bioestatística / Instituto de Biociências de Botucatu - UNESP, Profa. Dra. MARIA ANTONIETA BARROS LEITE CARVALHAES (Participação Presencial) do(a) Departamento de Enfermagem / Faculdade de Medicina de Botucatu, Profa. Dra. HILDETE PRISCO PINHEIRO (Participação Virtual) do(a) Departamento de Estatística / Instituto de Matemática, Estatística e Computação Científica - UNICAMP. Após a exposição pela doutoranda e arguição pelos membros da Comissão Examinadora que participaram do ato, de forma presencial e/ou virtual, a discente recebeu o conceito final: Aprova de. Nada mais havendo, foi lavrada a presente ata, que após lida e aprovada, foi assinada pelo(a) Presidente(a) da Comissão Examinadora.

Prof. Dr. ROGERIO ANTONIO DE OLIVEIRA

Rogério Antonio Oliveira

Agradecimentos

Primeiramente agradeço a Deus, por me amparar nos momentos difíceis, por me dar forças para superar as dificuldades e por toda proteção concedida a mim e minha família, possibilitando a realização desse trabalho de doutorado.

Em especial aos meus pais Antônio Carlos e Maria Aparecida, meus irmãos Júnior e Ana Luisa, meus tios Luiz Carlos e Fátima, minha avó Marli e avô Sebastião, vocês são meus maiores exemplos de vida, inspiração e motivação. Obrigado por sempre me apoiarem e estarem ao meu lado, ajudando a realizar os meus sonhos.

Ao meus orientadores Prof. Dr. Rogério Antonio de Oliveira e Prof^a. Dr^a. Maria Rita Marques de Oliveira pela motivação, auxílio, dedicação e confiança.

Aos meus amigos Bethina, Felipe, Guilherme e Letícia pelos excelentes momentos que compartilhamos, ajudas, risadas e por nossas amizades. Em especial aos meus amigos companheiros de longa data Janielly e Roniel, que me acompanharam e acreditaram nas minhas conquistas, mesmo em momentos ímpares, nunca permitindo que a palavra desistir se fizesse presente em meu caminho.

À banca examinadora deste trabalho pelo aceite do convite e suas contribuições.

Ao departamento de Biodiversidade e Bioestatística da UNESP e ao programa de pós graduação em Biometria por disponibilizar um ambiente adequado para realização desse trabalho e a todos os professores que sempre estiveram disponíveis à conversas e ajudas.

O presente trabalho foi realizado com o apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001.

*Por vezes sentimos que aquilo que fazemos não é senão uma gota de água no mar. Mas o mar
seria menor se lhe faltasse uma gota.
Madre Teresa de Calcutá*

Resumo

A alimentação adequada é um direito garantido pela constituição brasileira e a violação desse direito pode resultar em graves consequências para a saúde e bem-estar das pessoas privadas desse direito. Entre as crianças, a desnutrição e outras formas de má nutrição levam a problemas no desenvolvimento físico e cognitivo, o que torna muito importante o monitoramento do estado nutricional nessa fase da vida. Nesse contexto, visando ampliar o conjunto de indicadores multidimensionais que avaliam o desempenho municipal em relação ao ambiente destinado ao desenvolvimento infantil, sugeriu-se a incorporação de novos indicadores que possam subsidiar políticas públicas voltadas à infância. Utilizando dados disponíveis em plataformas públicas, foi realizado um estudo transversal considerando indicadores relacionados à saúde, demografia, economia, vulnerabilidade, violência, segurança e proteção, acesso e disponibilidade de alimentos e educação, referentes ao ano de 2021, em associação com o estado nutricional. Foram ajustados modelos lineares generalizados para avaliar a proporção e quantidade de crianças menores de cinco anos registradas pelo Sistema de Vigilância Alimentar e Nutricional (SISVAN) em 2021. Dentre os resultados obtidos, pode-se observar que alguns municípios apresentaram valores discrepantes em relação aos demais e alguns indicadores das dimensões saúde, demografia, vulnerabilidade, economia, educação, violência, segurança e proteção foram significativos (Valor $p < 0,05$) na explicação da proporção ou contagem de crianças menores de cinco anos com registro de informação nutricional no SISVAN. Com isso foi verificada a baixa cobertura do SISVAN em alguns municípios paulistas, indicando a necessidade de maiores investigações para compreender os padrões observados nessas cidades. Entre os indicadores considerados na pesquisa, os 13 que se destacaram nos modelos ajustados e poderiam ser incorporados no quadro existente, reforçando as análises no nível municipal, são municípios que possuem o Programa Criança Feliz, percentual de internações de crianças menores de 5 anos por doenças respiratórias ou do aparelho digestivo, porcentagem estimada de habitantes acampados, porcentagem estimada de habitantes agricultores familiar, porcentagem estimada de habitantes assentados da reforma agrária, porcentagem estimada de habitantes ciganos, porcentagem estimada de habitantes em situação de extrema pobreza, porcentagem estimada de habitantes em situação de rua, porcentagem estimada de habitantes extrativistas, porcentagem estimada de habitantes pescadores artesanais, proporção de crianças menores de cinco anos não beneficiárias do Programa Bolsa Família e inscritas no CADÚNICO, proporção de nascimentos via cesárea e taxa de natalidade.

Palavras-chave: Indicadores Multidimensionais, Modelos Lineares Generalizados, Crianças menores de cinco anos, Saúde e Nutrição Infantil.

Abstract

Adequate nutrition is a right guaranteed by the Brazilian Constitution, and the violation of this right can result in serious consequences for the health and well-being of individuals deprived of it. Among children, malnutrition and other forms of poor nutrition lead to physical and cognitive developmental issues, making the monitoring of nutritional status particularly important during this stage of life. In this context, aiming to expand the set of multidimensional indicators used to assess the performance of municipalities in providing an adequate environment for early childhood development, the incorporation of new indicators was proposed to support public policies focused on childhood. Using data available from public platforms, a cross-sectional study was conducted considering indicators related to health, demographics, economy, vulnerability, violence, safety and protection, food access and availability, and education for the year 2021, in association with children's nutritional status. Generalized linear models were fitted to evaluate the proportion and count of children under five years of age registered by the Food and Nutrition Surveillance System (SISVAN) in 2021. Among the results obtained, some municipalities showed outlier values compared to others, and certain indicators from the dimensions of health, demographics, vulnerability, economy, education, violence, safety, and protection were statistically significant ($p\text{-value} < 0.05$) in explaining the proportion or count of children under five years with recorded nutritional information in SISVAN. These findings revealed low SISVAN coverage in some municipalities in São Paulo state, highlighting the need for further investigation to better understand the patterns observed in those areas. Among the indicators considered in the study, thirteen stood out in the adjusted models and could be incorporated into the existing framework to strengthen municipal-level analyses. These include: municipalities participating in the Criança Feliz Program; percentage of hospitalizations of children under five due to respiratory or digestive diseases; estimated percentage of inhabitants who are landless campers, family farmers, agrarian reform settlers, or Roma (ciganos); estimated percentage of people living in extreme poverty or experiencing homelessness; estimated percentage of extractivist or artisanal fishing populations; proportion of children under five not receiving financial assistance from the Bolsa Família Program but registered in the national social registry (CADÚNICO); proportion of births via cesarean section; and birth rate.

Keywords: Child Health and Nutrition, Children under five years old, Generalized Linear Models, Multidimensional Indicators.

Lista de figuras

Figura 1 – Adaptação do quadro conceitual da Unicef <i>et al.</i> (2016) sobre as causas da desnutrição infantil.	2
Figura 2 – Modelo conceitual de nutrição e cuidados recomendado pela OMS, UNICEF e Banco Mundial (WHO, 2019).	7
Figura 3 – Distribuição dos municípios do Estado de São Paulo segundo a classificação referente ao porte populacional (MDS, 2004).	22
Figura 4 – Distribuição dos municípios do Estado de São Paulo segundo a tipologia rural-urbana (IBGE, 2023).	22
Figura 5 – Distribuição dos municípios do Estado de São Paulo segundo o IPRS (SEADE, 2019).	23
Figura 6 – Proporção de crianças menores de cinco anos avaliadas com baixa estatura e muito baixa estatura para a idade nos municípios paulistas em 2021 segundo o SISVAN (BRASIL, Ministério da Saúde, 2017).	26
Figura 7 – Proporção de crianças menores de cinco anos avaliadas com baixa estatura e muito baixa estatura para a idade nas regiões imediatas paulistas em 2021 segundo o SISVAN (BRASIL, Ministério da Saúde, 2017).	26
Figura 8 – Distribuição da porcentagem de magreza e excesso de peso para a altura de crianças menores de cinco anos nas regiões imediatas paulistas em 2021.	31
Figura 9 – Cobertura do SISVAN em crianças menores de cinco anos nas unidades da federação brasileira em 2021.	32
Figura 10 – Cobertura do SISVAN em crianças menores de cinco anos nas regiões imediatas paulistas em 2021.	32
Figura 11 – Cobertura do SISVAN em crianças menores de cinco anos nos municípios paulistas em 2021	33
Figura 12 – Variabilidade de indicadores demográficos nos municípios paulistas em 2021, segundo o porte populacional.	34
Figura 13 – Variabilidade de indicadores econômicos nos municípios paulistas em 2021, segundo o porte populacional.	35
Figura 14 – Variabilidade da proporção de esgotamento sanitário nos municípios paulistas em 2017, segundo o porte populacional.	36
Figura 15 – Distribuição das proporções de municípios paulistas que possuem o programa Criança Feliz em 2019, segundo o porte populacional.	37
Figura 16 – Distribuição das proporções de indicadores referentes à dimensão “Violência, segurança e proteção” nos municípios paulistas em 2021, segundo o porte populacional.	38

Figura 17 – Distribuição das proporções de indicadores referentes à dimensão acesso e disponibilidade de alimentos nos municípios paulistas em 2021, segundo o porte populacional.	40
Figura 18 – Diagnóstico do modelo logístico para a proporção de magrezas em relação ao peso adequado.	42
Figura 19 – Diagnóstico do modelo logístico para a proporção de excesso de peso em relação ao peso adequado.	44
Figura 20 – Diagnóstico do modelo logístico para a proporção de baixa estatura em relação à altura adequada.	46
Figura 21 – Diagnóstico do modelo Binomial Negativa para a incidência de crianças avaliadas com magreza acentuada ou magreza e registrados no SISVAN em 2021.	49
Figura 22 – Diagnóstico do modelo Binomial Negativa para a incidência de crianças avaliadas com excesso de peso e registrados no SISVAN em 2021.	52
Figura 23 – Diagnóstico do modelo Binomial Negativa para a incidência de crianças avaliadas com baixa ou muito baixa estatura para a idade e registrados no SISVAN em 2021.	53

Lista de tabelas

Tabela 1 – Distribuição da quantidade de crianças menores de cinco anos com registro de informação sobre o peso para altura, segundo o porte populacional dos municípios paulistas (BRASIL, Ministério da Saúde, 2017).	27
Tabela 2 – Distribuição da quantidade de crianças menores de cinco anos com registro de informação sobre o peso para altura, segundo a tipologia rural urbana dos municípios do estado de São Paulo (IBGE, 2023).	28
Tabela 3 – Distribuição da quantidade de crianças menores de cinco anos com registro de informação sobre o peso para altura, segundo o IPRS dos municípios do estado de São Paulo (SEADE, 2019).	28
Tabela 4 – Os cinco municípios com maiores proporções de crianças menores de cinco anos avaliadas com magreza e excesso de peso para altura segundo o porte populacional dos municípios paulistas em 2021.	29
Tabela 5 – Os cinco municípios com maiores proporções de crianças, na primeira infância, avaliadas com magreza e excesso de peso segundo o tipologia rural-urbana dos municípios paulistas, em 2021.	30
Tabela 6 – Os cinco municípios com maiores proporções de crianças, na primeira infância, avaliadas com magreza e excesso de peso segundo as classes IPRS dos municípios paulistas, em 2021.	30
Tabela 7 – Medidas descritivas da dimensão “Acesso e disponibilidade de alimentos”. .	39
Tabela 8 – Modelo logístico ajustado para a proporção de crianças menores de cinco anos registradas com magreza em relação às registradas com peso adequado em 2021. SISVAN, Brasil, 2021.	42
Tabela 9 – Modelo logístico ajustado para a proporção de crianças menores de cinco anos registradas com excessos de peso em relação às registradas com peso adequado em 2021. SISVAN, Brasil, 2021.	43
Tabela 10 – Modelo logístico ajustado para a proporção de crianças menores de cinco anos registradas com baixa e muito baixa altura para a idade em relação às registradas com altura adequada em 2021. SISVAN, Brasil, 2024.	45
Tabela 11 – Modelo Binomial Negativa ajustado para a quantidade de crianças menores de cinco anos avaliadas com magrezas e registrados em 2021($\phi \approx 3, 24$). SISVAN, Brasil, 2021.	47
Tabela 12 – Modelo Binomial Negativa ajustado para a incidência de crianças menores de cinco anos avaliadas com excesso de peso e registrados em 2021 ($\phi \approx 3, 73$). SISVAN, Brasil, 2024.	50

Tabela 13 – Modelo Binomial Negativa ajustado para a incidência de crianças menores de cinco anos avaliadas com baixa ou muito baixa estatura para a idade, registradas em 2021 ($\phi \approx 2, 12$). SISVAN, Brasil, 2024.	52
---	----

Lista de Quadros

1	Funções de ligação canônica.	11
A	Indicadores da dimensão Demografia.	63
B	Indicadores da dimensão Economia.	64
C	Indicadores da dimensão Educação.	64
D	Indicadores da dimensão Acesso e disponibilidade de alimentos.	64
E	Indicadores da dimensão Violência, segurança e proteção.	65
F	Indicadores da dimensão Vulnerabilidade.	66
G	Indicadores da dimensão Saúde.	67

Lista de abreviaturas e siglas

AB	Auxílio Brasil
APS	Atenção Primária à Saúde
CadÚnico	Cadastro Único para Programas Sociais do Governo Federal
CAISAN	Câmara Interministerial de Segurança Alimentar e Nutricional
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IDHM	Índice de Desenvolvimento Humano Municipal
IMAPI	Projeto Índice Município Amigo da Primeira Infância
IPRS	Índice Paulista de Responsabilidade Social
Mapa InSAN	Mapeamento de Insegurança Alimentar e Nutricional
MLG	Modelo Linear Generalizado
PBF	Programa Bolsa Família
PIB	Produto Interno Bruto
PNAE	Programa Nacional de Alimentação Escolar
SAN	Segurança Alimentar e Nutricional
SISAN	Sistema Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional
SISVAN	Sistema Nacional de Vigilância Alimentar e Nutricional

Sumário

1	Introdução	1
1.1	Insegurança alimentar e nutricional e outras causas da má nutrição infantil	1
1.2	Consequências da má nutrição na saúde de crianças	3
1.3	Soluções e intervenções para a má nutrição infantil	3
2	Descrição dos dados	6
2.1	Seleção das dimensões	7
2.2	Seleção dos indicadores	8
2.3	Monitoramento do Estado Nutricional Infantil: Coleta e Fontes de Dados do SISVAN	8
3	Métodos estatísticos	10
3.1	Modelos lineares generalizados	10
3.1.1	Distribuições da família exponencial	11
3.1.2	Estimação dos parâmetros do modelo linear generalizado	12
3.1.3	Função desvio	13
3.1.4	Modelos lineares generalizados para dados categorizados	13
3.1.4.1	Modelo logístico	14
3.1.4.2	Correção de Williams para o modelo logístico com superdispersão	15
3.1.4.3	Modelo linear generalizado Poisson	16
3.1.4.4	Modelo linear generalizado Binomial Negativa	17
3.1.5	Diagnóstico para Modelos Lineares Generalizados	19
4	Resultados e discussões	21
4.1	Análise exploratória dos dados	21
4.2	Ajuste dos modelos lineares generalizados	41
4.2.1	Modelos de regressão logística	41
4.2.1.1	Modelo logístico para a proporção de crianças menores de cinco anos avaliadas com magreza em relação às avaliadas com peso adequado	41
4.2.1.2	Modelo logístico para a proporção de crianças menores de cinco anos avaliadas com excesso de peso em relação às avaliadas com peso adequado	42
4.2.1.3	Modelo logístico para a proporção de crianças menores de cinco anos avaliadas com baixa e muito baixa estatura em relação às avaliadas com altura adequada para a idade	44
4.2.2	Modelos lineares generalizados para dados de contagem	46
4.2.2.1	Modelo para incidência crianças menores de cinco anos avaliadas com magreza nos municípios paulistas em 2021	47

4.2.2.2	Modelo de incidência para a quantidade de crianças menores de cinco anos avaliadas com excesso de peso nos municípios paulistas em 2021	49
4.2.2.3	Modelo de incidência para a quantidade de crianças menores de cinco anos avaliadas com baixa estatura nos municípios paulistas em 2021	52
5	Considerações finais e propostas futuras	55
	Referências	58
	Apêndice	63

1 Introdução

A alimentação adequada é um direito garantido pela constituição brasileira¹ e a violação desse direito pode resultar em graves consequências para a saúde e bem-estar das pessoas privadas desse direito. Entre as crianças, a desnutrição e outras formas de má nutrição levam a problemas no desenvolvimento físico e cognitivo, o que torna muito importante o monitoramento do estado nutricional nessa fase da vida (BRASIL, 2006; MENDES, 2016).

A insegurança alimentar e nutricional (InSAN) entre as crianças, se refere a uma situação em que falta o acesso regular a alimentos em quantidade e qualidade suficientes necessários para o crescimento e desenvolvimento saudável dessas crianças. Essa situação pode ocorrer devido a diversos motivos como pobreza, escassez de alimentos, ambiente familiar insalubre ou má alimentação (FAO *et al.*, 2018; FEDERIK; LAGUZZI, 2019). A insegurança alimentar em crianças menores de cinco anos pode ter sérias consequências a curto e longo prazo, como o aumento da mortalidade infantil e podendo gerar impactos negativos em termos cognitivos e emocionais (THOMAS; MILLER; MORRISSEY, 2019; TAVARES; ADAMSON-MACEDO, 2023).

1.1 Insegurança alimentar e nutricional e outras causas da má nutrição infantil

A InSAN na infância tem efeitos duradouros na saúde física e mental de uma pessoa e diferentes fatores podem levar a esta determinada situação. Alguns desses fatores incluem problemas socioeconômicos como pobreza, falta de acesso a opções alimentares saudáveis, desemprego e altos preços dos alimentos. As redes de segurança social inadequadas, o acesso limitado à educação e à saúde também podem contribuir para uma alimentação inadequada. Em uma visão ambiental, desastres naturais, como inundações entre outros, podem atrapalhar as cadeias de suprimentos de produção de alimentos, levando à escassez de alimentos e ao aumento dos preços (KE; FORD-JONES, 2015; GUNDERSEN; ZILIAK, 2015).

A instabilidade financeira é um fator significativo para a InSAN, pois muitas famílias

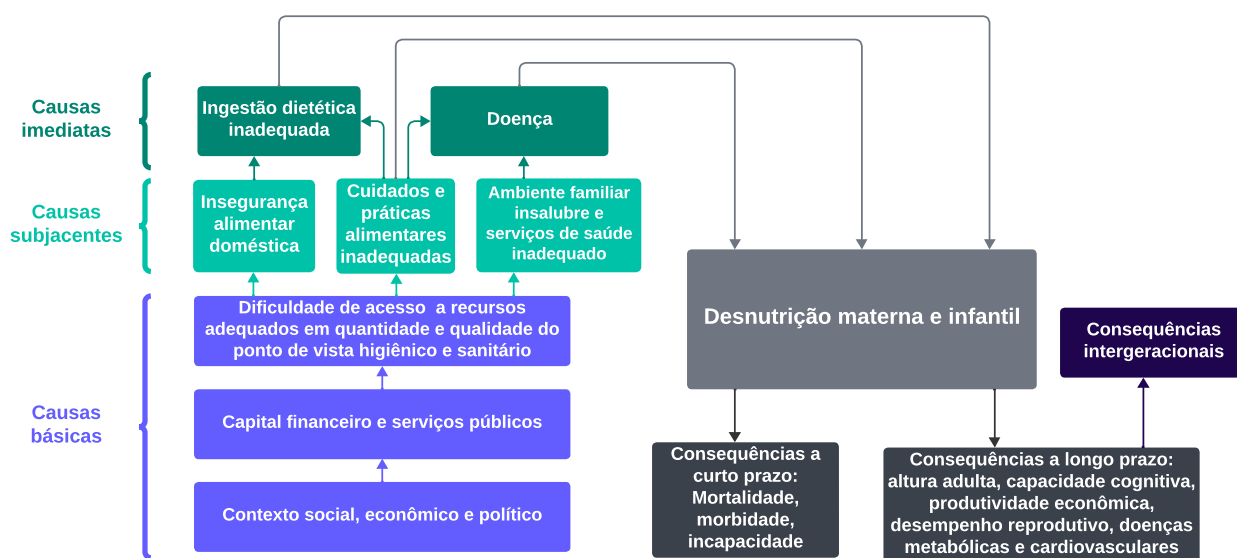
¹ A Lei Orgânica de Segurança Alimentar e Nutricional nº 11.346 garante o direito de todos os cidadãos ao acesso regular e permanente a alimentos de qualidade do ponto de vista higiênico e sanitário, considerando que a garantia desse direito não comprometa o acesso às demais necessidades essenciais do ser humano.

que vivenciam situações de vulnerabilidade social e econômica encontram dificuldades de acesso a alimentos nutritivos, interrompendo os padrões regulares de refeições, dificultando a alimentação saudável dos membros da família. Indivíduos que vivem em condições precárias podem desenvolver casos de desnutrição e outras doenças que influenciam diretamente na saúde do indivíduo, afetando seu bem-estar físico e cognitivo (SMITH; OBEID; JENSEN, 2000).

A pesquisa intitulada Impactos Primários e Secundários da COVID-19 em Crianças e Adolescentes voltou a investigar a situação de segurança alimentar da população brasileira, levando em conta os hábitos alimentares e eventuais momentos de insegurança alimentar durante o período da pandemia da COVID-19 no país. Como resultado, mais da metade da população estudada afirmou ter uma mudança de hábitos alimentares, onde o cenário nutricional é o crescimento de duas manifestações de InSAN (a desnutrição e a obesidade) devido a má-nutrição a qual foi agravada no período pandêmico (UNICEF, 2021).

Os estudos sobre a desnutrição infantil destacam as potenciais causas que corroboram com o quadro conceitual disponibilizado pela UNICEF, que apoia o desenvolvimento de intervenções multifatoriais (WALI; AGHO; RENZHO, 2019; UNICEF *et al.*, 2016). O quadro ilustrado na Figura 1 aborda as causas básicas referentes aos desafios que refletem os processos estruturais e políticos que resultam em capital financeiro e serviços públicos inadequados que influenciam o acesso aos recursos em quantidade e qualidade adequada. As causas subjacentes têm o enfoque na segurança alimentar das famílias, nos cuidados e práticas alimentares inadequados, no ambiente familiar pouco saudável e acesso inadequado aos serviços de saúde (UNICEF *et al.*, 2016).

Figura 1 – Adaptação do quadro conceitual da Unicef *et al.* (2016) sobre as causas da desnutrição infantil.



No contexto político, o governo brasileiro possui políticas públicas efetivas para que o direito à alimentação adequada seja executado. Entre os setores públicos responsáveis pela

segurança alimentar e nutricional temos o Sistema Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional (SISAN), composto pela Câmara Interministerial de Segurança Alimentar e Nutricional (CAISAN) e pelos conselhos estaduais e municipais de segurança alimentar, que tem como objetivos: desenvolver e implementar políticas e programas de Segurança Alimentar e Nutricional (SAN); incentivar a integração entre governo e sociedade civil na promoção do direito à alimentação e promover o acompanhamento e avaliação da segurança alimentar e nutricional no país (BRASIL, 2006; FREITAS, 2018).

Devido a complexidade na execução e monitoramento das políticas na área de segurança alimentar, estudos como o Mapeamento de Insegurança Alimentar e Nutricional (Mapa InSAN) têm como objetivo identificar indivíduos que se encontram em estado de InSAN a partir de dados disponíveis no Cadastro Único para Programas Sociais do Governo Federal (CadÚnico) e do Sistema Nacional de Vigilância Alimentar e Nutricional (SISVAN) (BRASIL, 2016). Os resultados do Mapa InSAN apoiam a elaboração de novos planos municipais e estaduais, voltados para segurança alimentar, com o intuito de garantir o acesso a alimentos de qualidade. Apesar dos dados estudados no Mapa InSAN abrangerem apenas medidas antropométricas², existem outras iniciativas que buscam gerar indicadores de saúde mais complexos, como por exemplo os indicadores relacionados a diferentes dimensões da segurança alimentar como o acesso e a disponibilidade de alimentos, acesso a serviços, proteção, entre outros (CAMILO *et al.*, 2011; MORAES *et al.*, 2019).

1.2 Consequências da má nutrição na saúde de crianças

Crianças em situação de InSAN podem desenvolver doenças durante o seu desenvolvimento físico e cognitivo que causam consequências irreparáveis ao longo do tempo. Os efeitos para a saúde dessas crianças que vivem em condições precárias de nutrição podem ser analisados a longo ou a curto prazo (GOVENDER *et al.*, 2021).

Dentre as consequências oriundas da desnutrição em crianças, podemos destacar, a curto prazo, a mortalidade e morbidades como o retardo no crescimento, o atraso no desenvolvimento cognitivo, a vulnerabilidade a infecções, entre outras. Em uma visão à longo prazo, podemos destacar a vulnerabilidade a doenças crônicas, o sistema imunológico comprometido, a fertilidade afetada, a baixa produtividade econômica, entre outras consequências como o ciclo intergeracional de malnutrição (GOVENDER *et al.*, 2021).

1.3 Soluções e intervenções para a má nutrição infantil

Uma das soluções para crianças menores de cinco anos em situação de InSAN é a implementação de políticas destinadas a reduzir os níveis de pobreza nas comunidades. Outras

² É o conjunto de medidas que servem como um método de investigação do estado nutricional.

intervenções como programas de assistência alimentar, merenda escolar e programas de educação nutricional podem garantir uma melhor nutrição para as crianças. As parcerias entre organizações governamentais sem fins lucrativos e membros da comunidade também podem reduzir a insegurança alimentar, apoiando bancos alimentares locais, hortas comunitárias e iniciativas (RUEL; ALDERMAN, 2013).

Para o monitoramento da saúde e nutrição, algumas políticas públicas ou programas realizados pelo governo, voltados para a saúde de crianças, são planejados a partir de estudos baseados em banco de dados estruturados conforme a área de interesse. Para a melhor compreensão dos termos utilizados em tais estudos, se faz necessário a definição de conceitos utilizados com frequência na composição dessas iniciativas. A área específica em que esses estudos se encontram está diretamente relacionada às categorias em que os dados estão distribuídos, essas são denominadas **dimensões**. Os conjuntos de variáveis (qualitativas e quantitativas) imersas no contexto de cada dimensão existente no banco de dados são denominados **indicadores**. Esses termos são encontrados com facilidade na literatura especializada, como por exemplo, indicadores de saúde. Estes estão definidos como variáveis que medem e refletem diretamente a saúde dos indivíduos, pois estão relacionados à dimensão referente a saúde de uma determinada população (PEREIRA, 2004; JENICEK, 2019).

Visando a garantia de direitos e proteção de crianças, o governo oferece diferentes programas e auxílios (Programa Bolsa Família, por exemplo) que possibilitam às famílias, em condições socioeconômicas precárias, a oportunidade de acesso a recursos visando um ambiente saudável para o desenvolvimento dessas crianças (AQUINO, 2011). Dentre os projetos que trabalham com crianças na primeira infância ³, o Projeto Índice Município Amigo da Primeira Infância (IMAPI), desenvolvido em 2019 e 2020 e descontinuado, se destacou por avaliar o desempenho de 5570 municípios brasileiros, baseado no modelo conceitual de nutrição e cuidados voltados para crianças na primeira infância, estabelecido em conjunto pela Organização Mundial de Saúde (OMS), UNICEF e Banco Mundial, apresentando um conjunto de 31 indicadores alocados em cinco dimensões: Saúde, Nutrição, Aprendizagem Inicial, Cuidado Responsivo e Segurança e Proteção. O IMAPI avaliou o desempenho municipal em relação à disponibilidade de um ambiente apropriado para o desenvolvimento de crianças na primeira infância, apontando os níveis (baixo, médio e alto), de acordo com as dimensões (BUCCINI *et al.*, 2022; WHO, 2019).

Outro projeto voltado para crianças da primeira infância, implementado em 2020 e atualmente em vigor, é o Primeira Infância Primeiro que foi desenvolvido pela Fundação Maria Cecília Souto Vidigal com o objetivo de fornecer informações e recomendações que priorizem as crianças nas políticas públicas. Este projeto, tal qual o IMAPI, avalia o desempenho dos municípios brasileiros conforme a metodologia de cuidado e nutrição apresentando um conjunto de indicadores alocados em cinco dimensões distintas: demografia, saúde, nutrição adequada,

³ Definida na literatura especializada como as crianças desde o nascimento até os 6 anos incompletos

segurança e proteção, parentalidade e educação infantil (VIDIGAL, 2018).

Baseado nas informações anteriores, a pesquisa tem como objetivo ampliar o escopo da atual metodologia que avalia o desempenho dos municípios do estado de São Paulo, em relação à disponibilidade de um ambiente apropriado para o desenvolvimento saudável de crianças menores de cinco anos, sugerindo a incorporação de novos indicadores multidimensionais no quadro de indicadores existente. De acordo com o estado nutricional das crianças residentes nos municípios paulistas, o monitoramento das ações e políticas públicas nas esferas do ambiente e da qualidade de vida possibilitam uma classificação dos municípios em relação à disponibilidade de um ambiente saudável, que pode ser alterada conforme a atualização de informações referentes ao estado nutricional infantil em menores de cinco anos. A base de dados foi construída a partir de um conjunto robusto de indicadores multidimensionais, presentes em projetos e programas públicos voltados para a saúde e nutrição infantil, utilizando-se de dados disponíveis em plataformas públicas de livre acesso.

A presente pesquisa está dividida em cinco capítulos. Será apresentada uma descrição detalhada do banco de dados no Capítulo 2, utilizado para o desenvolver da pesquisa; no Capítulo 3, estão descritos os métodos estatísticos e alguns fundamentos teóricos e, no Capítulo 4, são abordados os resultados obtidos e discussão. No Capítulo 5 estão apresentadas as considerações finais e as perspectivas futuras.

2 Descrição dos dados

Com o intuito de expandir, ao nível estadual, programas públicos que visam disponibilizar um ambiente saudável para o desenvolvimento de crianças menores de cinco anos, a construção da base de dados teve como base principal dois projetos vigentes voltados para o monitoramento da má nutrição infantil sendo eles a Estratégia nacional para a Prevenção e Atenção à Obesidade Infantil, PROTEJA, e o Programa de Promoção Integral e Sustentável de Saúde e Bem-Estar da Criança e do Adolescente do município de Tupã, Programa Tupã 2030 (BRASIL, 2022; TUPÃ (SP), 2023).

Considerando a má nutrição como um dos principais fatores de risco para o desenvolvimento de doenças, o PROTEJA visa deter o avanço da obesidade infantil e contribuir na disponibilidade de ambientes favoráveis às escolhas e hábitos de vida saudável. Com uma proposta mais abrangente, o PROTEJA considera diversos aspectos do ambiente em que as crianças se desenvolvem, com a possibilidade de ser implementado em todos os estados brasileiros. No nível municipal, o PROTEJA necessita de setores locais que tenham capacidade de planejar e implementar as ações propostas conforme as orientações técnicas publicadas pelo Ministério da Saúde (BRASIL, 2022).

Atualmente, o Programa Tupã 2030, inspirado no PROTEJA, consiste em ações integradas dos setores da gestão pública do município de Tupã em conjunto com diferentes segmentos da sociedade, tendo como objetivo colocar o município entre os que possuem menores índices de obesidade e má nutrição infantil seguindo diretrizes e objetivos estabelecidos de forma transparente na Lei nº 5.135 (TUPÃ (SP), 2023).

Amparada em projetos públicos voltados para a saúde e nutrição de crianças na primeira infância, a base de dados utilizada no desenvolver do trabalho consiste em informações oriundas de relatórios públicos e desidentificadas, coletadas em diversas plataformas públicas de livre acesso referentes ao ano de 2021, abrangendo os 645 municípios do estado de São Paulo. A construção da base de dados foi realizada de acordo com três etapas: a seleção das dimensões, o quadro de indicadores e uma revisão conceitual.

2.1 Seleção das dimensões

As dimensões presentes nos dados estudados seguiram de acordo com as instruções contidas no sistema de monitoramento da SAN desenvolvido no Plano Nacional de Segurança Alimentar (PLANSAN) e com o modelo conceitual referente a nutrição e cuidados, ilustrado na Figura 2, recomendado e desenvolvido pela Organização Mundial de Saúde (OMS), UNICEF, Banco Mundial em colaboração outras entidades voltadas para a saúde do recém-nascido e da criança (CAISAN, 2017; WHO, 2019).

Figura 2 – Modelo conceitual de nutrição e cuidados recomendado pela OMS, UNICEF e Banco Mundial (WHO, 2019).



Ao complementar as dimensões do modelo conceitual e buscando ampliar as dimensões de avaliação, o sistema de monitoramento SAN organiza os indicadores em diversos setores voltados para a gestão pública como a produção de alimentos, a disponibilidade de alimentos, renda e condições de vida, acesso à alimentação adequada e saudável, saúde, educação e programas e ações relacionadas à segurança alimentar e nutricional (CAISAN, 2017; BRASIL, 2022). Assim, a estrutura das dimensões presentes na base de dados consiste em ações e condições criadas por serviços, programas ou políticas públicas que possibilitam um ambiente saudável para o desenvolvimento e uma saúde adequada na primeira infância.

Os dados obtidos estão subdivididos em sete dimensões distintas: Demografia, Economia, Vulnerabilidade, Acesso e Disponibilidade de Alimento, Educação, Saúde e a Violência, Segurança e Proteção (CAMILO *et al.*, 2011; CAISAN, 2017). A seleção dos indicadores multidimensionais para compor a base de dados seguiu de acordo com as instruções disponíveis no projeto Primeira Infância Primeiro, recomendado pela OMS, UNICEF e Banco Mundial em colaboração com a parceria para saúde materna, saúde do recém-nascido e da criança (CAISAN, 2017; VIDIGAL, 2018; WHO, 2019).

2.2 Seleção dos indicadores

A seleção dos indicadores que compõem as dimensões inseridas na base de dados, foi realizada de acordo com um levantamento de indicadores presentes em projetos públicos voltados para os cuidados e nutrição infantil como Tupã 2030, MAPASAN, Primeira Infância Primeiro e IMAPI. Os indicadores presentes nesses projetos, validados por um conjunto de especialistas e metodologias específicas do desenvolver de cada projeto, são selecionados conceitualmente visando proporcionar um ambiente saudável para o desenvolvimento de crianças menores de cinco anos (VIDIGAL, 2018; MORAES *et al.*, 2019; BUCCINI *et al.*, 2022).

Com base nos projetos públicos citados e seus indicadores, constatamos a necessidade de incorporar outros indicadores multidimensionais que pudessem explicar, no nível municipal, o estado nutricional de crianças menores de cinco anos atendidas no Sistema Único de Saúde (SUS) e registradas no Sistema de Vigilância Alimentar e Nutricional (SISVAN) (BRASIL, Ministério da Saúde, 2017). Assim, foi realizada uma revisão da literatura especializada buscando novos indicadores a serem inseridos em cada dimensão de forma que o indicador selecionado esteja relacionado às políticas voltadas para as crianças com idade de zero a cinco anos.

Em consequência dos dados serem oriundos de diferentes plataformas públicas de livre acesso, foi necessário fazer a composição da base de dados da pesquisa com auxílio do *software* Rstudio, com o intuito de verificar a igualdade dos municípios nas diferentes bases. Houve a necessidade de adequar alguns dados que possuem periodicidade mensal para a periodicidade anual, seguindo o padrão da periodicidade de atualização da maioria dos indicadores trabalhados. Para melhor expressar os valores desses dados foram calculadas as medianas das informações por município do estado de São Paulo, devido a grande variabilidade presente nas informações.

Agregando essas informações nas distintas dimensões, junto aos indicadores selecionados nas revisões da literatura especializada, temos o painel de dimensões e os indicadores selecionados para o desenvolver da pesquisa. O painel das dimensões, disponível no Apêndice 5 e apresentados nos Quadros A, B, C, D, E, F e G, foram organizados separadamente contendo a descrição dos indicadores, a fonte dos dados obtidos e o projeto ou referência utilizada na seleção do indicador.

2.3 Monitoramento do Estado Nutricional Infantil: Coleta e Fontes de Dados do SISVAN

O monitoramento do estado nutricional infantil é fundamental para a identificação precoce de desvios no crescimento e desenvolvimento, permitindo a implementação de estratégias eficazes na promoção da saúde e na prevenção de doenças relacionadas à nutrição. No Brasil, esse acompanhamento é realizado pelo SISVAN, uma ferramenta essencial para a coleta e análise de dados nutricionais. O sistema tem como objetivo de subsidiar decisões e ajustar políticas de saúde pública em níveis municipal, estadual e federal (BRASIL, Ministério da Saúde, 2004).

Focado na realidade alimentar e nutricional da população, o sistema identifica problemas como desnutrição, baixo peso e excesso calórico, permitindo a detecção precoce de desvios nutricionais e a promoção da saúde. Atuando em âmbito nacional, o SISVAN alcança toda a população assistida pelo Sistema Único de Saúde (SUS), abrangendo desde crianças e adolescentes até adultos, idosos e gestantes, seja por meio do atendimento em unidades de saúde ou pelo acompanhamento de programas como o Saúde da Família e o trabalho dos Agentes Comunitários de Saúde (MREJEN; CRUZ; ROSA, 2023).

A coleta de dados é realizada por meio de fontes como os Estabelecimentos Assistenciais de Saúde (EAS), programas como o Saúde da Família, e bancos de dados do SUS, incluindo o Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) e o Sistema de Informação sobre Nascidos-Vivos (SINASC). Embora o SISVAN não seja um programa de intervenção direta, ele desempenha um papel vital no monitoramento e avaliação de políticas voltadas à nutrição e saúde, tanto em nível individual quanto coletivo (BRASIL, Ministério da Saúde, 2017).

No acompanhamento do estado nutricional, o SISVAN utiliza métodos antropométricos para medir a composição corporal, abrangendo todas as faixas etárias. Os dados coletados, como peso, altura, data de nascimento e sexo, são comparados com padrões de referência, como o *National Center for Health Statistics* (NCHS), a OMS e o Ministério da Saúde, para identificar possíveis riscos nutricionais (BRASIL, Ministério da Saúde, 2004).

Entre os principais indicadores avaliados em crianças menores de cinco anos, destacam-se os índices altura para idade e peso para altura, que permitem identificar desvios nutricionais e possíveis riscos à saúde. O índice altura para idade é utilizado para detectar *deficit* de crescimento, sendo um importante indicador de desnutrição crônica. Crianças com um escore Z menor que -2 são classificadas como baixa estatura, enquanto aquelas com valores abaixo de -3 são consideradas em estado de baixa estatura severa, conforme determinado pela fórmula a seguir.

$$Z = \frac{\text{Valor observado} - \text{Valor da média do referencial}}{\text{Desvio padrão do referencial}} \quad (2.1)$$

O índice peso para altura permite identificar casos de desnutrição aguda, sobrepeso e obesidade, independentemente da idade da criança. De acordo com os padrões de referência da Organização Mundial da Saúde (OMS), um escore Z abaixo de -2 indica magreza, enquanto valores inferiores a -3 caracterizam magreza acentuada. Por outro lado, escores acima de +2 indicam sobrepeso, e valores superiores a +3 configuram obesidade (BRASIL, Ministério da Saúde, 2006).

Os valores de referência utilizados pelo SISVAN foram estabelecidos com base nos padrões de crescimento infantil da OMS (2006), que fornecem curvas de crescimento baseadas em crianças saudáveis de diferentes países. A avaliação do estado nutricional por meio desses indicadores permite o monitoramento contínuo da saúde infantil e possibilita a formulação de estratégias mais eficazes no combate à desnutrição e ao excesso de peso na infância (BRASIL, Ministério da Saúde, 2006; BRASIL, Ministério da Saúde, 2017).

3 Métodos estatísticos

Nesta seção serão apresentados os métodos estatísticos aplicados no desenvolvimento das análises utilizando os *software* Rstudio (R versão 4.3.1) e SAS Guide (versão 9.4 com licença acadêmica de ordem 9CYWYB).

Com o intuito de mensurar os indicadores dos municípios do estado de São Paulo, foram calculadas medidas descritivas como médias, variâncias, desvios padrão, medianas e os valores de máximos e mínimos para as variáveis discretas e contínuas. Complementando essa análise inicial, os indicadores categóricos foram representados por meio de tabelas de frequências e suas porcentagens observadas em cada categoria, de acordo com as dimensões dos indicadores.

Os indicadores de saúde que se referem às magrezas, excessos de peso e baixa estatura resumem a quantidade de crianças avaliadas em estado de malnutrição nos municípios do estado de São Paulo. Visando identificar os indicadores da base de dados que expliquem a quantidade de crianças nos três indicadores relacionados aos estados nutricionais, foram ajustados modelos lineares generalizados para o número de crianças em cada categoria e também para a proporção de crianças observadas em cada categoria (AGRESTI, 2015).

3.1 Modelos lineares generalizados

A proposta de uma extensão dos modelos lineares clássicos, quando não há uma suposição de normalidade, dos autores Nelder e Wedderburn (1972) é os modelos lineares generalizados (MLG) que incluem um preditor linear, uma função de ligação e um componente aleatório.

O componente aleatório consiste em uma variável resposta, $\mathbf{Y} = (y_1, \dots, y_n)^T$, com a distribuição de probabilidade pertencente à família exponencial. O preditor linear, também conhecido como componente sistemático, é expresso na forma matricial como $\boldsymbol{\eta} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}$, constituído por uma matriz de especificação do modelo $\mathbf{X}$ de dimensão $n \times p$, em que geralmente a primeira coluna é um vetor unitário e as demais colunas compostas pelas variáveis explanatórias, e o vetor de parâmetros $\boldsymbol{\beta} = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p)^T$.

A ligação existente entre o componente aleatório e o preditor linear de um MLG é realizada por meio de uma função denominada função de ligação. Tal função relaciona o preditor linear do modelo com a média da variável resposta μ_i , ou seja, $\eta_i = g(\mu_i) = \theta_i$, o preditor linear modela

diretamente o parâmetro canônico θ , sendo $g(\mu_i)$ chamada de ligação canônica (DEMÉTRIO, 2001). No Quadro 1 são apresentadas algumas distribuições de probabilidades pertencentes à família exponencial e suas respectivas ligações canônicas, dando ênfase na distribuição de probabilidade para variáveis aleatórias na forma de contagem.

Quadro 1: Funções de ligação canônica.

Distribuição	Ligação canônica
Normal	Identidade: $\eta = \mu$
Poisson	Logarítmica: $\eta = \log(\mu)$
Binomial	Logística: $\eta = \log\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right) = \log\left(\frac{\mu}{m-\mu}\right)$
Gama	Recíproca: $\eta = \frac{1}{\mu}$
Normal Inversa	Quadrática inversa: $\eta = \frac{1}{\mu^2}$

Direcionando o foco para o ajuste de MLGs, pode-se pontuar etapas a serem cumpridas que facilitam a compreensão dos métodos utilizados durante os ajustes:

- **Especificação do modelo:** a escolha da distribuição de probabilidade apropriada para o tipo de variável resposta, que deve pertencer a família exponencial, e sua respectiva função de ligação.
- **Estimação dos parâmetros:** os coeficientes de regressão de um MLG e os demais parâmetros são ajustados de acordo com a distribuição de probabilidade selecionada. Esses coeficientes e parâmetros são estimados pelo método da Máxima Verossimilhança.
- **Diagnóstico e interpretação:** após a estimação dos parâmetros do modelo é necessário verificar se as suposições do estudo estão sendo atendidas, buscando explicar o significado prático dos parâmetros em relação ao problema estudado e possível interpretação dos resultados encontrados.

3.1.1 Distribuições da família exponencial

Uma variável aleatória Y possui a distribuição de probabilidade pertencente à família exponencial, se e somente se, a sua função de densidade de probabilidade ou função de massa de probabilidade puder ser escrita na forma canônica proposta por McCullagh (1989)

$$f(y_i, \theta_i, \phi) = \exp \left\{ \frac{y_i \theta_i - b(\theta_i)}{a(\phi)} + c(y_i, \phi) \right\}, \quad i = 1, \dots, n. \quad (3.1)$$

em que o parâmetro θ_i é chamado de parâmetro natural e $\phi \geq 0$ é chamado de parâmetro de dispersão, sendo as funções $a(\phi)$, $b(\theta_i)$ e $c(y_i, \phi)$ distintas e conhecidas.

As médias e as variâncias dessas funções podem ser obtidas por diferentes métodos. No decorrer deste texto iremos obtê-las por meio das funções geradoras de momentos e de cumulantes segundo estudos de Kendall e Stuart (1977). Considere a função geradora de momentos para a família exponencial usando a notação de McCullagh (1989):

$$\begin{aligned}
M_Y(t; \theta; \phi) &= E(\exp\{tf(y, \theta, \phi)\}) \\
&= \exp\left\{\frac{b[a(\phi)t + \theta]}{a(\phi)} - b(\theta)\right\}.
\end{aligned} \tag{3.2}$$

A função geradora de momentos cumulantes é definida como o logaritmo natural da função geradora de momento, correspondente a Equação (3.2). Logo temos que:

$$\begin{aligned}
\varphi(t; \theta; \phi) &= \log(M_Y(t; \theta; \phi)) \\
&= \frac{b[a(\phi)t + \theta]}{a(\phi)} - b(\theta).
\end{aligned} \tag{3.3}$$

Diferenciando a função (3.3) em relação a t e, posteriormente, considerando $t = 0$ obtemos os seguintes cumulantes

$$\begin{aligned}
\varphi'(t; \theta; \phi) &= \frac{b'[a(\phi)t + \theta]a(\phi)}{a(\phi)} \\
\varphi'(0; \theta; \phi) &= b'(\theta)
\end{aligned} \tag{3.4}$$

$$\begin{aligned}
\varphi''(t; \theta; \phi) &= b''[a(\phi)t + \theta]a(\phi) \\
\varphi''(0; \theta; \phi) &= b''(\theta)a(\phi),
\end{aligned} \tag{3.5}$$

em que as Equações (3.4) e (3.5) estão diretamente relacionadas com os valores esperados e as variâncias da variável aleatória Y cuja a distribuição de probabilidade pertence à família exponencial.

3.1.2 Estimação dos parâmetros do modelo linear generalizado

Dentre os métodos de estimação de parâmetros, a estimação de máxima verossimilhança é comumente usada para estimar os coeficientes β das variáveis explicativas. Esse processo pode ser realizado utilizando um algoritmo iterativo de Newton-Raphson, amplamente conhecido na literatura, definido pela expansão da função score em torno de um valor inicial $\beta^{(0)}$, conforme apresentado por autores como [Turkman e Silva \(2000\)](#) e [Paula \(2004\)](#).

Assim, considerando a função score para o vetor de parâmetros β de um MLG, temos na forma matricial

$$U_\beta(\theta) = \frac{\mathbf{L}(\theta)}{\partial \beta} = \phi \mathbf{X}^T \mathbf{W}^{\frac{1}{2}} \mathbf{V}^{-\frac{1}{2}} (\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}),$$

em que ϕ é o parâmetro de dispersão, $\mathbf{X}$ é a matriz de especificação do modelo, $\mathbf{W}$ é a matriz dos pesos e $\mathbf{V}$ é a matriz diagonal de variâncias. Considerando a ligação canônica $\eta_i = \theta_i$, a função score pode ser simplificada para a seguinte forma

$$U_\beta(\theta) = \phi \mathbf{X}^T (\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}).$$

Após o desenvolvimento do processo iterativo de Newton-Raphson e incorporado a outro processo iterativo de mínimos quadrados ponderados, temos que a estimativa de máxima verossimilhança de β é dada por

$$\beta^{(m+1)} = (\mathbf{X}^T \mathbf{W}^{(m)} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{W}^{(m)} \mathbf{z}^{(m)} \quad (3.6)$$

$$\sum_{r=1}^p \left(\frac{\beta_r^{(m+1)} - \beta_r^m}{\beta_r^m} \right)^2 < 10^{-5} \quad (3.7)$$

em que $m = 0, 1, \dots, m_{\max}$; $\mathbf{z} = \boldsymbol{\eta} + \mathbf{W}^{-\frac{1}{2}} \mathbf{V}^{-\frac{1}{2}} (\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu})$, $m_{\max}$ é o número máximo de iterações necessárias para atingir o critério de convergência do processo iterativo (3.7) e $\mathbf{z}$ a quantidade que representa uma variável dependente modificada, enquanto $\mathbf{W} = \text{diag}\{1/\text{Var}(Y_i) (\partial\mu_i/\partial\eta_i)^2\}$ é a matriz diagonal de pesos atualizada a cada passo do processo iterativo.

3.1.3 Função desvio

Supondo que o parâmetro ϕ seja conhecido, conforme a notação proposta por Paula (2004), o logaritmo da função de verossimilhança de MLG pode ser representado da seguinte forma

$$L(\boldsymbol{\mu}, \mathbf{y}) = \sum_{i=1}^n L(\mu_i, y_i), \quad (3.8)$$

em que $\mu_i = g^{-1}(\eta_i)$ e $\eta_i = x_i^T \beta$. Em modelos saturados ($p = n$) a função $L(\boldsymbol{\mu}, \mathbf{y})$ é estimada por

$$L(\mathbf{y}, \mathbf{y}) = \sum_{i=1}^n L(y_i, y_i). \quad (3.9)$$

A qualidade de um ajuste de MLG é verificada por meio da função desvio que calcula a distância entre o logaritmo da função de verossimilhança do modelo saturado, com n parâmetros, e do modelo com p parâmetros avaliado na estimativa de máxima verossimilhança $\hat{\beta}$. Desta forma, a função desvio pode ser representada da seguinte forma

$$D^* = (\mathbf{y}, \hat{\boldsymbol{\mu}}) = \phi D(\mathbf{y}, \hat{\boldsymbol{\mu}}) \quad (3.10)$$

$$= 2\{L(\mathbf{y}, \mathbf{y}) - L(\hat{\boldsymbol{\mu}}, \mathbf{y})\}. \quad (3.11)$$

Na prática, o valor da função desvio dos resíduos também é utilizado para verificar a presença de superdispersão ou subdispersão nos dados. O índice de dispersão pode ser calculado pela razão entre o valor do desvio e os graus de liberdade do modelo ajustado. Caso o índice de dispersão seja aproximadamente um, não há indícios de superdispersão ou subdispersão no ajuste do MLG.

3.1.4 Modelos lineares generalizados para dados categorizados

A escolha da distribuição de probabilidade pertencente à família exponencial depende principalmente do tipo de variável resposta, os MLGs a serem ajustados possuem suas respectivas ligações canônicas e estimativa de máxima verossimilhança de β .

3.1.4.1 Modelo logístico

Comumente, alguns pesquisadores dicotomizam a variável resposta de modo que a probabilidade de sucesso possa ser ajustada por meio de uma regressão logística (PAULA, 2004; AGRESTI, 2015). Desta forma, ao considerarmos que o vetor de variáveis respostas $\mathbf{Y} = (y_1, \dots, y_i, \dots, y_n)^T$ segue uma distribuição Binomial(n, π), em que n é a quantidade de ensaios e π é a probabilidade de sucesso, pode-se reescrever a função de densidade de probabilidade como

$$\begin{aligned}
 f(y_i; \pi_i) &= \binom{n}{y_i} \pi_i^{y_i} (1 - \pi_i)^{n-y_i} \\
 &= \exp \left\{ \ln \binom{n}{y_i} \right\} \exp \{ \log(\pi_i)^{y_i} \} \exp \{ \log(1 - \pi_i)^{n-y_i} \} \\
 &= \exp \left\{ \log \binom{n}{y_i} + y_i \log(\pi_i) + (n - y_i) \log(1 - \pi_i) \right\} \\
 &= \exp \left\{ y_i \log(\pi_i) - y_i \log(1 - \pi_i) + n \log(1 - \pi_i) + \log \binom{n}{y_i} \right\} \\
 &= \exp \left\{ y_i \log \left(\frac{\pi_i}{1 - \pi_i} \right) - [-n \log(1 - \pi_i)] + \log \binom{n}{y_i} \right\} \\
 &= \exp \left\{ y_i \log \left(\frac{\pi_i}{1 - \pi_i} \right) - [n \log(1 - \pi_i)^{-1}] + \log \binom{n}{y_i} \right\} \\
 &= \exp \left\{ y_i \log \left(\frac{\pi_i}{1 - \pi_i} \right) - \left[n \log \left(\frac{1}{1 - \pi_i} \right) \right] + \log \binom{n}{y_i} \right\} \\
 &= \exp \left\{ y_i \log \left(\frac{\pi_i}{1 - \pi_i} \right) - \left[n \log \left(1 + \frac{\pi_i}{1 - \pi_i} \right) \right] + \log \binom{n}{y_i} \right\} \\
 &= \exp \left\{ y_i \theta_i - [n \log(1 + \exp\{\theta_i\})] + \log \binom{n}{y_i} \right\}, \tag{3.12}
 \end{aligned}$$

em que, por meio do desenvolvimento da equação (3.12), podemos extrair informações importantes como: o parâmetro natural $\theta_i = \log(\pi_i/(1 - \pi_i))$ e as funções $a(\phi) = 1$; $b(\theta_i) = \log(1 + \exp\{\theta_i\})$ e $c(y_i, \phi) = \log \binom{n}{y_i}$.

O modelo geral para variáveis binárias, conhecido como modelo de regressão logística, pode ser definido por

$$\log \left\{ \frac{\pi(\mathbf{X})}{1 - \pi(\mathbf{X})} \right\} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}, \tag{3.13}$$

em que $\mathbf{X}$ é a matriz de especificação que contém os valores observados de variáveis explicativas. Como comentado anteriormente, a Equação (3.6) se refere à obtenção de $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ por meio de um processo iterativo de mínimos quadrados ponderados. Assim, para a distribuição de probabilidade

Binomial (n, π_i) , a estimação de $\hat{\beta}$ é dada por

$$\beta^{(m+1)} = (\mathbf{X}^T \mathbf{V}^{(m)} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{V}^{(m)} \mathbf{z}^{(m)}, \quad (3.14)$$

em que $\mathbf{V} = \text{diag}\{\pi_1(1 - \pi_1), \dots, \pi_n(1 - \pi_n)\}$, $\mathbf{z}^{(m)} = (z_1, \dots, z_n)^T$ é a variável dependente modificada, $z_i = \eta_i + (y_i - \pi_i)/\pi_i(1 - \pi_i)$. Para dados agrupados (k grupos), as matrizes são expressas por

$$\mathbf{V} = \text{diag}\{n_1\pi_1(1 - n_1\pi_1), \dots, n_k\pi_k(1 - n_k\pi_k)\} \quad \text{e} \quad z_i = \eta_i + \frac{(y_i - n_i\pi_i)}{n_i\pi_i(1 - \pi_i)}.$$

Durante a modelagem de dados binários agrupados é comum se deparar com casos de superdispersão. Este fenômeno pode ocorrer devido a duas possíveis causas: a correlação entre as respostas binárias ou a variação entre a probabilidade de sucesso em um mesmo grupo (WILLIAMS, 1982; WILLIAMS, 1996; HINDE; DEMÉTRIO, 1998).

Em casos de superdispersão, existem duas estatísticas que testam a qualidade do ajuste de um MLG: Qui-Quadrado de Pearson e o Desvio. A estatística Qui-Quadrado de Pearson é uma função da diferença entre os valores observados e os valores ajustados de um MLG, conhecida como resíduos. Segundo a notação de Williams (1996) e considerando um modelo logístico, o valor residual de Pearson para n observações é expresso da seguinte forma:

$$\chi_P^2 = \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i - \hat{\pi}_i n_i}{\sqrt{\hat{\pi}_i n_i (1 - \hat{\pi}_i)}} \right)^2, \quad (3.15)$$

enquanto o desvio do valor residual para a i -ésima observação é expresso por:

$$D = \sum_{i=1}^n \left\{ 2 \left[y_i \log \left(\frac{y_i}{n_i \hat{\pi}_i} \right) + (n_i - y_i) \log \left(\frac{n_i - y_i}{n_i (1 - \hat{\pi}_i)} \right) \right] \right\}. \quad (3.16)$$

Caso os valores das estatísticas Qui-quadrado e do desvio sejam superiores aos graus de liberdade há indícios de que os dados apresentam superdispersão (WILLIAMS, 1996).

3.1.4.2 Correção de Williams para o modelo logístico com superdispersão

Entre os métodos estatísticos que modelam a superdispersão presente nos dados, a variação extra-binomial é uma técnica utilizada em modelos logísticos em que se têm a incorporação de uma fonte adicional de variação não explicada por um modelo logístico, como detalhado por Williams (1982).

Devido a superdispersão dos dados, tem-se a violação da suposição sob a variabilidade prevista na variável dependente em que o parâmetro de dispersão $\phi = 0$, resultando no aumento da variabilidade da variável dependente segundo o modelo logístico. Desta forma, supondo que a probabilidade de sucesso varia aleatoriamente entre as observações de $\mathbf{Y}$, ou seja, $Y_i \sim \text{Binomial}(m_i, p_i)$ e p_i uma variável aleatória com $E(p_i) = \pi_i$ e $Var(p_i) = \phi\pi_i(1 - \pi_i)$ a

estimação de β , apresentada anteriormente em (3.14), é calculada por meio do método de quase-verossimilhança estendida proposta por Wedderburn (1974) que é maximizada em relação aos parâmetros β pelo processo iterativo das equações de mínimos quadrados ponderados e expresso por

$$\hat{\beta} = (\mathbf{X}^T \mathbf{W} \mathbf{V} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{W} \mathbf{V} \mathbf{z}, \quad (3.17)$$

em que $\mathbf{W} = \text{diag} \{1/[1 + \phi(n_i - 1)]\}$.

Desta forma, Williams (1982) estima o parâmetro desconhecido ϕ por meio de um processo iterativo com o valor das estatísticas do Qui-quadrado de Pearson, para o modelo completo. Considerando w_i como o peso da i -ésima observação, a estatística χ^2 é expressa da forma

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n \left[\frac{n_i (y_i - n_i \hat{\pi}_i)^2}{n_i \hat{\pi}_i (1 - \hat{\pi}_i)} \right]. \quad (3.18)$$

O processo iterativo para estimar o parâmetro ϕ é iniciado na comparação da estatística χ^2 com o valor da distribuição χ^2_{n-p} . Se a estatística χ^2 calculada for maior que χ^2_{n-p} , conclui-se que $\phi > 0$ e a estimativa inicial é calculada da seguinte forma

$$\hat{\phi} = \frac{\chi^2 - (n - p)}{\sum_i (k_i - 1)(1 - v_i q_i)}, \quad (3.19)$$

sendo v_i e q_i os i -ésimos elementos da diagonal das matrizes de variâncias e $\mathbf{X}(\mathbf{X}^T \mathbf{W} \mathbf{V} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T$, respectivamente. As estimativas para β e χ^2 são recalculadas, segundo as Equações (3.17) e (3.18), atualizando a matriz de pesos com a estimativa de $\hat{\phi}$.

O algoritmo tem como critério de convergência a proximidade das estatísticas χ^2 e χ^2_{n-p} , caso o critério de convergência não seja atendido a estimativa de $\hat{\phi}$ é recalculada por meio da expressão

$$\hat{\phi} = \frac{\chi^2 - \sum_i [w_i (1 - w_i v_i q_i)]}{\sum_i [w_i (k_i - 1)(1 - w_i v_i q_i)]} \quad (3.20)$$

e as estimativas para β e χ^2 seguindo o processo iterativo até que o critério de convergência seja satisfeito.

A seguir, são apresentados os modelos de regressão de Poisson e Binomial Negativa, que são aplicados na modelagem de variáveis de contagem.

3.1.4.3 Modelo linear generalizado Poisson

Em uma vertente diferente, para variáveis respostas $\mathbf{Y}$ representadas por contagens ou frequências, utilizamos a distribuição de probabilidade Poisson, pertencente a família exponencial, para relacionar a variável resposta e as variáveis explanatórias por meio de um modelo linear generalizado (PAULA, 2004; AGRESTI, 2015). As probabilidades dependem apenas de um único parâmetro, a média $\mu > 0$.

Ao assumir que o vetor de variáveis respostas $\mathbf{Y} = (y_1, \dots, y_i, \dots, y_n)^T$ segue a distribuição de probabilidade Poisson, a função de densidade de probabilidade é escrita na forma

$$\begin{aligned} f(y_i; \mu_i) &= \frac{\exp\{-\mu_i\} \mu_i^{y_i}}{y_i!} \\ &= \frac{\exp\{-\mu_i\} \times \exp\{\log \mu_i^{y_i}\}}{\exp\{\log(y_i!)\}} \\ &= \frac{\exp\{y_i \log \mu_i\} \times \exp\{-\mu_i\}}{\exp\{\log(y_i!)\}} \\ &= \exp\{y_i \theta_i - \exp\{\theta_i\} - \log(y_i!)\}, \end{aligned} \quad (3.21)$$

em que o parâmetro natural $\theta_i = \log \mu_i$ e as funções $a(\phi) = 1$, $b(\theta_i) = \exp\{\theta_i\}$ e $c(y_i, \phi) = -\log(y_i!)$ para $i = 1, \dots, n$.

Desta forma, considerando que as respostas Y_i são independentes e bem modeladas por uma distribuição de probabilidade Poisson de média igual a μ_i , o MLG com a função de ligação canônica, também conhecido por modelo de regressão Poisson, pode ser escrito da seguinte forma

$$\log\left(\frac{\mu_i}{N_i}\right) = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}. \quad (3.22)$$

O processo iterativo de mínimos quadrados ponderados para a estimação dos parâmetros do modelo Poisson, é dado por

$$\boldsymbol{\beta}^{(m+1)} = (\mathbf{X}^T \mathbf{W}^m \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{W}^m \mathbf{z}^m, \quad (3.23)$$

em que a variável modificada $\mathbf{z} = \boldsymbol{\eta} + \mathbf{W}^{-\frac{1}{2}} \mathbf{V}^{-\frac{1}{2}} (\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu})$ composta pelos seguintes termos $\boldsymbol{\eta} = (\eta_1, \dots, \eta_n)^T$, $\mathbf{y} = (y_1, \dots, y_n)^T$, $\boldsymbol{\mu} = (\mu_1, \dots, \mu_n)^T$, $\mathbf{V} = \text{diag}\{\mu_1, \dots, \mu_n\}$ e os pesos expressos por $\mathbf{W} = \text{diag}\{w_1, \dots, w_n\}$ com $w_i = (d\mu_i/d\eta_i)^2/\mu_i$ para $i = 1, \dots, n$.

No modelo de Poisson, a média e a variância são iguais, mas, na prática, essa característica pode gerar superdispersão, pois as contagens observadas costumam apresentar uma variabilidade maior do que a prevista pelo modelo. Ao comparar a variância dos dados com a esperada pelo modelo, percebe-se que, à medida que adicionamos variáveis explicativas, a variância ajustada pode ser significativamente maior que a média. Isso indica que a superdispersão pode ser um problema na modelagem de dados de contagem (AGRESTI, 2015).

Para contornar essa limitação, é necessário adotar distribuições que incluam um parâmetro extra para acomodar a variabilidade excedente. Esse ajuste torna o modelo mais flexível e capaz de representar melhor os dados, mas também aumenta sua complexidade (PAULA, 2004; AGRESTI, 2015).

3.1.4.4 Modelo linear generalizado Binomial Negativa

Entre as distribuições de probabilidade para variáveis discretas que incorporam a superdispersão presente nas observações, a distribuição Binomial Negativa é comumente utilizada e

possei dois parâmetros, uma média μ e um parâmetro de dispersão θ (PAULA, 2004; AGRESTI, 2015). Assumindo que a variável resposta $\mathbf{Y} = (y_1, \dots, y_i, \dots, y_n)^T$ segue uma distribuição de probabilidade Binomial Negativa, em que $\phi > 0$ é o parâmetro de forma fixo e conhecido e $\mu > 0$, a função de densidade de probabilidade pode ser desenvolvida da seguinte forma

$$\begin{aligned}
 f(y_i; \mu_i; \phi) &= \frac{\Gamma(y_i + \phi)}{\Gamma(\phi)y_i!} \left(\frac{\mu_i}{\mu_i + \phi} \right)^{y_i} \left(\frac{\phi}{\mu_i + \phi} \right)^{\phi} \\
 &= \exp \left\{ y_i \log \left(\frac{\mu_i}{\mu_i + \phi} \right) + \phi \log \left(\frac{\phi}{\mu_i + \phi} \right) + \log \left(\frac{\Gamma(y_i + \phi)}{\Gamma(\phi)y_i!} \right) \right\} \\
 &= \exp \left\{ y_i \log \left(\frac{\mu_i}{\mu_i + \phi} \right) + \phi \log \left(\frac{(\phi + \mu_i) - \mu_i}{\mu_i + \phi} \right) + \log \left(\frac{\Gamma(y_i + \phi)}{\Gamma(\phi)y_i!} \right) \right\} \\
 &= \exp \left\{ y_i \log \left(\frac{\mu_i}{\mu_i + \phi} \right) + \phi \log \left(1 - \frac{\mu_i}{\mu_i + \phi} \right) + \log \left(\frac{\Gamma(y_i + \phi)}{\Gamma(\phi)y_i!} \right) \right\} \\
 &= \exp \left\{ y_i \theta_i - (-\phi \log(1 - \exp\{\theta_i\})) + \log \left(\frac{\Gamma(y_i + \phi)}{\Gamma(\phi)y_i!} \right) \right\}, \quad (3.24)
 \end{aligned}$$

em que o parâmetro natural $\theta_i = \log[\mu_i/(\mu_i + \phi)]$, as demais funções são definidas por $a(\phi) = 1$, $b(\theta_i) = -\phi \log(1 - \exp\{\theta_i\})$ e $c(y_i, \phi) = \log(\Gamma(y_i + \phi)/\Gamma(\phi)y_i!)$.

Assumindo que as respostas observadas em Y_i são independentes e bem ajustadas por uma distribuição de probabilidade Binomial Negativa, o valor esperado é igual a μ_i e variância igual a $\mu_i + \mu_i^2/\phi$ e o modelo é definido pela expressão

$$\log \left\{ \frac{\mu_i}{\mu_i + \phi} \right\} = \mathbf{X}\beta. \quad (3.25)$$

Complementarmente, o processo iterativo para a estimação dos parâmetros do modelo β e ϕ , detalhado por Paula (2004), é dado pelas expressões

$$\beta^{m+1} = (\mathbf{X}^T \mathbf{W}^m \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{W}^m \mathbf{y}^{*m} \quad \text{e} \quad \phi^{m+1} = \phi^m - \left\{ \frac{\mathbf{U}_{\phi}^m}{\ddot{\mathbf{L}}_{\phi\phi}} \right\}, \quad (3.26)$$

para $m = 0, 1, 2, \dots$, em que

- $\mathbf{y}^* = \mathbf{X}\beta + \mathbf{F}^{-1}(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu})$ é uma variável modificada e $\mathbf{y} = (y_1, \dots, y_n)^T$.
- $\mathbf{F} = \text{diag} \{d\mu_1/d\eta_1, \dots, d\mu_n/d\eta_n\}$.
- $\ddot{\mathbf{L}}_{\phi\phi} = \sum_{i=1}^n \{ \psi'(\phi + y_i) + (y_i - 2\mu_i - \phi)/(\phi + \mu_i)^2 \} + \eta\phi^{-1} \{1 - \phi\psi'(\phi)\}$ em que $\psi(\phi) = \Gamma'(\phi)/\Gamma(\phi)$ é a função digama.
- $\mathbf{W} = \text{diag}\{w_1, \dots, w_n\}$ é a matriz de pesos com $w_i = (d\mu_i/d\eta_i)^2/(\mu_i^2\phi^{-1} + \mu_i)$ para $i = 1, \dots, n$.

3.1.5 Diagnóstico para Modelos Lineares Generalizados

Conforme apresentado anteriormente, a definição de um MLG envolve três componentes principais: o componente aleatório, a função de ligação e o componente sistemático.

A falta de qualidade no ajuste de um MLG pode ser ocasionada por diversos fatores, como por exemplo a escolha inadequada da distribuição de probabilidade da variável resposta, a presença de valores discrepantes (conhecidos por *outliers*) na base de dados, entre outros fatores (PAULA, 2004; AGRESTI, 2015).

Devido a tais fatores, o diagnóstico de modelos se torna de extrema importância para verificar a qualidade de ajuste (NELDER; WEDDERBURN, 1972; PAULA, 2004). Na literatura especializada existem ferramentas fundamentais para o diagnóstico de MLG, as técnicas utilizadas para detectar possível falta de ajuste de um MLG são:

- Adequação das suposições iniciais para os erros do modelo: normalidade, independência, homogeneidade e também a relação linear entre as variáveis resposta e preditoras.
- Presença de observações mal ajustadas, comumente chamadas de pontos aberrantes.
- Presença de pontos de alavanca, pois influenciam na estimação dos parâmetros.
- Presença de pontos influentes, que podem alterar em diferentes partes o ajuste do modelo, podendo resultar em estimativas viesadas.

Nos MLG os resíduos fornecem informações sobre discrepâncias entre o valores ajustados pelo modelo e os observados. Em particular, o resíduo de Pearson é a diferença entre os valores observados e esperados divididos pela estimativa do desvio padrão do estimador da variável resposta expresso da seguinte forma:

$$r^{(P_i)} = \frac{y_i - \hat{\mu}_i}{\sqrt{V(\hat{\mu}_i)}}. \quad (3.27)$$

Os resíduos altos, na prática considerados os resíduos fora do intervalo [-2,2], podem indicar falta de ajuste ou a presença de pontos aberrantes.

Os pontos de alavancas quantificam a influência de cada observação no ajuste do modelo e são identificados por meio da matriz de projeção $\hat{H}$, definida por

$$\hat{H} = \hat{W}^{\frac{1}{2}} X \left(X^T \hat{W} X \right)^{-1} X^T \hat{W}^{\frac{1}{2}}, \quad (3.28)$$

em que X é a matriz de preditores e W é a matriz de pesos que depende da função de ligação utilizada no MLG. Na prática, os pontos de alavanca, também conhecidos como *leverages*, são os elementos da diagonal principal $h_{ii} > \frac{2p}{n}$, em que p é o número de preditores do modelo e n o número total de observações (PAULA, 2004).

Os pontos influentes envolvem avaliar o impacto da exclusão de uma observação no modelo ajustado. Esses pontos são identificados por meio da análise das métricas distância de Cook (D_i) e $DFBETA_j(i)$, sendo

$$D_i = \frac{r_i^{2(P)} h_{ii}}{p(1 - h_{ii})^2} \quad \text{e} \quad DFBETA_j(i) = \frac{\hat{\beta}_j - \hat{\beta}_j^{(-i)}}{EP(\hat{\beta}_j)}, \quad (3.29)$$

em que p é o número de parâmetros no modelo e $\hat{\beta}_j^{(-i)}$ é o estimador de β_j sem a i -ésima observação.

Enquanto D_i fornece uma visão geral do impacto de uma observação no ajuste completo do modelo, a métrica $DFBETA$ avalia, de forma individual, como cada observação afeta os coeficientes do modelo. Na prática, os valores de $D_i > \frac{4}{n}$ e $|DFBETA_j(i)| > \frac{2}{\sqrt{n}}$ indicam que a observação i é influente a nível global ou local, respectivamente.

Essas análises podem ser realizadas computacionalmente de maneira mais clara e visualmente intuitiva por meio de gráficos de resíduos. Complementarmente, no contexto dos MLGs, o gráfico do envelope simulado é uma ferramenta de diagnóstico que compara as estatísticas observadas com as obtidas por meio de múltiplas simulações do modelo ajustado, utilizando percentis das simulações para construir um intervalo que avalia a adequação da distribuição de probabilidade assumida para a variável resposta.

4 Resultados e discussões

Os resultados e discussões das análises estatísticas realizadas durante o desenvolvimento deste trabalho estão apresentados nas próximas seções com suas respectivas abordagens. Inicialmente, são apresentadas as análise exploratória dos dados na Seção 4.1 e os resultados obtidos a partir de uma abordagem univariada por meio de ajustes de MLG estão discutidos e apresentados na Seção 4.2.

4.1 Análise exploratória dos dados

O estado de São Paulo se subdivide em 645 municípios, os quais se diferem em duas classificações demográficas diferentes, sendo elas referentes à classificação segundo o porte populacional do município e à tipologia rural-urbana, ambas disponibilizadas pelo IBGE ([MDS, 2004](#); [IBGE, 2023](#)). A classificação disponibilizada pelo IBGE segundo o porte populacional é definida da seguinte forma:

- Municípios de Pequeno Porte 1: até 20 000 habitantes.
- Municípios de Pequeno Porte 2: de 20 001 até 50 000 habitantes.
- Municípios de Médio Porte: de 50 001 até 100 000 habitantes.
- Municípios de Grande Porte: de 100 001 até 900 000 habitantes.
- Metrópole: 900 001 habitantes ou mais.

A Figura 3 representa a classificação dos municípios do estado de São Paulo segundo o porte populacional, em que nota-se que, entre os municípios, a maioria está classificada como Pequeno porte 1 (59,53%) e Pequeno porte 2 (18,29%), como também percebe-se apenas três municípios que são considerados metrópoles.

Em uma perspectiva diferente o IBGE classifica os municípios com base em uma tipologia rural-urbana, utilizando três dimensões: demográfica, econômica e grau de urbanização. Cada município é avaliado segundo o cruzamento das dimensões para definir sua classificação final. A tipologia resulta em cinco níveis: predominantemente urbano, intermediário adjacente, intermediário remoto, rural adjacente e rural remoto ([IBGE, 2023](#)).

Conforme ilustrado na Figura 4, o estado de São Paulo apresenta apenas três classes de municípios segundo a tipologia rural-urbana. Em resumo, dos 645 municípios do estado, 53,8% são classificados com a tipologia urbana, seguido da tipologia rural-adjacente correspondendo a 28,06% e a tipologia intermediário adjacente representando 18,14% dos municípios do estado.

Figura 3 – Distribuição dos municípios do Estado de São Paulo segundo a classificação referente ao porte populacional (MDS, 2004).

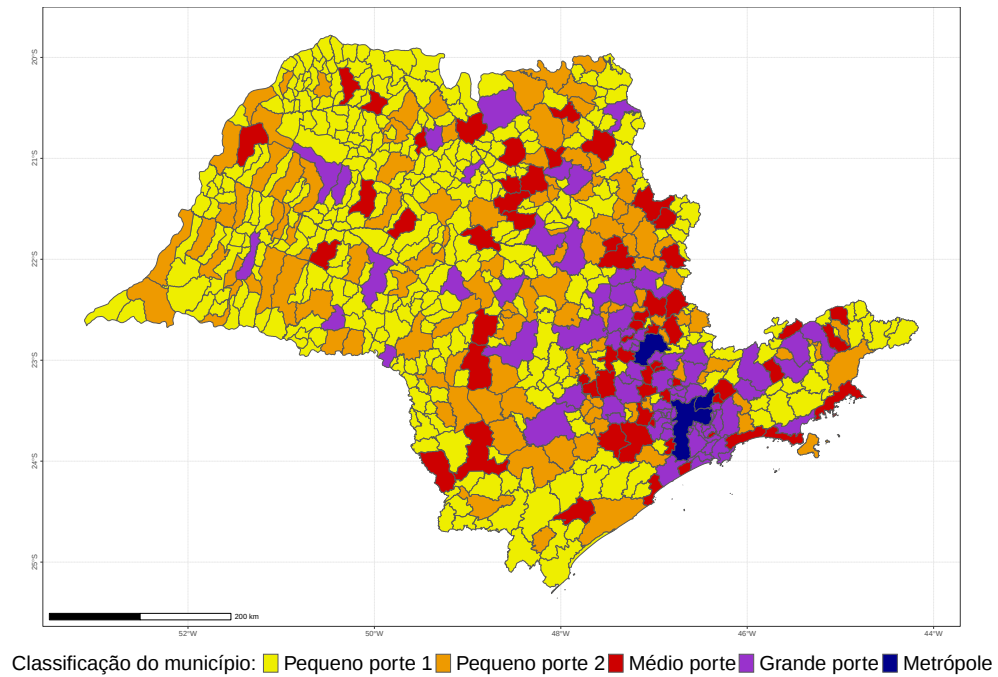
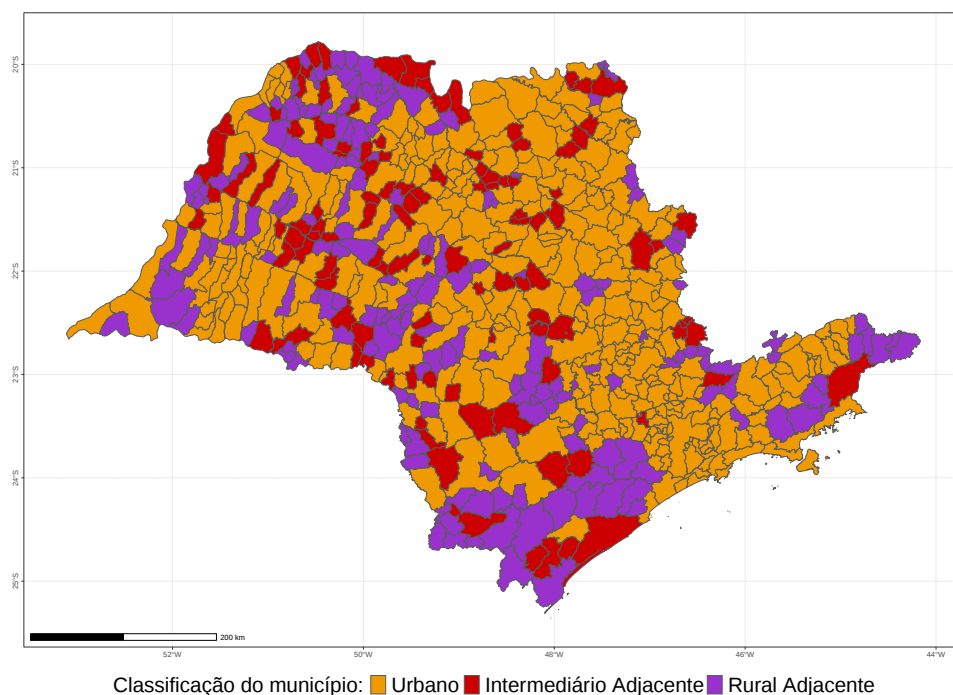


Figura 4 – Distribuição dos municípios do Estado de São Paulo segundo a tipologia rural-urbana (IBGE, 2023).

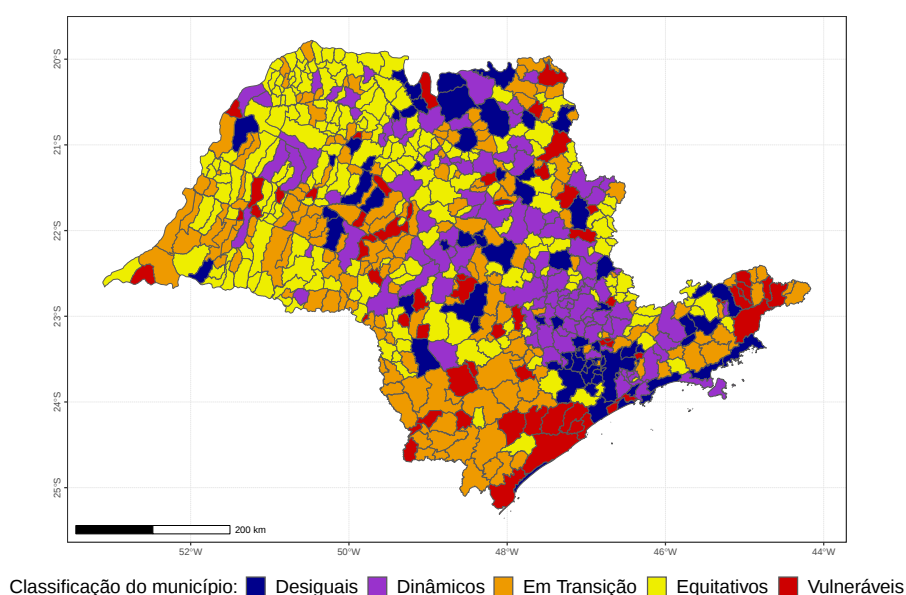


Em uma abordagem econômica, o Índice Paulista de Responsabilidade Social (IPRS) é um indicador síntese para orientação de políticas públicas municipais voltado para o desenvolvimento social e a melhoria da qualidade de vida da população. Assim, os municípios do estado de São Paulo são classificados segundo os níveis de riquezas e os indicadores sociais de longevidade e escolaridade em: desiguais, dinâmicos, em transição, equitativos e vulneráveis (SEADE, 2019). Os grupos IPRS são definidos da seguinte forma:

- Desiguais: municípios com níveis de riquezas elevados mas indicadores sociais insatisfatórios (longevidade e/ou escolaridade baixo).
- Dinâmicos: municípios com índices elevados de riquezas e bons níveis nos indicadores sociais (longevidade e escolaridade médio/alto).
- Em transição: municípios com baixos níveis de riquezas e indicadores sociais com baixo níveis (longevidade e/ou escolaridade baixo).
- Equitativos: municípios com baixos níveis de riquezas e indicadores com bons níveis sociais (longevidade e escolaridade médio/alto).
- Vulneráveis: municípios mais desfavorecidos tanto em riquezas como nos indicadores sociais (longevidade e escolaridade baixo).

De acordo com a Figura 5, os municípios do estado de São Paulo apresentam, em sua maioria, baixos níveis de riquezas com bons níveis nos indicadores sociais estando classificados como em transição (27,75%) e equitativos (33,80%). Os demais municípios correspondem a 11,63% classificados em desiguais, 17,36% em dinâmicos e 9,46% em vulneráveis.

Figura 5 – Distribuição dos municípios do Estado de São Paulo segundo o IPRS (SEADE, 2019).



Complementarmente, dentre as diversas subdivisões oriundas de diferentes abordagens administrativas e com funções específicas, o estado de São Paulo se subdivide em 53 Regiões imediatas. Estas regiões são usadas para fins de análise estatística e geográfica, agrupando os municípios que possuem forte relação no cotidiano da população, sendo econômicas, serviços e deslocamento.

Ao direcionar a atenção para as quantidades e proporções de crianças menores de cinco anos avaliadas segundo seus respectivos estados nutricionais disponíveis nos relatórios de acesso público do SISVAN, o presente estudo desenvolveu-se a partir de dois índices nutricionais: altura para idade e peso para altura.

Ao analisar o índice nutricional altura $\times$ idade, tem-se que as crianças avaliadas com *deficit* estrutural (baixa estatura e muito baixa estatura para a idade) variam de 6% a 8% nas classes dos municípios segundo a tipologia rural-urbana e o porte populacional. Complementando as informações demográficas, a proporção de crianças avaliadas, segundo o mesmo índice nutricional, é de 9% em municípios pertencentes as classes desiguais e vulneráveis segundo o IPRS, enquanto nas demais classes a proporção de crianças avaliadas é de 7%.

Com base no pressuposto que cada município recebe subsídios do governo federal e estadual para diferentes finalidades, entre as diversas despesas administradas pelos gestores responsáveis, a oferta de serviços que viabilizem a assistência integral às crianças é de extrema importância. Considerando que o cuidado integral reduz a vulnerabilidade e riscos à saúde da população, as proporções de crianças menores de cinco anos avaliadas com *deficit* estrutural apontam problemas de má nutrição, que podem resultar em complicações irreversíveis na fase adulta.

Embora a proporção de crianças avaliadas com baixa e muito baixa estatura para a idade no estado de São Paulo é de 7,65%, em uma análise individual de cada município, ilustrado da Figura 6, alguns municípios se destacam com proporções próximas a 35%. Em uma análise detalhada segundo as três classificações municipais presentes neste trabalho, os cinco municípios com maiores proporções de crianças avaliadas com *deficit* estrutural em cada classe são:

- **Classificação segundo porte populacional**

- Pequeno porte 1: Cássia dos Coqueiros (34,62%), Ribeirão Grande (33,91%), Taiacu (33,33%), Echaporã (31,03%) e Lindóia (26,83%).
- Pequeno porte 2: Tanabi (30,10%), Dois Córregos (20,63%), Tremembé (20,33%), São Pedro (15,73%) e Cachoeira Paulista (15,44%).
- Grande porte: São Bernado do Campo (23,25%), Cubatão (16,48%), Leme (16,05%), Taubaté (15,19%) e Embu da Artes (14,35%).
- Médio porte: Taquaritinga (13,02%), Lençóis Paulista (12,01%), Andradina (10,99%), Itapira (10,93%) e Mongaguá (10,63%).

- Metrópole: Guarulhos (11,61%), São Paulo (8,55%) e Campinas (5,50%).

- **Tipologia rural-urbana**

- Intermediário adjacente: Taiacu (33,33%), Echaporã (31,03%), Lindóia (26,83%), Irapuã (25,28%) e Conchas (21,01%).
- Rural adjacente: Cássia dos Coqueiros (34,62%), Ribeirão Grande (33,91%), Santa Cruz da Conceição (25,42%), Guaiçara (22,22%) e Queluz (16,67%).
- Urbano: Tanabi (30,10%), São Bernado do Campo (23,25%), Colômbia (22,84%), Dois Córregos (20,63%) e Tremembé (20,33%).

- **IPRS**

- Desiguais: Colômbia (22,84%), Ubarana (17,95%), Cubatão (16,48%), Marapoama (16,05%) e Taubaté (15,19%).
- Dinâmicos: São Bernado do Campo (23,25%), Bastos (13,24%), Lençóis Paulista (12,01%), São José do Rio Preto (11,94%) e Aparecida (11,94%).
- Em transição: Echaporã (31,03%), Lindóia (26,83%), Guaiçara (22,22%), Conchas (21,01%) e Dois Córregos (20,63%).
- Equitativos: Cássia dos Coqueiros (34,62%), Ribeirão Grande (33,91%), Taiacu (33,33%), Tanabi (30,10%) e Santa Cruz da Conceição (25,42%).
- Vulneráveis: Santa Lúcia (20,00%), Cachoeira Paulista (15,44%), Santo Expedito (14,78%), Guaraci (14,68%) e Francisco Morato (14,29%).

É importante ressaltar que durante todas as análises, os municípios Arco-Íris, Canas, Capela do Alto, Nova Luzitânia, Saltinho e Santa Ernestina se destacam por não haver nenhum registro nutricional de crianças menores de cinco anos, segundo os índices nutricionais selecionados.

A Figura 6 ilustra a distribuição das porcentagens de crianças menores de cinco anos avaliadas com *deficit* estrutural tendo como referência o total de crianças menores de cinco anos avaliadas e registradas pelo SISVAN dos 645 municípios paulistas em 2021, destacando de branco os municípios que não possuem registros de crianças nessa faixa etária.

Ao analisar a distribuição das porcentagens de crianças menores de cinco anos com *deficit* estrutural nas regiões imediatas, conforme ilustrado na Figura 7, observa-se que a proporção de crianças nessa condição não ultrapassa 12%. Além disso, as regiões imediatas apresentam menor variabilidade na proporção de crianças com *deficit* estrutural quando comparadas aos municípios paulistas como um todo. Essa diferença é evidenciada pelos coeficientes de variação de 0,2702 para as regiões imediatas e 0,6548 para os municípios paulistas em 2021, indicando que a distribuição do *deficit* estrutural é mais homogênea nas regiões imediatas do que nos municípios individualmente

As regiões imediatas que se destacam com maiores porcentagens de crianças avaliadas baixa estatura e muito baixa estatura para a idade são Cruzeiro (10,67%), Ituverava (10,76%) e Franca (11,54%) enquanto as regiões que se destacam com menores porcentagens de crianças avaliadas nas mesmas condições são: Piracicaba (3,94%), Santa Fé do Sul (4,31%) e São José do Rio Pardo - Mococa (4,39%).

Figura 6 – Proporção de crianças menores de cinco anos avaliadas com baixa estatura e muito baixa estatura para a idade nos municípios paulistas em 2021 segundo o SISVAN (BRASIL, Ministério da Saúde, 2017).

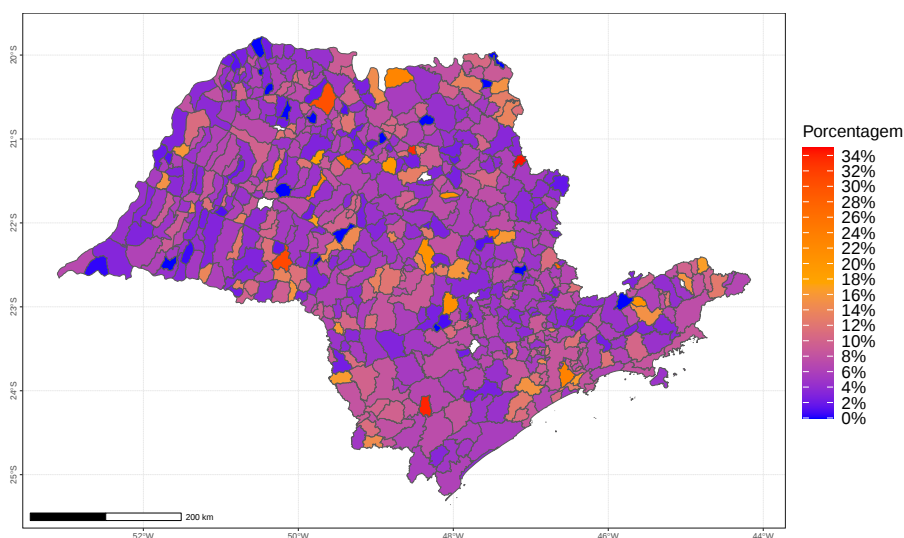
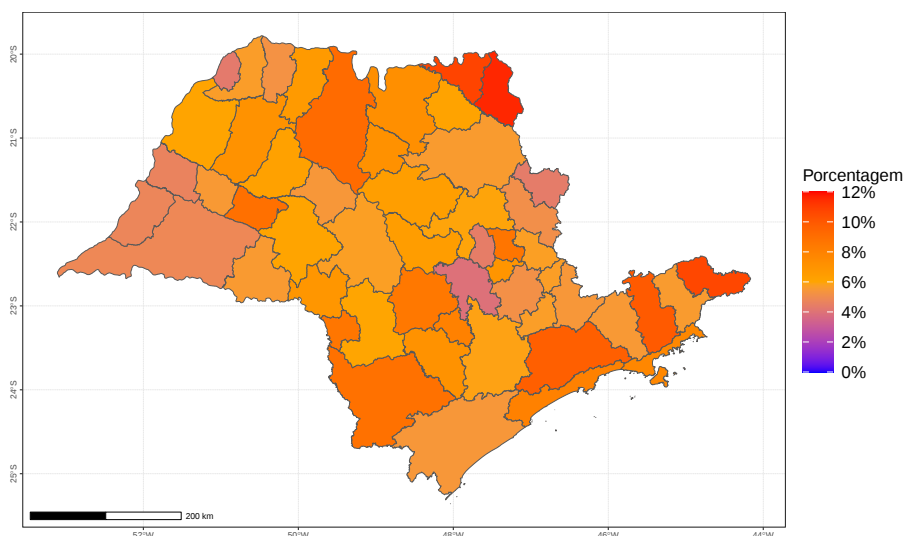


Figura 7 – Proporção de crianças menores de cinco anos avaliadas com baixa estatura e muito baixa estatura para a idade nas regiões imediatas paulistas em 2021 segundo o SISVAN (BRASIL, Ministério da Saúde, 2017).



Em uma perspectiva diferente, o índice nutricional peso $\times$ altura registra a quantidade de crianças menores de cinco anos avaliadas com peso adequado, baixo peso para a altura (magreza acentuada e magreza) ou excesso de peso para a altura (sobrepeso e obesidade). A proporção de crianças avaliadas nos seus respectivos estados nutricionais segundo a classificação populacional

do município apresenta um determinado padrão que se repete ao compará-la com as proporções, segundo a tipologia rural-urbana e a classificação segundo o IPRS. De forma geral e corroborando com a literatura especializada, são observadas maiores contagens de crianças avaliadas com peso adequado se comparado com as contagens de crianças avaliadas com excesso de peso ou baixo peso (CAISAN, 2017; LIRA *et al.*, 2017).

Considerando os indicadores demográficos e os estados nutricionais, segundo o peso e a altura das crianças menores de cinco anos, as proporções de crianças avaliadas nos municípios paulistas, filtrados de acordo com os respectivos portes populacionais, verifica-se que as porcentagens de baixo peso para a altura (ou magreza) variam de 3,6% a 4% enquanto as porcentagens de excesso de peso para a altura apresentam uma variação de 12,9% a 14,1%. As informações municipais obtidas de crianças menores de cinco anos segundo o porte populacional seguem o mesmo padrão da referência estatual com 3,70% avaliadas com magreza para a altura e 12,64% avaliadas com excesso de peso para a altura conforme apresentado na Tabela 1.

Tabela 1 – Distribuição da quantidade de crianças menores de cinco anos com registro de informação sobre o peso para altura, segundo o porte populacional dos municípios paulistas (BRASIL, Ministério da Saúde, 2017).

Classificação dos municípios	Estado nutricional (%)						Total
	Magreza acentuada	Magreza	Adequado	Risco de sobrepeso	Sobrepeso	Obesidade	
Porte pequeno 1	888 (1,3%)	1585 (2,4%)	42571 (63,6%)	12491 (18,7%)	5043 (7,5%)	4376 (6,5%)	66954 (100%)
Porte pequeno 2	883 (1,3%)	1778 (2,5%)	46276 (66,3%)	12213 (17,5%)	4989 (7,2%)	3614 (5,2%)	69753 (100%)
Médio porte	844 (1,2%)	1666 (2,4%)	46545 (66,3%)	12697 (18,1%)	4798 (6,8%)	3622 (5,2%)	70172 (100%)
Grande porte	3510 (1,2%)	7125 (2,4%)	195043 (65,4%)	52757 (17,7%)	20320 (6,8%)	19350 (6,5%)	298105 (100%)
Metrópole	1440 (1,3%)	2947 (2,7%)	74067 (68,6%)	18217 (16,9%)	6505 (6,0%)	4844 (4,5%)	108020 (100%)
Estado	7565 (1,2%)	15101 (2,5%)	404502 (66%)	108375 (17,7%)	41655 (6,8%)	35806 (5,8%)	613004 (100%)

fonte: SISVAN, Brasil, 2021.

A Tabela 2, referente a tipologia rural-urbana, apresenta a porcentagem de crianças menores de cinco avaliadas em seus respectivos estados nutricionais de acordo com o peso e a altura no estado e São Paulo. A variação de crianças nessa faixa etária avaliadas com baixo peso para a altura é de 3,4% a 3,7% e a variação de crianças avaliadas com excesso de peso para a altura é de 13,1% a 14%, enquanto a referência estadual é 3,70% e 12,64% para ambos estados nutricionais.

Do ponto de vista econômico, a variação de crianças menores de cinco anos avaliadas com baixo peso para a altura é de 3,6% a 4,3% enquanto para as avaliadas com excesso de peso para a altura é de 12,2% a 15,5%, conforme apresentado na Tabela 3.

Tabela 2 – Distribuição da quantidade de crianças menores de cinco anos com registro de informação sobre o peso para altura, segundo a tipologia rural urbana dos municípios do estado de São Paulo (IBGE, 2023).

Tipologia dos municípios	Estado nutricional (%)						Total
	Magreza acentuada	Magreza	Adequado	Risco de sobrepeso	Sobrepeso	Obesidade	
Intermediário	314	631	17944	5037	2027	1580	27533
Adjacente	(1,1%)	(2,3%)	(65,2%)	(18,3%)	(7,4%)	(5,7%)	(100%)
Rural	423	709	20409	6186	2432	2129	32288
Adjacente	(1,3%)	(2,2%)	(63,2%)	(19,2%)	(7,5%)	(6,6%)	(100%)
Urbano	6828	13761	366149	97152	37196	32097	553183
	(1,2%)	(2,5%)	(66,2%)	(17,6%)	(6,7%)	(5,8%)	(100%)
Estado	7565	15101	404502	108375	41655	35806	613004
	(1,2%)	(2,5%)	(66%)	(17,7%)	(6,8%)	(5,8%)	(100%)

fonte: SISVAN, Brasil, 2021.

Tabela 3 – Distribuição da quantidade de crianças menores de cinco anos com registro de informação sobre o peso para altura, segundo o IPRS dos municípios do estado de São Paulo (SEADE, 2019).

IPRS dos municípios	Estado nutricional (%)						Total
	Magreza acentuada	Magreza	Adequado	Risco de sobrepeso	Sobrepeso	Obesidade	
Desiguais	2685	4975	134478	37615	14370	12023	206146
	(1,3%)	(2,4%)	(65,2%)	(18,2%)	(7,0%)	(5,8%)	(100%)
Dinâmicos	2460	5625	153328	38277	14327	13453	227470
	(1,1%)	(2,5%)	(67,4%)	(16,8%)	(6,3%)	(5,9%)	(100%)
Em transição	838	1710	44767	12864	5117	3657	68953
	(1,2%)	(2,5%)	(64,9%)	(18,7%)	(7,4%)	(5,3%)	(100%)
Equitativos	1031	1962	51607	13878	5360	4137	77975
	(1,3%)	(2,5%)	(66,2%)	(17,8%)	(6,9%)	(5,3%)	(100%)
Vulneráveis	551	829	20322	5741	2481	2536	32460
	(1,7%)	(2,6%)	(62,6%)	(17,7%)	(7,6%)	(7,8%)	(100%)
Estado	7565	15101	404502	108375	41655	35806	613004
	(1,2%)	(2,5%)	(66%)	(17,7%)	(6,8%)	(5,8%)	(100%)

fonte: SISVAN, Brasil, 2021.

Como as proporções de crianças avaliadas nas tabelas acima são muito semelhantes à referência estadual, uma análise municipal segundo suas respectivas classificações nos fornece mais detalhes sobre a distribuição de crianças menores de cinco anos avaliadas com magreza ou excesso de peso para a altura nos municípios paulistas.

Em uma análise detalhada dos cinco municípios paulistas com as maiores prevalências de magreza e excesso de peso para altura em 2021, observa-se que municípios de pequeno porte (1 e 2) concentram algumas das situações mais críticas, conforme apresentado na Tabela 4. Monteiro Lobato registrou 100% de magreza, mas com apenas uma criança avaliada, indicando fragilidade na representatividade dos dados. Da mesma forma, Boraceia apresentou 48,44% de excesso de

peso, porém com uma amostra pequena (64 crianças), o que exige cautela na interpretação dos dados.

À medida que o porte populacional aumenta, a proporção de magreza diminui nos municípios paulistas, aproximando-se da média estadual (3,7%) nas metrópoles. No entanto, o excesso de peso mantém-se elevado em todas as categorias, superando a referência estadual (12,64%) na maioria dos municípios, inclusive em grandes cidades. Em destaque os municípios de Cubatão (33,90%) e São Bernardo do Campo (27,13%) apresentam altas prevalências, mesmo sendo municípios de grande porte.

Nas metrópoles, o excesso de peso varia significativamente: enquanto Guarulhos (16,37%) está acima da média estadual, São Paulo (9,94%) e Campinas (9,24%) ficam abaixo. Essa variação sugere desigualdades não apenas entre portes populacionais, mas também dentro de categorias semelhantes, reforçando a necessidade de análises localizadas para políticas públicas eficazes.

Tabela 4 – Os cinco municípios com maiores proporções de crianças menores de cinco anos avaliadas com magreza e excesso de peso para altura segundo o porte populacional dos municípios paulistas em 2021.

Classificação segundo porte populacional	Magreza	Excesso de peso
Pequeno porte 1	Monteiro Lobato (100%), Bento de Abreu Boraceia (48,44%), Vista Alegre do Alto (18,57%), Lindóia (17,07%), Neves Paulista (46,51%), Poloni (33,33%), Ribeira (31,25%), (15,38%), Dourado (12,50%)	Uru (31,03%)
Pequeno porte 2	Aparecida (12,30%), Lucélia (11,91%), Biritiba Mirim (31,17%), Cachoeira Paulista (11,69%), Teodoro Sampaio (10,53%), (27,18%), Tremembé (26,20%), Miguelópolis Adamantina (10,11%)	(22,03%), São Pedro (21,35%),
Médio porte	Andradina (11,65%), Olímpia (8,05%), Taquaritinga (6,38%), Rio Grande da Serra (6,34%), (19,15%), Mongaguá (18,93%), Andradina Campos do Jordão (6,04%)	Paulista (27,94%), Taquaritinga (17,33%), Jaboticabal (16,34%),
Grande porte	Itapevi (8,68%), Várzea Paulista (8,17%), Taubaté (7,41%), Sumaré (6,87%), Francisco Morato (6,51%)	Cubatão (33,90%), São Bernardo do Campo (27,13%), Francisco Morato (23,10%), Embu das Artes (21,22%), Tatuí (18,52%)
Metrópole	Guarulhos (5,54%), São Paulo (3,98%), Campinas (3,50%)	Guarulhos (16,37%), São Paulo (9,94%), Campinas (9,24%)

fonte: SISVAN, Brasil, 2021.

Ao comparar as informações dos municípios paulistas, segundo a tipologia rural-urbana e o porte populacional, disponíveis nas Tabelas 4 e 5, respectivamente, observa-se que alguns municípios aparecem em ambas, com altas porcentagens de crianças menores de cinco anos avaliadas com magreza e excesso de peso para altura. Complementando as informações, tanto em termos de tipologia quanto em porte populacional, o excesso de peso para a altura de crianças menores de cinco anos é mais prevalente em todas as categorias.

Os municípios com menor porte populacional se destacam nas três tipologias, reforçando que o problema de magreza e excesso de peso para altura se estende tanto em contextos rurais quando em urbanos. No entanto, municípios urbanos de maior porte populacional aparentam ter

menor incidência de magreza, indicando que áreas mais urbanizadas podem ter mais acesso a melhores condições de nutrição básica enquanto áreas rurais e de pequeno porte lidam com uma diversidade de desafios nutricionais.

Em uma perspectiva econômica, a Tabela 6 permite observar que municípios classificados como desiguais e vulneráveis tem menores porcentagens de crianças avaliadas com magreza se comparados aos municípios pertencentes às demais tipologias. Outro padrão identificado nas tabelas anteriores é que a porcentagem elevada de excesso de peso para a altura de crianças menores de cinco anos afeta diferentes contextos socioeconômicos e demográficos enquanto a alta porcentagem de magreza está mais concentrada em áreas específicas.

Tabela 5 – Os cinco municípios com maiores proporções de crianças, na primeira infância, avaliadas com magreza e excesso de peso segundo o tipologia rural-urbana dos municípios paulistas, em 2021.

Tipologia do município	Magreza	Excesso de peso
Intermediário adjacente	Lindóia (17,07%), Dourado (12,50%), Conchas (9,73%), Paranapanema (9,23%), Geral Salgado (8,96%)	Boraceia (48,44%), Vista Alegre do Alto (46,51%), Poloni (33,33%), Motuca (28,57%), Irapuã (28,25%)
Rural adjacente	Bento de Abreu (18,57%), Avaí (12,32%), Paulistânia (11,49%), Quadra (11,11%), Adolfo (10,71%)	Ribeira (31,25%), Uru (31,03%), Platina (30,51%), Borá (30,43%), Cruzália (30,43%)
Urbano	Monteiro Lobato (100%), Neves Paulista (15,38%), Aparecida (12,30%), Lucélia (11,91%), Biritiba Mirim (11,69%)	Cubatão (33,90%), Biritiba Paulista (30,77%), Colômbia (28,40%), Lençóis Paulista (27,94%)

fonte:SISVAN, Brasil, 2021.

Tabela 6 – Os cinco municípios com maiores proporções de crianças, na primeira infância, avaliadas com magreza e excesso de peso segundo as classes IPRS dos municípios paulistas, em 2021.

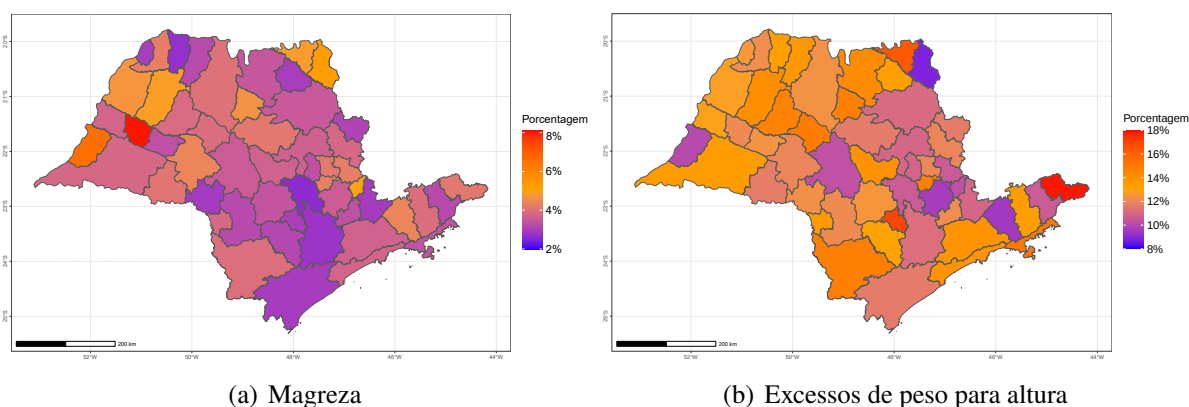
Classificação segundo IPRS	Magreza	Excesso de peso
Desiguais	Dourado (12,50%), Andradina (11,65%), Itapevi (8,68%), Cravinhos (8,51%), Altair (8,25%)	Boraceia (48,44%), Cubatão (33,90%), Colômbia (28,40%), Brejo Alegre (22,81%), São Lourenço da Serra (22,34%)
Dinâmicos	Aparecida (12,30%), Suzanópolis (9,46%), Jarinu (9,28%), Paranapanema (9,23%), Olímpia (8,05%)	Vista Alegre do Alto (46,51%), Borá (30,43%), Lençóis Paulista (27,94%), São Bernardo do Campo (27,13%), Sebastianópolis do Sul (18,07%)
Em transição	Monteiro Lobato (100%), Lindóia (17,07%), Avaí (12,32%), Biritiba Mirim (11,69%), Tabatinga (10,97%)	Ribeira (31,25%), Biritiba Mirim (31,17%), Uru (31,03%), Cruzália (30,43%), Adolfo (28,57%)
Equitativos	Bento de Abreu (18,57%), Neves Paulista (15,38%), Lucélia (11,91%), Paulistânia (11,49%), Quadra (11,11%)	Poloni (33,33%), Neves Paulista (30,77%), Platina (30,51%), Aspásia (29,03%), Santa Cruz da Conceição (28,81%)
Vulneráveis	Itariri (8,20%), Areias (7,79%), Sarapuí (7,02%), Clementina (6,67%), Francisco Morato (6,51%)	Flórida Paulista (30,23%), Álvaro de Carvalho (27,35%), Cachoeira Paulista (27,18%), Arandu (26,97%), Mariápolis (25,71%)

fonte:SISVAN, Brasil, 2021.

Em relação às regiões imediatas, a distribuição de crianças menores de cinco anos avaliadas com magreza não ultrapassa a margem de 9% em 2021, destacando as regiões de Adamantina-Lucélia (8,02%), Presidente Epitácio-Presidente Venceslau (6,57%), Franca (5,30%), Amparo (5%) e Araçatuba (4,91%) como as cinco regiões imediatas com maiores porcentagens de magreza como ilustrado na Figura 8 (a).

As informações obtidas sobre a porcentagem de crianças menores de cinco anos avaliadas com excesso de peso para a altura nas regiões imediatas, destacadas na Figura 8 (b), reforçam que o excesso de peso para altura em crianças nessa faixa etária afeta é um problema mais persistente que a magreza e afeta diferentes contextos demográficos e socioeconômicos. As cinco regiões imediatas que se destacam com maiores quantidade de crianças menores de cinco anos avaliadas com excesso de peso para altura são Cruzeiro (17,85%), Tatuí (16,93%), Ituverava (16,32%), Caraguatatuba-Ubatuba-São Sebastião (15,05%) e Lins (14,91%).

Figura 8 – Distribuição da porcentagem de magreza e excesso de peso para a altura de crianças menores de cinco anos nas regiões imediatas paulistas em 2021.



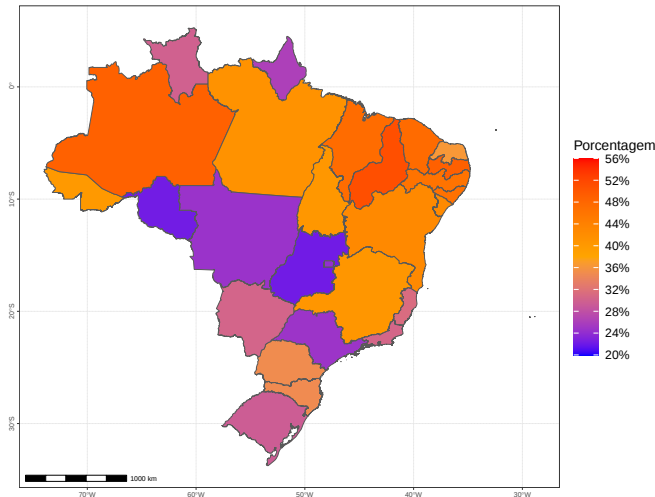
Devido a identificação de elevadas porcentagens de crianças menores de cinco anos avaliadas com magreza ou excesso de peso para altura em alguns municípios, discrepâncias que não foram identificadas nas classificações dos municípios segundo as abordagens demográficas e econômica, uma investigação aprofundada sobre a cobertura do SISVAN se faz necessário para verificar se esses locais específicos possuem realmente índices elevados de má nutrição infantil.

A avaliação da cobertura do SISVAN é fundamental para entender se os dados disponibilizados nos relatórios públicos capturam adequadamente a realidade local dos municípios paulistas. Com isso, a cobertura do SISVAN indica a eficácia do monitoramento e alcance do sistema de vigilância evidenciando as regiões em que o acompanhamento nutricional é insuficiente e, consequentemente, influencie os dados observados.

Contextualizando a cobertura do SISVAN em menores de cinco anos a nível nacional em 2021, a proporção de crianças avaliadas não é uniforme. Em algumas unidades da federação apenas 20% das crianças menores de cinco anos são monitoradas enquanto em outras unidades da federação a mesma cobertura pode chegar a 56%. O estado de São Paulo, em 2021, é a quinta

unidade da federação com alcance em torno de 25%, ou seja, uma menor parcela das crianças menores de cinco anos são monitoradas nesse estado se comparado aos demais vinte e dois estados conforme ilustrado na Figura 9.

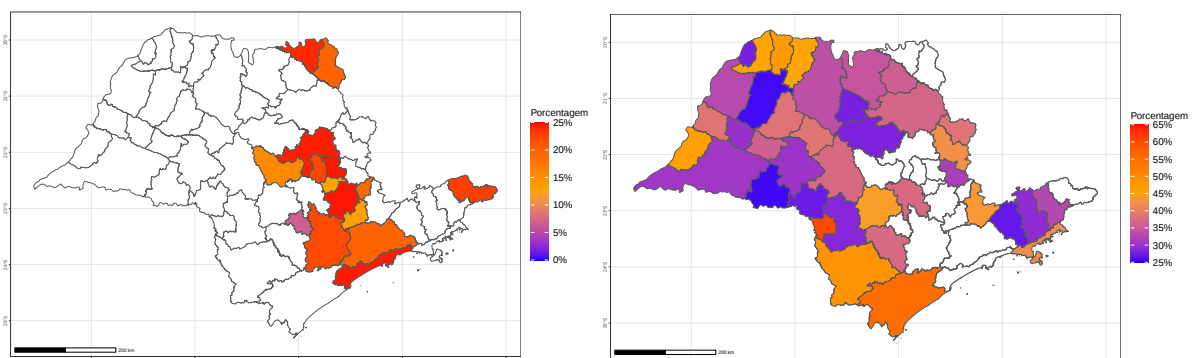
Figura 9 – Cobertura do SISVAN em crianças menores de cinco anos nas unidades da federação brasileira em 2021.



Com a atenção voltada para as regiões imediatas e considerando a cobertura do estado do Estado de São Paulo como referência, quinze regiões se destacam devido a pouca adesão ao SISVAN. Dentre essas regiões, as cinco regiões com menor alcance do sistema de vigilância e monitoramento em crianças menores de cinco anos são Tatuí (6,89%), Limeira (12,74%), Jundiaí (12,88%), Jaú (15,71%) e Amparo (19,13%) conforme ilustrado na Figura 10 (a).

Para complementar a distribuição de adesão do SISVAN nesse contexto demográfico, as cinco regiões imediatas que se destacam com maior alcance do sistema de vigilância e monitoramento em menores de cinco anos são Piraju (60,39%), Registro (55,35%), Itapeva (48,38%), Fernandópolis (47,44%) e Presidente Epitácio-Presidente Venceslau (46,04%) conforme ilustrado na Figura 10.

Figura 10 – Cobertura do SISVAN em crianças menores de cinco anos nas regiões imediatas paulistas em 2021.

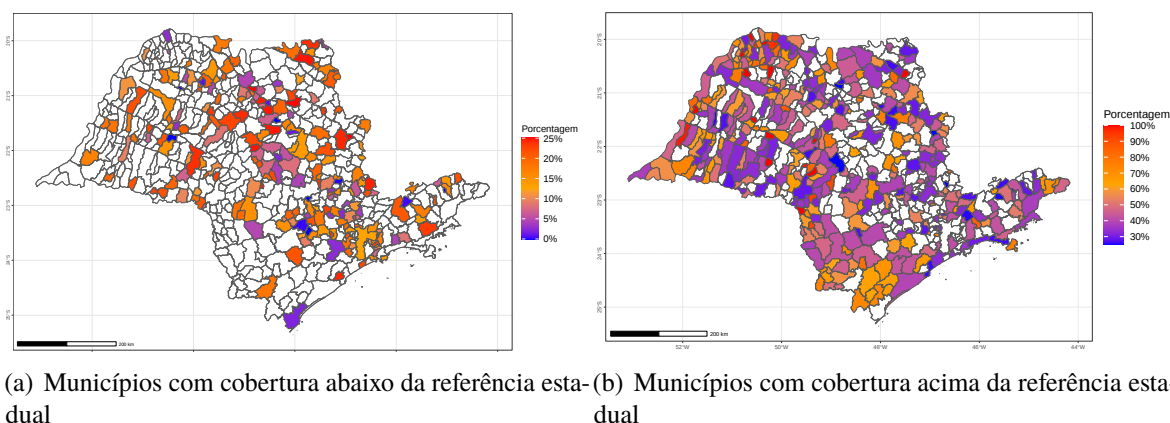


(a) Regiões com cobertura abaixo da referência estadual (b) Regiões com cobertura acima da referência estadual

Ao verificar o alcance do sistema de vigilância e monitoramento nutricional infantil no nível municipal, seis municípios paulistas se destacam por não possuir cobertura em menores de cinco anos e duzentos e catorze municípios apesar de possuírem cobertura o alcance é inferior a referência do estado de São Paulo, conforme ilustrado na Figura 11 (a). Em contrapartida, catorze municípios paulistas se destacam com cobertura em menores de cinco anos igual a 100%, evidenciando o comprometimento dos gestores municipais na adesão do SISVAN, conforme ilustrado na Figura 11 (b).

A distribuição da cobertura do SISVAN dos cinco municípios paulistas que estão abaixo da referência estadual e em baixos níveis de adesão em 2021 são, respectivamente, Arthur Nogueira (0,16%), Tatuí (0,36%), Monteiro Lobato (0,44%), Taiacú (0,9%) e Poloni (0,96%).

Figura 11 – Cobertura do SISVAN em crianças menores de cinco anos nos municípios paulistas em 2021



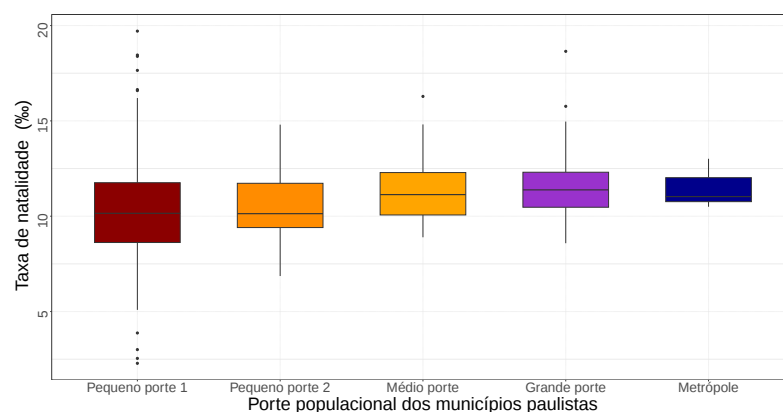
Ao complementar à análise exploratória, os demais indicadores que compõem as sete dimensões distintas da base de dados, disponíveis no Apêndice 5, estão categorizados ou apresentam valores discretos ou contínuos. Desta forma, foram calculadas as medidas descritivas (mínimo, mediana, média e máximo) e frequências dos indicadores selecionados para a pesquisa. Para melhor visualizar a variabilidade de alguns dos indicadores selecionados, as medidas descritivas e as frequências foram agrupadas segundo o porte populacional dos municípios paulistas.

Na perspectiva demográfica, a taxa de natalidade em 2021 possui maior dispersão em municípios paulistas de pequeno porte 1 em que a média é em torno de 10,55‰ e os municípios com taxas de natalidade discrepantes estão acima de 15,76‰ ou abaixo de 3,88‰. Embora os municípios de médio porte, grande porte e metrópoles possuem menor dispersão na taxa de natalidade, esses municípios possuem maiores médias nas taxas de natalidade se comparados aos municípios de menor porte populacional, conforme ilustrado na Figura 12 (a).

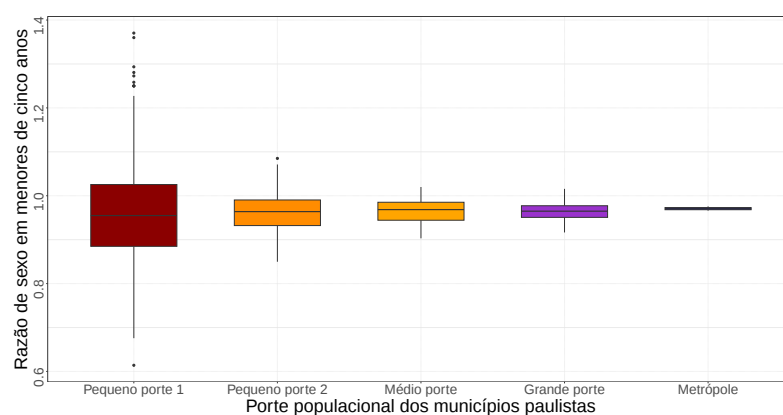
A razão de sexos em crianças menores de cinco anos nos municípios paulistas, calculada pela proporção entre a população estimada de meninas e a de meninos nessa faixa etária em 2021, apresenta maior dispersão nos municípios de pequeno porte 1 em comparação com os de outras categorias. A Figura 12 (b) ilustra a variabilidade dessa razão, destacando a baixa dispersão nas

metrópoles e que, em 2021, a população estimada de meninos é maior do que a de meninas. Em contraste, nos municípios de pequeno porte 1, observa-se uma predominância de meninas em relação aos demais municípios paulistas em 2021.

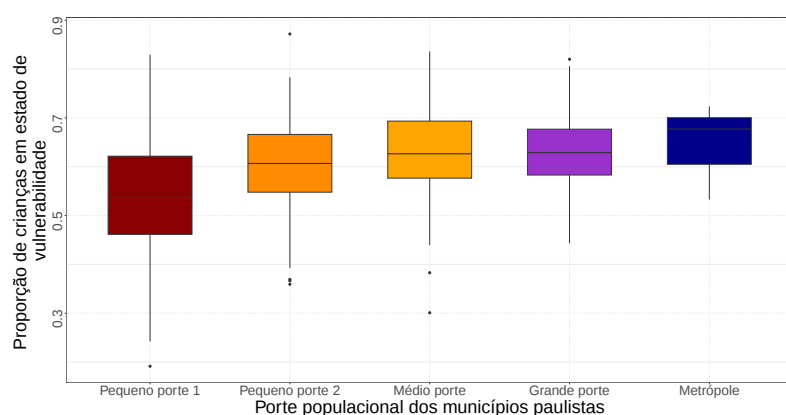
Figura 12 – Variabilidade de indicadores demográficos nos municípios paulistas em 2021, segundo o porte populacional.



(a) Taxa de natalidade



(b) Razão de sexos



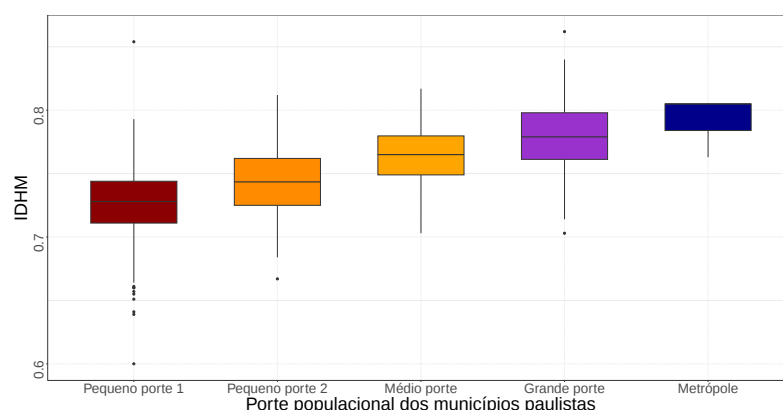
(c) Proporção de crianças em vulnerabilidade

A proporção de crianças menores de cinco anos em estado de vulnerabilidade social, que receberam subsídio governamental como o programa Bolsa Família ou Auxílio Brasil em relação às crianças na mesma fase de vida que estavam cadastradas no CadÚnico em 2021, apresenta

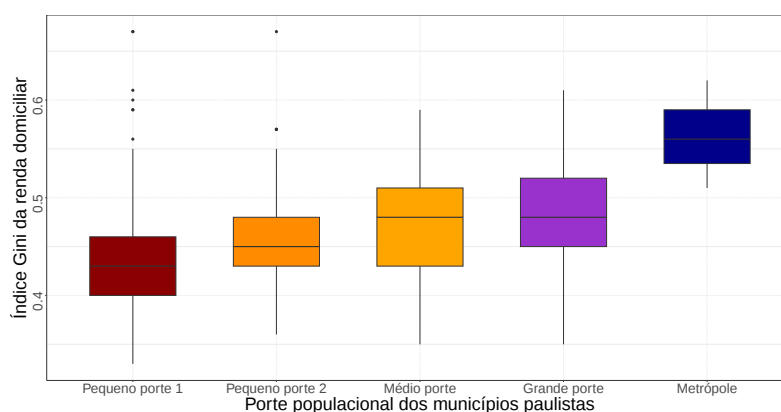
grande dispersão em municípios de pequeno porte 1. Conforme ilustrado na Figura 12 (c), a variação de crianças menores de cinco anos em vulnerabilidade social em 2021 é de 0,24 a 0,83, o município de Vista Alegre se destaca como uma observação discrepante com a proporção igual a 0,19. Outro município que se destaca com alta proporção de crianças menores de cinco anos em estado de vulnerabilidade social é Casa Branca, classificado como pequeno porte 2 com proporção igual a 0,87.

O Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) paulista é classificado em médio (0,60 a 0,69), alto (0,70 a 0,79) e muito alto (igual ou superior a 0,80), segundo a pesquisa desenvolvida por [Rodrigues, Santos e Fernandes \(2015\)](#). Entre os municípios de pequeno porte 1, que apresentam maior variabilidade conforme ilustrado na Figura 13 (a), Águas de São Pedro se destaca por ser único município que possui um IDHM muito alto, enquanto Barbosa de destaca por ter o menor IDHM médio igual a 0,6.

Figura 13 – Variabilidade de indicadores econômicos nos municípios paulistas em 2021, segundo o porte populacional.



(a) Índice de Desenvolvimento Humano Municipal



(b) Índice de Gini da renda domiciliar per capita

Os municípios de grande porte, em 2021, possuem menor variabilidade no IDHM se comparados aos municípios de menor porte populacional. Em destaques, o município de São Caetano do Sul é classificado com o IDHM muito alto e Francisco Morato com o IDHM alto. Entre as metrópoles, apenas Guarulhos possui IDHM em nível alto (0,76), enquanto Campinas e

São Paulo seguem com o IDHM muito alto, correspondendo a 0,81 em ambos os municípios.

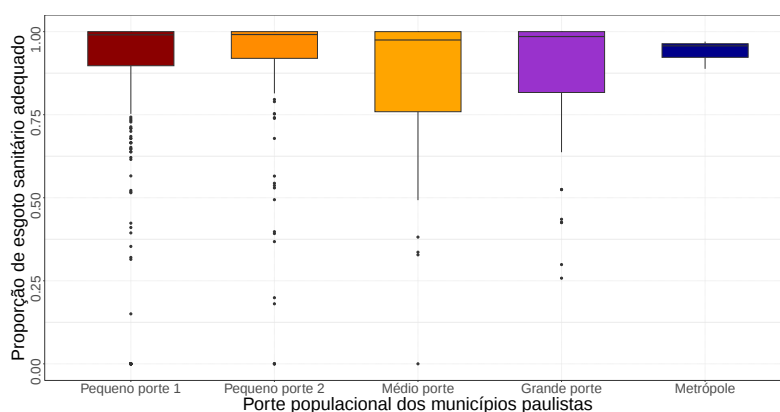
Para complementar as informações da dimensão "Economia", o Índice Gini da renda domiciliar mensura a igualdade ou desigualdade de renda nos municípios. Na prática, os municípios que possuem o índice próximo de zero apontam maior igualdade de distribuição de renda e os que possuem o índice próximo de um apontam uma alta desigualdade e máxima concentração da renda e a Figura 13 (b) ilustra a variabilidade do Índice Gini de acordo com o porte populacional dos municípios paulistas.

Embora os municípios de pequeno porte 1 apresentem, em média, maior igualdade de distribuição de renda se comparado aos demais municípios com maior porte populacional, os municípios Santa Cruz da Conceição e Santa Rita d'Oeste se destacam com o mais alto nível de desigualdade (0,67) dos municípios paulistas, junto de Igarapava de pequeno porte 2. Na Figura 13 (b) as metrópoles paulistas se destacam devido às maiores concentrações de renda domiciliar com alta desigualdade se comparadas aos demais municípios paulistas.

A dimensão "Vulnerabilidade" possui informações que complementam as citadas anteriormente voltadas para questões econômicas. Dentre os dezesseis indicadores selecionados para essa dimensão, catorze são quantitativos voltados para a quantidade de famílias inscritas no CadÚnico em 2021 e que estão inseridos em diferentes conjuntos sociais. Para calcular a quantidade de pessoas em cada município paulista que estavam nas mesmas condições sociais foram calculadas estimativas, assumindo que cada família possuem quatro membros, com base na população de cada município paulista divulgada no último censo.

O indicador ilustrado na Figura 14 representa a variabilidade da proporção da população residente em habitações com esgoto sanitário adequado nos municípios paulistas em 2017, último ano da atualização dos dados habitacionais do Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS).

Figura 14 – Variabilidade da proporção de esgotamento sanitário nos municípios paulistas em 2017, segundo o porte populacional.



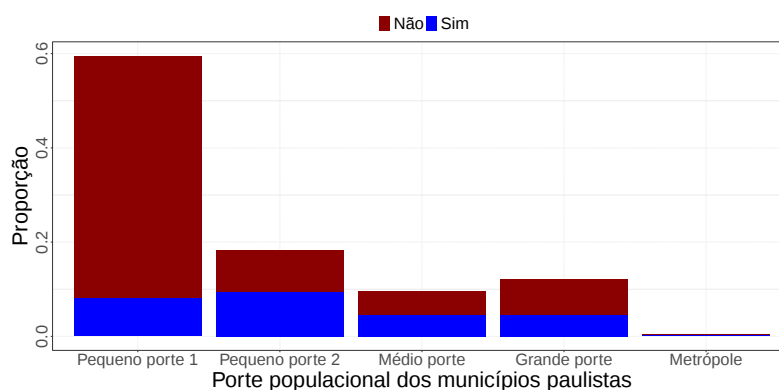
Embora as proporções da população residente em habitações com esgoto sanitário adequado tenham maior variabilidade em municípios de médio e grande porte em 2017, se destacam

30 municípios pertencentes às classes médio porte, pequeno porte 1 e pequeno porte 2 que não possuem informações de população residente em habitações com esgoto sanitário adequado. Tais informações evidenciam maior vulnerabilidade social em municípios específicos e causam questionamentos voltados para o preenchimento dos dados nesses municípios e a realidade em que essa população está inserida.

A Figura 15 ilustra as frequências de municípios paulistas que possuem o programa Criança Feliz. Tal programa foi criado pelo governo federal e tem como objetivo apoiar e acompanhar o desenvolvimento infantil integral de crianças menores de seis anos, facilitando o acesso dessas crianças e sua família às políticas e serviços públicos que necessitam.

No nível estadual, apenas 26,67% dos municípios paulistas possuem o programa Criança Feliz, nos quais 8,06% são municípios de pequeno porte 1 e 9,46% de pequeno porte 2. Entre as metrópoles, apenas o município de São Paulo possui o programa que atende as famílias com crianças menores de seis anos em situação de vulnerabilidade social.

Figura 15 – Distribuição das proporções de municípios paulistas que possuem o programa Criança Feliz em 2019, segundo o porte populacional.

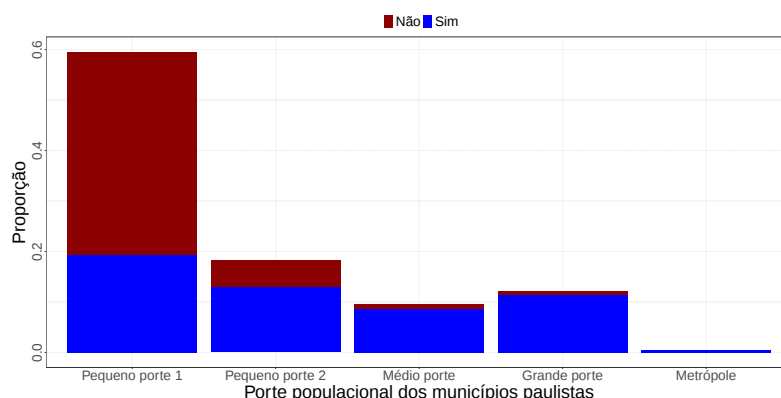


Na dimensão “Violência, segurança e proteção”, os oito indicadores selecionados foram categorizados considerando apenas a presença ou ausência de notificações de determinados tipos de violência contra crianças menores de cinco anos nos municípios paulistas. Indicadores como “Violências”, “Violência física”, “Violência sexual” e “Negligência e abandono” se destacam dos demais nesta dimensão pela proporção de municípios paulistas com notificações nesses contextos variando de 52,71% a 21,71%. Dentre os municípios paulistas, 52,71% possuem registros de notificações de violência contra crianças menores de cinco anos em 2021. De acordo com os portes populacionais dos municípios paulistas, os correspondentes pequeno porte 1 possuem a maior porcentagem de municípios com registros de violência se comparado às demais categorias, conforme ilustrado na Figura 16 (a), correspondendo à 19,38% do total de notificações, seguido das classes pequeno porte 2 (12,87%), grande porte (11,47%), médio porte (8,53%) e metrópoles (0,47%).

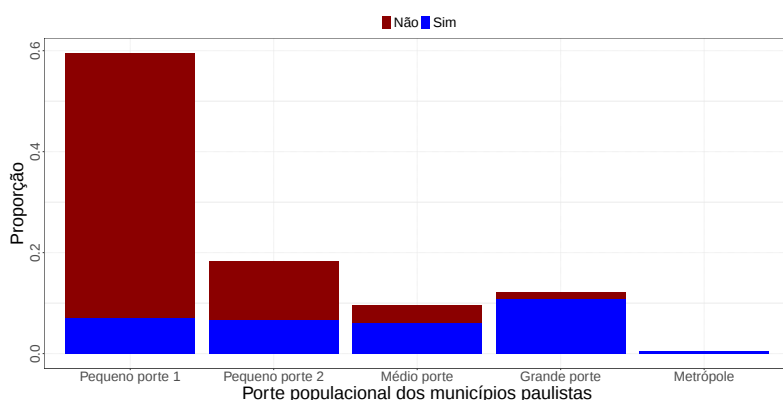
Em relação às notificações de violência sexual contra menores de cinco anos, ilustrado na Figura 16 (b), 30,85% dos municípios paulistas possuem notificações de casos ocorridos em 2021.

Os municípios de grande porte possuem maiores frequências desse agravamento, correspondendo a 10,70% das notificações, seguido de municípios de pequeno porte 1 (6,98%), pequeno porte 2 (6,67%), médio porte (6,05%) e metrópoles (0,47%).

Figura 16 – Distribuição das proporções de indicadores referentes à dimensão “Violência, segurança e proteção” nos municípios paulistas em 2021, segundo o porte populacional.



(a) Distribuição das notificações de violência contra crianças menores de cinco anos



(b) Distribuição das notificações de violência sexual contra crianças menores de cinco anos

Em 2021, no estado de São Paulo, 37,98% dos municípios registraram notificações de violência física contra menores de cinco anos. Dentre esses municípios, os classificados como pequeno porte 1 tiveram a maior frequência de registros, representando 11,01%, seguidos pelos municípios de grande porte, com 10,54%. Ademais, 21,71% dos municípios paulistas reportaram notificações de negligência e abandono infantil, dos quais 8,22% correspondem a municípios de grande porte complementando com 4,34% dos municípios de ambos os municípios de pequeno porte e médio porte e as três metrópoles.

Durante os cálculos, a dimensão “Acesso e disponibilidade de alimentos” chama atenção devido à alta quantidade de informações faltantes (valores ausentes) conforme apresentado na Tabela 7. Informações de indicadores como “Quantidade de sacolões público ou quitandas em funcionamento por município” foram alimentados na base de dados públicos por apenas 6 municípios, apresentando 99,07% de informações faltantes. Em contrapartida, o indicador desta

dimensão que apresenta maiores quantidades de informações é o “Percentual de aquisição da agricultura familiar (PNAE)” com apenas 3,1% de informações faltantes.

Tabela 7 – Medidas descritivas da dimensão “Acesso e disponibilidade de alimentos”.

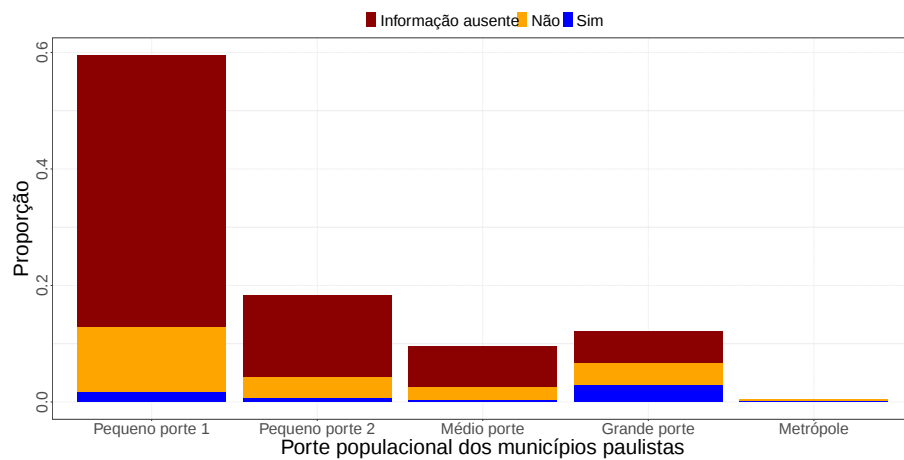
Indicador	Mínimo	Mediana	Média	Máximo	Valores ausentes
Percentual de aquisição da agricultura familiar PNAE	0	30,70%	30,06%	230,5%	20
Quant. de Banco de alimentos	0	1	1,091	3	623
Quant. de Cozinhas Comunitárias que existem no Município	0	1	0,8	1	635
Quant. de Feiras Livres em funcionamento no município	0	1	5,16	80	501
Quant. de Mercados Públicos ou Populares que existem em funcionamento no município	0	1	1,25	4	613
Quant. de restaurante popular que existem em funcionamento no município	0	1	1,062	2	629
Quant. de sacolões públicos ou quitandas públicas em funcionamento no município	0	2	1,333	2	639
Quant. de Unidades de Distribuição da Agricultura Familiar que existem no Município	0	1	1,486	6	608

Os indicadores categorizados referentes a existência de lei e plano municipal voltadas para a Segurança Alimentar e Nutricional (SAN) também apresentam uma alta quantidade de informações faltantes, conforme ilustrado nas Figuras 17 (a) e (b).

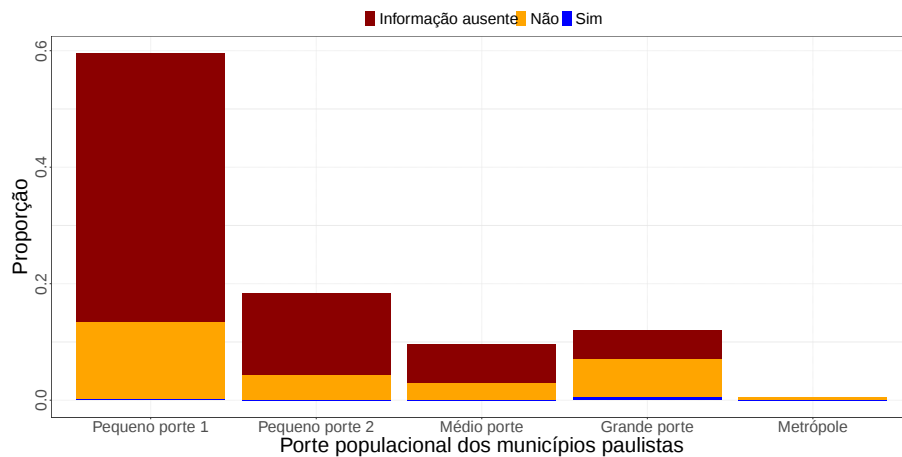
A Figura 17 (a) que entre os 384 municípios classificados como pequeno porte 1, 302 não forneceram informações sobre a existência de leis relacionadas à SAN, enquanto 72 declararam explicitamente a inexistência dessas leis. No grupo dos 78 municípios paulistas de grande porte populacional, 18 se destacam por apresentarem maiores frequências de leis voltadas para SAN em comparação aos demais municípios do estado, embora os outros 60 não possuam ou não informem sobre a existência de leis nessa área.

Ao voltar a atenção para as frequências dos municípios que possuem ou não um plano municipal de SAN, ilustradas na Figura 17 (b), notam-se altas frequências de informações municipais inexistentes ou de ausência de planos municipais voltados para a SAN. Para esse indicador, apenas 4 municípios informaram a existência de plano municipal voltados para a SAN, sendo eles Alvares Florence classificado como pequeno porte 1 e os municípios Bauru, Guarujá e Osasco classificados como grande porte.

Figura 17 – Distribuição das proporções de indicadores referentes à dimensão acesso e disponibilidade de alimentos nos municípios paulistas em 2021, segundo o porte populacional.



(a) Lei municipal de SAN



(b) Plano Municipal de SAN

Diante dos resultados obtidos na análise descritiva, observa-se uma expressiva carência de informações e a limitada presença de planos municipais voltados à Segurança Alimentar e Nutricional (SAN), especialmente entre os municípios de pequeno porte. Tais evidências sugerem a existência de desigualdades estruturais que podem impactar os indicadores nutricionais da população infantil.

Com o objetivo de aprofundar a análise e identificar fatores associados aos diferentes desfechos nutricionais (magreza, excesso de peso e baixa estatura em crianças menores de cinco anos), a seção seguinte apresenta o ajuste de modelos estatísticos baseados na estrutura dos Modelos Lineares Generalizados (GLMs). Foram considerados tanto modelos logísticos quanto modelos com distribuição binomial negativa e essa abordagem permite avaliar, de forma mais robusta, as associações entre as variáveis explicativas e o estado nutricional infantil nos municípios analisados.

4.2 Ajuste dos modelos lineares generalizados

Para avaliar o desempenho dos municípios do estado de São Paulo, em relação a disponibilidade de um ambiente apropriado para o desenvolvimento de crianças menores de cinco anos de idade, é necessário identificar quais indicadores multidimensionais contribuem para o aumento ou redução na quantidade de crianças menores de cinco anos avaliadas com magreza, excesso de peso e baixa estatura. Tendo em vista a natureza dos dados que refletem o estado nutricional das crianças avaliadas pela atenção primária à saúde, os MLG podem ser ajustados baseados em duas perspectivas diferentes.

Ao considerar simultaneamente a quantidade total de crianças avaliadas com má nutrição ou bem nutridas, assumimos uma distribuição de probabilidade Binomial. Nesse caso, ajustamos um modelo logístico para a proporção de crianças em estado de má nutrição contra a adequação nutricional. Para avaliar a quantidade de crianças em seus respectivos estados nutricionais, consideramos o ajuste de um modelo para dados de contagem.

Devido a importância de identificar os indicadores que ajudam a explicar a quantidade de crianças avaliadas nos respectivos estados nutricionais, nas próximas subseções estão apresentados os resultados obtidos nas duas abordagens de modelagem comentadas anteriormente.

4.2.1 Modelos de regressão logística

O ajuste de modelos logísticos foi realizado a partir de três modelos distintos visando buscar os indicadores multidimensionais significativos que influenciem as proporções de crianças avaliadas em seus respectivos estados nutricionais, segundo os índices peso por altura e altura por idade.

4.2.1.1 Modelo logístico para a proporção de crianças menores de cinco anos avaliadas com magreza em relação às avaliadas com peso adequado

Ao se assumir a distribuição binomial para modelar a proporção de crianças menores de cinco anos avaliadas com magreza, em relação àquelas com peso adequado para a altura, observaram-se resíduos elevados e baixa qualidade de ajuste do modelo. A análise indicou a ocorrência de superdispersão nos dados, a qual foi tratada por meio da correção proposta por [Williams \(1996\)](#).

Para a combinação dos dados de crianças avaliadas com magreza e peso adequado, o indicador demográfico referente à proporção de crianças nascidas vivas em 2021 apresentou significância estatística, ao nível de 7%, no ajuste do modelo, conforme apresentado na Tabela 8. O modelo proposto indica que, a cada acréscimo de uma unidade percentual na proporção de nascidos vivos nos municípios paulistas, há um aumento estimado de 2,1% na proporção de crianças avaliadas com magreza em relação àquelas com peso adequado.

Tabela 8 – Modelo logístico ajustado para a proporção de crianças menores de cinco anos registradas com magreza em relação às registradas com peso adequado em 2021. SISVAN, Brasil, 2021.

Parâmetro do modelo	Estimativa	RT*	Erro padrão	Valor p
Intercepto	-3,544		0,236	<0,001
Proporção de crianças nascidas (2021)	0,021	1,021	0,012	0,072

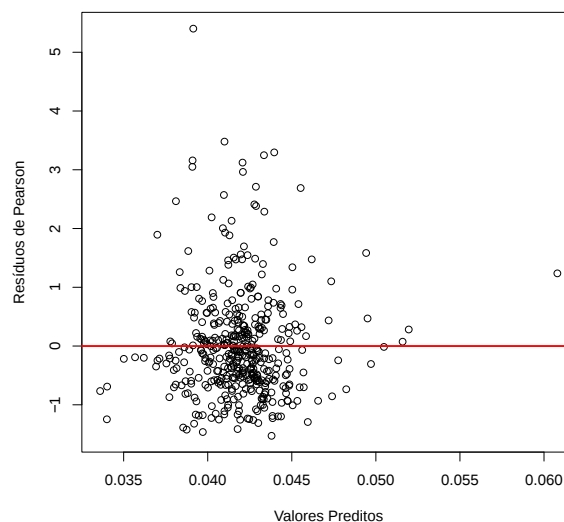
RT*: Razão de taxas

Desvio residual: 355,43 com 423 graus de liberdade.

A qualidade do modelo logístico com a correção de Williams foi avaliada por meio da análise gráfica dos resíduos, disponível na Figura 18. A razão entre o desvio residual e os graus de liberdade, que resulta em 0,84, indica que o modelo corrigido acomoda adequadamente a variabilidade dos dados, não havendo indicio de superdispersão significativa.

Embora a maioria dos resíduos esteja distribuída aleatoriamente em torno de zero, o que sugere um bom ajuste global, foram observados alguns pontos discrepantes. Tais observações foram identificadas como atípicas, sendo que as cinco com os maiores resíduos correspondem aos municípios de Bento de Abreu, Lucélia, Avaí, Santa Adélia e Tremembé.

Figura 18 – Diagnóstico do modelo logístico para a proporção de magrezas em relação ao peso adequado.



4.2.1.2 Modelo logístico para a proporção de crianças menores de cinco anos avaliadas com excesso de peso em relação às avaliadas com peso adequado

Considerando a combinação dos dados das crianças avaliadas com excesso de peso e das crianças avaliadas com peso adequado registrados no SISVAN em 2021, o modelo logístico ajustado apresentou indícios de superdispersão nos dados e, conforme o modelo apresentado

anteriormente, foi utilizada a correção proposta por Williams (1996). Desta forma, o modelo ajustado aponta que alguns dos indicadores referentes às dimensões "demografia" e "vulnerabilidade" contribuíram no ajuste do modelo proposto, a nível de 5%.

Incorporando informações obtidas com o ajuste do modelo, verifica-se que os municípios de pequeno porte 1, com os demais indicadores presentes no modelo controlados, indicam uma menor probabilidade de uma criança menor de cinco anos ser avaliada com sobrepeso ou obesidade. Ademais, as chances de uma criança avaliada com algum tipo de excesso de peso em relação ao peso adequado nos municípios paulistas reduzem a medida que o porte populacional aumenta tendo como referência os municípios de pequeno porte 1, conforme apresentado na Tabela 9.

Tabela 9 – Modelo logístico ajustado para a proporção de crianças menores de cinco anos registradas com excessos de peso em relação às registradas com peso adequado em 2021. SISVAN, Brasil, 2021.

Parâmetro do modelo	Estimativa	RT*	Erro padrão	Valor p
Intercepto	-1,901		0,039	<0,001
Pequeno porte 2	-0,141	0,869	0,043	0,001
Médio porte	-0,176	0,839	0,057	0,002
Grande porte	-0,049	0,952	0,054	0,360
Metrópole	-0,436	0,647	0,336	0,195
Porcentagem estimada de habitantes acampados	0,029	1,029	0,011	0,009
Porcentagem estimada de habitantes agricultores familiar	0,030	1,030	0,015	0,046
Porcentagem estimada de habitantes em situação de extrema pobreza	0,006	1,006	0,002	<0,001

RT*: Razão de taxas

Desvio residual: 469,57 com 417 graus de liberdade.

De forma complementar, os demais indicadores que compõem o modelo logístico para a proporção de excesso de peso em relação às proporções de peso adequado, indicam um aumento nas chances de se avaliar uma criança com sobrepeso ou obesidade nos municípios paulistas à medida que se aumenta em uma unidade os seguintes indicadores municipais: percentual estimado de habitantes em situação de extrema pobreza, percentual estimado de habitantes agricultores familiar e percentual estimado de habitantes acampados cadastrados no município.

Os resultados obtidos no modelo proposto apresentado na Tabela 9, indicam que as chances da criança ter excesso de peso, em relação as crianças com peso adequado, e residir em um município de pequeno porte 2 e médio porte reduzem em 13,1% e 16,1%, respectivamente, se comparadas aos residentes em municípios de pequeno porte 1.

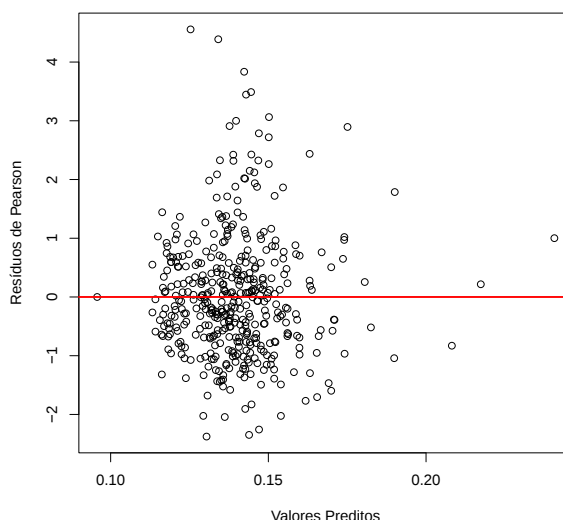
Dentre os indicadores do modelo proposto referentes às dimensão "vulnerabilidade", as razões de chances de avaliar uma criança com excesso de peso em relação às crianças avaliadas com peso adequado aumentam em 2,9% a cada percentual acrescido na estimativa de habitantes

acampados cadastrados por município. As chances se elevam em 3% a cada unidade acrescida na porcentagem estimada de habitantes agricultores familiar nos municípios paulistas em 2021 e as chances aumentam em em 0,6% quando têm-se o aumento de uma unidade no percentual estimado de habitantes em situação de extrema pobreza.

Para complementar as informações do modelo logístico para a proporção de crianças avaliadas com excesso de peso em relação ao peso adequado, a Figura 19 ilustra o gráfico de resíduos de Pearson, no qual os resíduos estão distribuídos sem apresentar tendências que apontam falta de ajuste. Para complementar o diagnóstico do modelo, a razão entre os desvios residuais e os graus de liberdade próximo de um sugere que o modelo acomoda a superdispersão adequadamente oferecendo um bom ajuste.

Similar ao primeiro modelo apresentado, alguns dados atípicos são identificados no ajuste do modelo. Os cinco municípios que mais se destacam como pontos atípicos são Tremembé, São Bernado do Campo, Flórida Paulista, Severínia e Santa Adélia.

Figura 19 – Diagnóstico do modelo logístico para a proporção de excesso de peso em relação ao peso adequado.



4.2.1.3 Modelo logístico para a proporção de crianças menores de cinco anos avaliadas com baixa e muito baixa estatura em relação às avaliadas com altura adequada para a idade

Com a atenção voltada para o índice nutricional referente à altura por idade das crianças menores de cinco anos, o modelo logístico ajustado para a proporção de crianças avaliadas com baixa ou muito baixa estatura para a idade correspondente às avaliadas com altura adequada apresentou problemas de superdispersão, como nos modelos anteriores, foi utilizada a correção proposta por Williams (1996).

Os resultados obtidos no ajuste do modelo apontam que indicadores referentes às dimensões "demografia", "economia" e "vulnerabilidade" foram significativos, a nível de 5%. Na

ausência dos indicadores explicativos que contribuem para o ajuste do modelo, a chance de uma criança apresentar baixa ou muito baixa estatura para a idade é reduzida, conforme apresentado na Tabela 10.

Tabela 10 – Modelo logístico ajustado para a proporção de crianças menores de cinco anos registradas com baixa e muito baixa altura para a idade em relação às registradas com altura adequada em 2021. SISVAN, Brasil, 2024.

Parâmetro do modelo	Estimativa	RT*	Erro padrão	Valor p
Intercepto	-2.832		0.085	<0.001
Porcentagem estimada de habitantes inscritos no PBF ou AB	0.018	1.018	0.003	<0.001
Porcentagem estimada de habitantes pescadores artesanais	0.124	1.132	0.051	0.016
Proporção da população residente por cor ou raça parda	-0.626	0.535	0.312	0.045

RT*: Razão de taxas

Desvio residual: 478,71 com 421 graus de liberdade.

O modelo proposto evidencia uma associação negativa entre a proporção da população residente autodeclarada como parda e a ocorrência de baixa ou muito baixa estatura em crianças menores de cinco anos. A cada incremento percentual nesse indicador, a chance de uma criança apresentar *deficit* de estatura reduz-se em aproximadamente 46,5%, mantendo-se constantes os demais fatores do modelo.

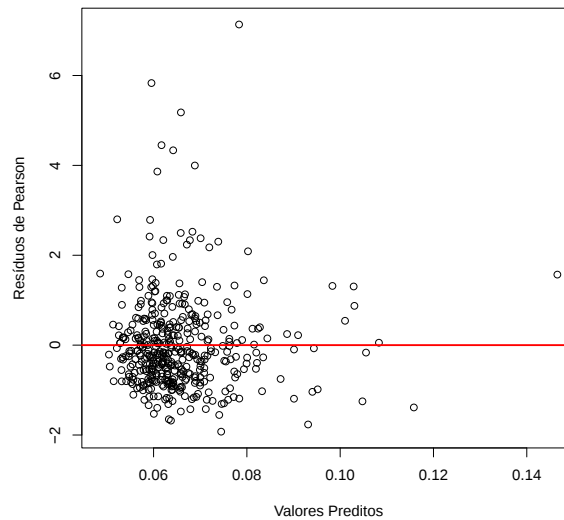
Além disso, observou-se uma associação positiva entre a porcentagem estimada de habitantes que atuam como pescadores artesanais e a ocorrência de baixa estatura para a idade. A cada aumento percentual desse grupo populacional, a chance de baixa ou muito baixa estatura entre crianças menores de cinco anos aumenta em cerca de 13,2% nos municípios paulistas.

Por fim, a porcentagem de habitantes inscritos no PBF ou no AB também apresentou associação positiva com o desfecho analisado. A cada ponto percentual de aumento na cobertura desses programas, a chance de ocorrência de baixa ou muito baixa estatura infantil aumenta em aproximadamente 1,8%, o que pode refletir contextos de maior vulnerabilidade social.

A qualidade do ajuste do modelo proposto foi avaliada por meio da razão entre os desvios residuais e os graus de liberdade, a qual indica que o modelo acomoda adequadamente a superdispersão, proporcionando um bom ajuste aos dados (WILLIAMS, 1996). Complementarmente, a análise dos resíduos, ilustrada na Figura 20, corrobora o bom ajuste global do modelo, uma vez que não se identificam padrões sistemáticos que sugiram inadequação do ajuste.

Assim como nos modelos discutidos anteriormente, observa-se a presença de pontos discrepantes, caracterizados por resíduos elevados. Os cinco maiores resíduos foram identificados como correspondentes aos municípios paulistas de Ribeirão Grande, São Bernardo do Campo, Irapuã, Santa Cruz da Conceição e Tremembé.

Figura 20 – Diagnóstico do modelo logístico para a proporção de baixa estatura em relação à altura adequada.



Após a análise dos modelos logísticos, que buscaram explicar as proporções relativas entre diferentes estados nutricionais infantis, a próxima etapa do estudo concentra-se no ajuste de modelos lineares generalizados para dados de contagem. Nessa abordagem, considera-se como variável resposta o número absoluto de crianças menores de cinco anos classificadas em cada estado nutricional (magreza, excesso de peso ou baixa estatura) em cada município. Tal modelagem permite uma avaliação mais direta da ocorrência (ou incidência) desses desfechos, possibilitando identificar fatores associados ao aumento ou à redução da frequência desses casos nos municípios paulistas.

4.2.2 Modelos lineares generalizados para dados de contagem

Foram realizados três ajustes de modelos para a contagem de crianças menores de cinco anos avaliadas nos respectivos estados nutricionais segundo os índices peso por altura e altura por idade, ou seja, para quantidade de crianças avaliadas com magrezas, excessos de peso e baixa estatura para a idade.

Durante o ajuste dos modelos para dados de contagem, foi utilizada uma variável *offset* correspondente ao inverso do total de crianças menores de cinco anos avaliadas em cada município. Essa abordagem permite controlar as diferenças no tamanho da população entre os municípios, padronizando a análise para que os resultados reflitam a incidência de crianças com magreza em relação ao total de avaliadas, em vez de valores absolutos. Assim, os modelos ajustados capturam os efeitos das variáveis explicativas (como porte populacional, programas sociais ou indicadores de vulnerabilidade) sobre o risco relativo de magreza, ajustando para a heterogeneidade no tamanho das amostras municipais.

Devido a grande variabilidade dos dados, todos os modelos ajustados apresentaram superdispersão. A superdispersão foi confirmada por meio de um teste de equidispersão para MLG por

meio da função *dispersiontest* disponível na biblioteca AER do *software* R (KLEIBER; ZEILEIS, 2008). Como alternativa à distribuição de probabilidade Poisson, em casos de superdispersão nos dados, utiliza-se a distribuição de probabilidade Binomial Negativa para o ajuste dos modelos a seguir por meio da função *glm.nb* disponível na biblioteca MASS (VENABLES; RIPLEY, 2002).

4.2.2.1 Modelo para incidência crianças menores de cinco anos avaliadas com magreza nos municípios paulistas em 2021

Considerando os índices nutricionais referentes ao peso por altura das crianças menores de cinco anos registradas no SISVAN em 2021, alguns indicadores das dimensões “demografia”, “vulnerabilidade”, “violência segurança e proteção”, “educação” e “saúde” são significativos, a nível de 5%, ao explicar a quantidade de crianças avaliadas com algum tipo de magreza nos municípios paulistas conforme apresentado na Tabela 11.

Tabela 11 – Modelo Binomial Negativa ajustado para a quantidade de crianças menores de cinco anos avaliadas com magrezas e registrados em 2021 ($\phi \approx 3, 24$). SISVAN, Brasil, 2021.

Parâmetro do modelo	Estimativa	RT*	Erro padrão	Valor p
Intercepto	2,028		0,327	<0,001
Pequeno porte 2	0,802	2,230	0,101	<0,001
Médio porte	1,298	3,664	0,131	<0,001
Grande porte	2,462	11,733	0,137	<0,001
Metrópole	3,823	45,759	0,567	<0,001
Intermediário Adjacente	-0,107	0,899	0,101	0,290
Rural Adjacente	-0,360	0,698	0,097	<0,001
Municípios que possuem o programa Criança Feliz	0,240	1,272	0,075	0,001
Municípios com notificações de casos de violência contra crianças menores de cinco anos	0,400	1,491	0,075	<0,001
Proporção de nascimentos via cesárea	-0,661	0,517	0,224	0,003
Porcentagem de nascidos vivos em 2021	0,063	1,065	0,012	<0,001
Porcentagem estimada de habitantes assentados da reforma agrária	0,038	1,039	0,011	<0,001
Porcentagem estimada de habitantes acampados	-0,055	0,946	0,025	0,029
Proporção de crianças menores de cinco anos não beneficiárias do PBF ou AB e inscritas no CADÚNICO	-1,164	0,312	0,437	0,008
Proporção de crianças menores de 5 anos matriculadas em creches ou pré-escola	-0,602	0,548	0,226	0,008

RT*: Razão de taxas

Desvio residual: 458,86 com 410 graus de liberdade.

Em uma perspectiva demográfica, o modelo ajustado identifica que as crianças menores de

cinco anos residentes em municípios pertencentes às classes pequeno porte 2, médio porte, grande porte e metrópole possuem maiores chances de serem avaliadas com magreza, se comparadas às crianças residentes nos municípios de pequeno porte 1 em mesmas condições nutricionais. A medida que o porte populacional dos municípios aumenta, as chances de uma criança menor de cinco anos ser avaliada com algum tipo de magreza aumenta em duas vezes para municípios de pequeno porte 2, três vezes para municípios de médio porte, 11 vezes para os municípios de grande porte e 45 vezes nas metrópoles.

De forma similar, alguns indicadores da dimensão "vulnerabilidade" contribuíram para explicar a quantidade de crianças menores de cinco anos avaliadas com magreza nos municípios paulistas em 2021. Com base no ajuste do modelo verifica-se que, a cada unidade acrescida na porcentagem estimada de habitantes assentados da reforma agrária nos municípios paulistas aumenta em 3,92% a chance de uma criança menor de cinco anos ser avaliada com algum tipo de magreza. Os municípios que aderiram o programa Criança Feliz têm 27,17% mais chances de avaliar uma criança menor de cinco anos avaliadas com magrezas se comparado aos municípios que não aderiram.

Complementando as informações, verifica-se que a cada décimo aumentado na proporção de crianças menores de cinco anos que não recebem algum tipo de auxílio financeiro governamental, e que estão inscritas no CadÚnico, reduz em 68,76% a chance de uma criança na mesma fase da vida ser avaliada com magreza acentuada ou magreza. A cada porcentagem estimada de habitantes acampados nos municípios paulistas, o modelo identifica uma redução de 5,37% na chance de uma criança menor de cinco anos ser avaliada com algum tipo de magreza.

Entre os indicadores pertencentes à dimensão "violência, segurança e proteção", os municípios paulistas que possuem registros de notificações de casos de violência contra crianças menores de cinco anos possuem um aumento de 49,11% na chance de se avaliar uma criança com algum tipo de magreza.

No âmbito educacional, a cada proporção de matrícula em creches e pré-escolas nota-se uma redução de 45,22% de chances de uma criança ser avaliada com magreza acentuada ou magreza. E em relação aos indicadores de saúde, observa-se que a cada porcentagem de nascido vivo aumentam em 6,45% as chances de avaliar uma criança com algum tipo de magreza e entre as proporções de crianças nascidas via cesárea percebe-se uma redução de 48,34% de se avaliar uma criança nas mesmas condições nutricionais.

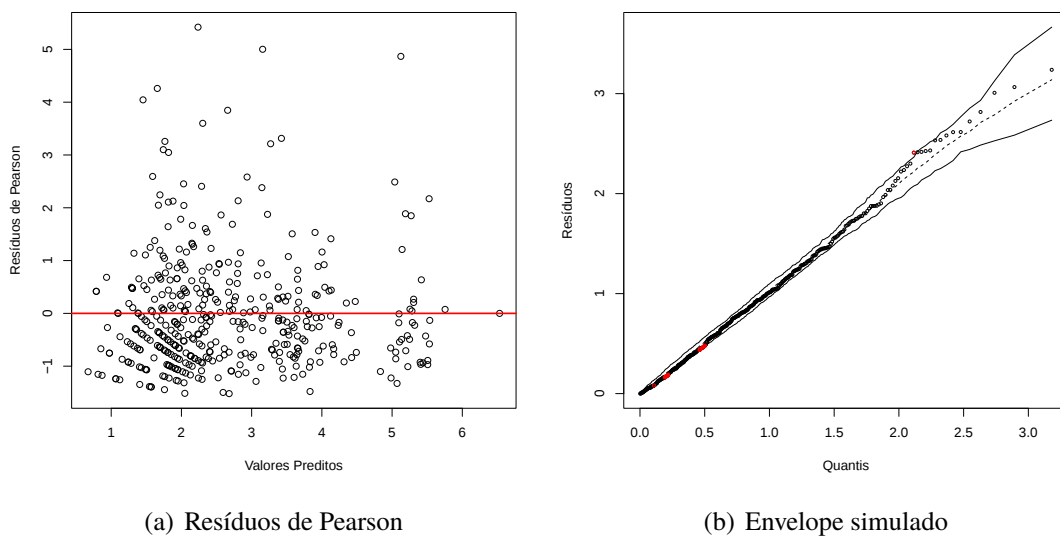
A qualidade do modelo ajustado para a quantidade de crianças avaliadas com magrezas é verificada considerando os seguintes métodos: análises de resíduos, razão entre os desvios residuais e os graus de liberdade e o gráfico de probabilidade semi-normal.

Os resultados obtidos por meio de análise de resíduos, disponível na Figura 21 (a), apontam que existem pontos influentes e, em uma análise mais detalhada, os municípios de Buritama, Presidente Epitácio, São Bernado do Campo, Taiúva e Santo Antônio do Aracanguá

se destacam por apresentar altos resíduos no ajuste do modelo.

O modelo proposto acomoda a superdispersão presente nos dados com a razão dos desvios residuais e os graus de liberdade igual a 1,12. Complementarmente ilustrado na Figura 21 (b), o gráfico de probabilidades semi-normal indica uma boa qualidade no ajuste do modelo Binomial Negativa para a quantidade de crianças avaliadas com magrezas, apresentando com 4,71% dos pontos fora do envelope destacados em vermelho.

Figura 21 – Diagnóstico do modelo Binomial Negativa para a incidência de crianças avaliadas com magreza acentuada ou magreza e registrados no SISVAN em 2021.



4.2.2.2 Modelo de incidência para a quantidade de crianças menores de cinco anos avaliadas com excesso de peso nos municípios paulistas em 2021

Em outra vertente, no ajuste do modelo Binomial Negativa para a incidência de crianças avaliadas com excesso de peso, alguns indicadores das dimensões "demografia", "economia", "vulnerabilidade", "violência, segurança e proteção" e "saúde" foram significativos, a nível de 5%, conforme apresentado na Tabela 12.

Com base no porte populacional dos municípios, observa-se que crianças menores de cinco anos que residem em municípios de pequeno porte 2, médio porte, grande porte e metrópoles têm maiores chances de apresentarem excesso de peso em comparação com aquelas que residem em municípios de pequeno porte 1, considerando as mesmas condições. Como no modelo apresentado anteriormente, a medida que o porte populacional dos municípios paulistas aumentam, as chances de uma criança menor de cinco anos ser avaliada com algum tipo de excesso de peso aumentam em duas vezes em municípios de pequeno porte 2, três vezes nos de médio porte, 13 vezes em grande porte e 25 vezes nas metrópoles.

Completando as informações demográficas, a cada unidade acrescida na taxa de natalidade dos municípios em que as crianças menores de cinco anos residem aumentam em 3,7% a chance

de uma criança ser avaliada com sobrepeso ou obesidade.

Tabela 12 – Modelo Binomial Negativa ajustado para a incidência de crianças menores de cinco anos avaliadas com excesso de peso e registrados em 2021 ($\phi \approx 3,73$). SISVAN, Brasil, 2024.

Parâmetro do modelo	Estimativa	RT*	Erro padrão	Valor p
Intercepto	2,207		0,621	<0,001
Pequeno porte 2	0,777	2,175	0,081	<0,001
Médio porte	1,293	3,643	0,116	<0,001
Grande porte	2,589	13,320	0,125	<0,001
Metrópole	3,244	25,638	0,536	<0,001
Municípios que possuem o programa Criança Feliz	0,142	1,152	0,068	0,037
Municípios que possuem notificações de violência contra crianças menores de cinco anos	0,212	1,236	0,064	<0,001
Proporção de nascimento via cesárea	-0,702	0,496	0,209	<0,001
Porcentagem de internações de crianças menores de cinco anos por doenças do aparelho respiratório ou do aparelho digestivo	0,064	1,066	0,023	0,006
Porcentagem estimada de habitantes inscritos no PBF ou AB	0,021	1,021	0,005	<0,001
Porcentagem estimada de habitantes inscritos no CADÚNICO	-0,012	0,988	0,002	<0,001
Porcentagem estimada de habitantes em situação de rua	0,510	1,665	0,192	0,008
Porcentagem estimada de habitantes agricultores familiar	0,100	1,106	0,030	<0,001
Porcentagem estimada de habitantes extrativistas	-0,403	0,668	0,199	0,043
Taxa de natalidade	0,037	1,037	0,012	0,002
Taxa de população ocupada	1,559	4,756	0,615	0,011

RT*: Razão de taxas

Desvio residual: 441,6 com 409 graus de liberdade.

Segundo os indicadores de vulnerabilidade, os referentes a adesão municipal do programa Criança Feliz e às porcentagens estimadas de habitantes inscritos no CadÚnico, habitantes inscritos no CadÚnico em situação de rua, habitantes inscritos no Programa Bolsa Família ou Auxílio Brasil, habitantes agricultores familiar e habitantes extrativistas contribuíram para o entendimento da variabilidade existente nas quantidades de crianças, menores de cinco anos, avaliadas com algum excesso de peso nos municípios paulistas em 2021, a nível de 5%.

Em destaque, o modelo proposto identifica um aumento de 66,50% nas chances de uma criança ser avaliada com algum excesso de peso a cada uma unidade acrescida na porcentagem

estimada de habitantes em situação de rua. Nos municípios que aderiram ao programa Criança Feliz, verifica-se um aumento de 15,20% de chances de uma criança ser avaliada com sobrepeso ou obesidade se comparadas às residentes em municípios que não aderiram tal programa.

A cada aumento nas porcentagens estimadas de habitantes inscritos no Programa Bolsa Família ou Auxílio Brasil e habitantes agricultores familiar nos municípios paulistas, verifica-se um aumento de 2,10% e 10,60% de chances de uma criança ser avaliada com algum tipo de excesso de peso, respectivamente. Complementando, a cada aumento nas porcentagens estimadas de habitantes inscritos no CadÚnico e habitantes extrativistas, nos municípios paulistas, o modelo identifica uma redução de 1,20% e 33,20% nas chances do município avaliar uma criança com excesso de peso.

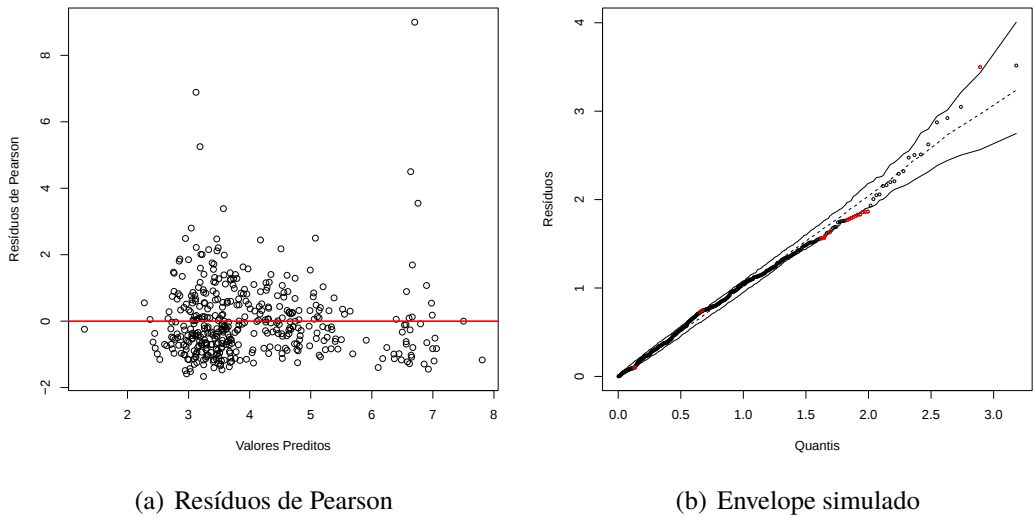
De acordo com os indicadores voltados para a economia do município, o modelo ajustado identifica que a cada unidade acrescida na taxa de população ocupada dos municípios paulistas aumentam em quatro vezes as chances de uma criança ser avaliada com excesso de peso. Complementarmente, referente à dimensão "violência, segurança e proteção", os municípios que possuem notificações de violência contra menores de cinco anos têm um aumento de 23,60% de chances de uma criança ser avaliada com sobrepeso ou obesidade se comparados aos municípios que não possuem esses registros.

Dentre os indicadores de saúde, apenas a proporção de nascimentos via cesárea e a porcentagem de internações de crianças menores de cinco anos causadas por doenças do aparelho respiratório ou do aparelho digestivo foram significativos, a nível de 5%. Enquanto a cada proporção acrescentada no nascimento via cesárea, o modelo identifica uma redução de 49,60% nas chances de avaliar uma criança com algum tipo de excesso de peso, cada porcentagem de internações infantis acrescidas nos municípios paulistas aumentam em 6,60% as chances de se avaliar uma criança nas mesmas condições nutricionais.

Na análise de resíduos do modelo Binomial Negativo para a quantidade de crianças avaliadas com excesso de peso, ilustrado na Figura 22 (a), alguns pontos atípicos se destacam com altos valores residuais. Esses pontos se referem aos municípios São Bernado do Campo, Mirante do Paranapanema, Guaraci, Embu das Artes e Osasco que se diferem dos demais municípios paulistas no ajuste do modelo.

O modelo ajusta adequadamente a superdispersão presente nos dados, como indicado pela razão entre os desvios residuais e os graus de liberdade igual a 1,08. A qualidade do ajuste pode ser verificada graficamente por meio do envelope simulado apresentado na Figura 22 (b), com apenas 4,94% dos pontos fora dos quantis destacados em vermelho.

Figura 22 – Diagnóstico do modelo Binomial Negativa para a incidência de crianças avaliadas com excesso de peso e registrados no SISVAN em 2021.



4.2.2.3 Modelo de incidência para a quantidade de crianças menores de cinco anos avaliadas com baixa estatura nos municípios paulistas em 2021

Com a atenção voltada para o índice nutricional referente à altura por idade, o modelo binomial negativa ajustado para a quantidade de crianças avaliadas com baixa ou muito baixa estatura para a idade apresentaram apenas alguns indicadores pertencentes às dimensões "demografia", "vulnerabilidade" e "violência segurança e proteção" contribuíram para o ajuste do modelo, conforme apresentado na Tabela 13.

Tabela 13 – Modelo Binomial Negativa ajustado para a incidência de crianças menores de cinco anos avaliadas com baixa ou muito baixa estatura para a idade, registradas em 2021 ($\phi \approx 2, 12$). SISVAN, Brasil, 2024.

Parâmetro do modelo	Estimativa	RT*	Erro padrão	Valor p
Intercepto	2,932		0,128	<0,001
Pequeno porte 2	0,823	2,277	0,105	<0,001
Médio porte	1,502	4,489	0,141	<0,001
Grande porte	3,111	22,440	0,145	<0,001
Metrópole	3,928	50,786	0,692	<0,001
Municípios que possuem o programa Criança Feliz	0,362	1,437	0,085	<0,001
Municípios que possuem notificações violência física em menores de cinco anos	0,319	1,376	0,085	<0,001
Porcentagem estimada de habitantes ciganos	-0,970	0,379	0,383	0,011
Proporção de crianças menores de cinco anos não beneficiárias do PBF ou AB e inscritas no CADÚNICO	-1,605	0,201	0,455	<0,001

RT*: Razão de taxas
Desvio residual: 458,09 com 416 graus de liberdade.

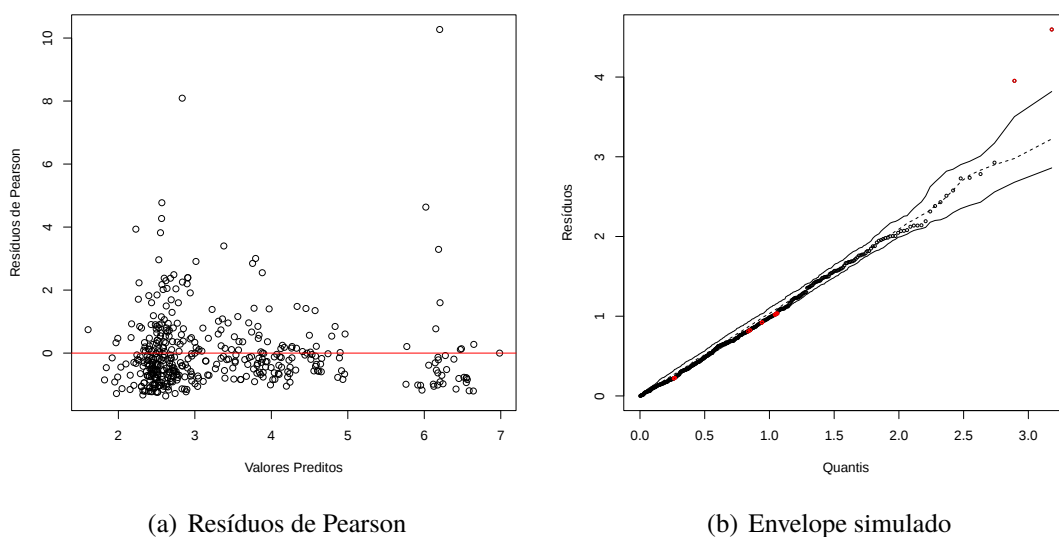
Com base no porte populacional dos municípios, observa-se que a incidência de crianças menores de cinco anos com baixa ou muito baixa estatura aumenta conforme o tamanho do município. Comparando-se aos municípios de pequeno porte 1, as taxas de ocorrência do desfecho são, em média, 2 vezes maiores em municípios de pequeno porte 2, 4 vezes maiores nos de médio porte, 22 vezes nos de grande porte e cerca de 50 vezes maiores nas metrópoles. Esse padrão sugere uma relação direta entre o aumento da urbanização e a maior frequência de registros de *deficit* de estatura infantil.

No que se refere à dimensão de vulnerabilidade social, o modelo aponta que municípios que aderiram ao Programa Criança Feliz apresentam, em média, 43,7% mais casos de baixa ou muito baixa estatura entre crianças menores de cinco anos, em comparação àqueles que não aderiram ao programa. Outro achado relevante refere-se à proporção estimada de habitantes ciganos, a qual apresenta associação negativa com o desfecho: a cada ponto percentual de aumento nessa população, a incidência de baixa estatura infantil reduz-se em aproximadamente 62,1%. Por fim, a proporção de crianças menores de cinco anos inscritas no Cadastro Único, mas não beneficiárias do PBF ou do Auxílio Brasil, também se mostrou negativamente associada à incidência de *deficit* de estatura, com redução média de 79,9% para cada unidade de aumento nesse grupo, possivelmente refletindo a presença de mecanismos de proteção indiretos mesmo na ausência do benefício financeiro.

Além disso, municípios com notificações de violência física contra crianças nessa faixa etária registram uma incidência 37,6% maior do desfecho analisado, o que reforça a influência de fatores contextuais e sociais no estado nutricional infantil.

A análise dos resíduos de Pearson, em conjunto com o envelope simulado, apresentados na Figura 23 (a) e (b), indica que o modelo proposto apresenta bom ajuste aos dados.

Figura 23 – Diagnóstico do modelo Binomial Negativa para a incidência de crianças avaliadas com baixa ou muito baixa estatura para a idade e registrados no SISVAN em 2021.



Observa-se que apenas 3,76% das observações destacadas em vermelho estão fora dos limites esperados pelo envelope simulado. Cabe destacar que os resíduos não exibem padrões sistemáticos evidentes, sugerindo que o modelo ajusta bem a maioria das observações e a variabilidade presente nos dados.

Complementando o diagnóstico do modelo, a razão entre o desvio residual e os graus de liberdade, que resulta em aproximadamente 1,10, reforça que o modelo acomoda adequadamente a superdispersão dos dados, uma característica esperada em contagens de eventos raros ou desiguais. No entanto, alguns municípios se destacam como pontos atípicos no ajuste, como São Bernardo do Campo, Ribeirão Grande, Guaraci, Embu das Artes e Conchas, indicando a presença de observações com comportamentos distintos em relação ao padrão geral dos dados.

5 Considerações finais e propostas futuras

Os modelos ajustados de Regressão Logística e Binomial Negativa foram úteis na identificação de padrões municipais que permitem investigar possíveis causas de estado de má nutrição infantil e as variáveis preditoras dos modelos foram consideradas significativas a nível de 5% para explicar a proporção ou incidência de crianças menores de cinco anos avaliadas, segundo os distintos estados nutricionais.

Se destacaram para explicar a proporção ou incidência de crianças avaliadas com magrezas alguns indicadores das dimensões demografia, vulnerabilidade, saúde, educação e violência, segurança e proteção. Referente à proporção ou incidência de crianças avaliadas com excessos de peso, indicadores das dimensões demografia, economia, vulnerabilidade, educação, saúde e violência, segurança e proteção destacaram em comparação aos outros indicadores multidimensionais. Os modelos ajustados corroboram com a literatura especializada e com projetos em atual vigência voltados para a nutrição e cuidados de crianças na primeira infância (BUCCINI *et al.*, 2022; VIDIGAL, 2018).

Os modelos selecionados considerando o peso por altura de crianças menores de cinco anos apontam que as condições socioeconômicas e educacionais dos municípios paulistas têm um impacto significativo no excesso de peso infantil. Os índices referentes à extrema pobreza e maior proporção de nascimentos em municípios paulistas estão associadas à problemas nutricionais voltados para magrezas, destacando áreas vulneráveis como prioridades para as possíveis intervenções políticas.

Entre os modelos selecionados considerando a altura para a idade de crianças menores de cinco anos, destacam que os fatores socioeconômicos e ocupacionais dos municípios paulistas são relevantes na determinação da estatura infantil. Essas informações evidenciam a necessidade de políticas públicas direcionadas para os grupos vulneráveis como os beneficiários de programas governamentais e comunidades pesqueiras.

As análises realizadas evidenciam a necessidade de uma atenção pública voltada para os estados nutricionais das crianças menores de cinco anos, baseado nos indicadores municipais de vulnerabilidade e educação que ajudam a explicar a proporção ou quantidade de crianças avaliadas com má nutrição.

Durante o processo de modelagem algumas dificuldades foram encontradas nos ajustes,

como a grande variabilidade na proporção ou quantidade de crianças menores de cinco anos, avaliadas em seus respectivos estados nutricionais, nos municípios paulistas. Foi necessário buscar outros métodos para a convergência dos modelos estatísticos como a correção de Williams para a Regressão Logística e a distribuição Binomial Negativa com o intuito de acomodar a superdispersão presente nos dados. Complementarmente, outros indicadores presentes na base de dados apresentaram heterogeneidade por serem coletados de diferentes regiões sendo necessário realizar uma padronização dessas variáveis antes de ajustar os modelos.

A padronização das variáveis foi realizada de forma individual, considerando as características específicas de cada caso. Como exemplo, a variável referente a quantidade de famílias em situação de rua na qual foi considerado que cada família era composta por quatro integrantes e foi calculada a porcentagem estimada de habitantes em situação de rua.

Nos ajustes iniciais, alguns municípios se destacavam com altos resíduos e valores descritivos discrepantes das demais análises, com isso, houve a necessidade de calcular a cobertura do SISVAN nos municípios paulistas e verificar quais municípios poderiam apresentar informações pouco representativas para o ano de 2021.

Devido os dados dos municípios de Monteiro Lobato, Populina, Vista Alegre do Alto e Cananéia serem implausíveis em relação a proporção ou quantidade de crianças menores de cinco anos avaliadas e registradas no SISVAN, segundo os estados nutricionais, foi verificada a baixa cobertura dos dados em alguns municípios paulistas, ou seja, os dados de alguns municípios paulistas podem não ter sido preenchidos corretamente pelos gestores responsáveis.

A baixa cobertura do SISVAN em crianças menores de cinco anos podem comprometer tanto a representatividade dos dados quanto a precisão das análises estatísticas. Com base nessa informação, o estudo da cobertura do SISVAN nessa faixa etária foi necessário com o intuito de identificar o alcance do sistema nos municípios paulista e no estado de São Paulo, visando a obtenção de resultados mais confiáveis, refletindo a realidade. Por conseguinte, municípios com cobertura igual ou inferior a 25% (referência estadual baseada nos dados obtidos de 2021) foram retirados das análises para evitar possíveis vieses nos ajustes dos modelos estatísticos.

Os indicadores identificados como relevantes nos modelos ajustados nesta pesquisa têm o potencial de fornecer informações mais detalhadas e representativas sobre os municípios onde as crianças residem, permitindo análises mais robustas das desigualdades e desafios relacionados à segurança alimentar e nutricional. A incorporação desses indicadores ao escopo de projetos voltados para o monitoramento nutricional de crianças, amplia a capacidade de identificar padrões críticos, contribuindo diretamente para a formulação de políticas públicas mais eficazes.

O Projeto Primeira Infância Primeiro, atualmente em vigor, conta com um quadro de indicadores que contribuem na avaliação da situação das crianças na primeira infância por meio de análises realizadas nos níveis nacional, estadual e municipal (VIDIGAL, 2018). Entre os indicadores considerados nesta pesquisa, 13 indicadores foram destacados nos modelos ajustados

e poderiam ser incorporados ao quadro existente, reforçando as análises no nível municipal e promovendo diagnósticos mais precisos das condições locais, conforme apresentados a seguir.

- Municípios que possuem o Programa Criança Feliz.
- Percentual de internações de crianças menores de 5 anos, por doenças respiratórias ou do aparelho digestivo.
- Porcentagem estimada de habitantes acampados.
- Porcentagem estimada de habitantes agricultores familiar.
- Porcentagem estimada de habitantes assentados da reforma agrária.
- Porcentagem estimada de habitantes ciganos.
- Porcentagem estimada de habitantes em situação de extrema pobreza.
- Porcentagem estimada de habitantes em situação de rua.
- Porcentagem estimada de habitantes extrativistas.
- Porcentagem estimada de habitantes pescadores artesanais.
- Proporção de crianças menores de cinco anos não beneficiárias do Programa Programa Bolsa Família ou Auxílio Brasil e inscritas no CADÚNICO.
- Proporção de nascimentos via cesárea.
- Taxa de natalidade.

No entanto, os indicadores selecionados com o propósito de ampliar o escopo dos modelos existentes com uma dimensão voltada ao ambiente não foram sensíveis ao estado nutricional. Isso, provavelmente pela qualidade dos dados existentes, visto a grande quantidade de dados faltantes.

Como propostas futuras, esta pesquisa destaca a importância de aprofundar o estudo sobre o alcance do SISVAN para melhorar as análises com dados representativos. Através da identificação de padrões e fatores associados à baixa cobertura em diferentes contextos municipais, é possível traçar estratégias mais eficazes para ampliar o alcance do sistema ao longo do tempo, garantindo a coleta de informações mais precisas e representativas que subsidiem o desenvolvimento de políticas públicas focadas na segurança alimentar e nutricional das crianças.

Referências

- AGRESTI, A. *Foundations of linear and generalized linear models*. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2015. 10, 14, 16, 17, 18, 19
- AQUINO, L. A. de. Acompanhamento do crescimento normal. *Revista de pediatria SOPERJ*, Revista de pediatria SOPERJ, v. 12, n. 1, p. 15–20, 2011. 4
- BRASIL. *Lei nº 11.346 de 15 de setembro 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. Diário Oficial da União*. 2006. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2004-2006/2006/lei/111346.htm>. 1, 3
- BRASIL. *Mapeamento da insegurança alimentar e nutricional com foco na desnutrição a partir da análise do cadastro único e do sisvan 2014. Ministério do Desenvolvimento Social, Câmara Interministerial de Segurança Alimentar e Nutricional (CAISAN)*. 2016. Disponível em: <<https://aplicacoes.mds.gov.br/sagirms/portal-san/artigo.php?link=15>>. 3, 64
- BRASIL. *Secretaria de Atenção Primária à Saúde. Departamento de Promoção da Saúde. PROTEJA : Estratégia Nacional para Prevenção e Atenção à Obesidade Infantil : orientações técnicas*. Brasília : Ministério da Saúde, 2022. Disponível em: <http://189.28.128.100/dab/docs/portaldab/publicacoes/orienta_proteja.pdf>. 6, 7
- BRASIL. *Indicadores Políticas públicas MDS*. Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome, 2023. Disponível em: <<https://aplicacoes.cidadania.gov.br/vis/data3/data-explorer.php>>. 66
- BRASIL, Ministério da Saúde. *Vigilância alimentar e nutricional - SISVAN: orientações básicas para a coleta, processamento, análise de dados e informação em serviços de saúde*. Brasília, 2004. 120 p. 8, 9
- BRASIL, Ministério da Saúde. *Crescimento e desenvolvimento*. Brasília: Ministério da Saúde, 2006. Disponível em: <https://bvsms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/crescimento_desenvolvimento.pdf>. 9
- BRASIL, Ministério da Saúde. *Manual operacional para uso do sistema de vigilância alimentar e nutricional: SISVAN VERSÃO 3.0*. Brasília, DF, 2017. vi, viii, 8, 9, 26, 27, 67
- BUCCINI, G. *et al*. Nurturing care indicators for the brazilian early childhood friendly municipal index (imapi). *Maternal & Child Nutrition*, Wiley Online Library, v. 18, p. e13155, 2022. 4, 8, 55, 63, 64, 66, 67
- CAISAN. *Plano Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional - PLANSAN 2016-2019*. [S.l.]: DF: MDSA, 2017. 73 p. 7, 27
- CAMILO, S. M. B. *et al*. Vigilância nutricional no brasil: criação e implementação do sisvan. *Revista de APS*, v. 14, n. 2, 2011. 3, 7
- DEMÉTRIO, C. G. B. *Modelos lineares generalizados em experimentação agronômica*. [S.l.]: USP/ESALQ, 2001. 11

- FAO, F. *et al.* Food and agriculture organization of the united nations. Rome, URL: <http://faostat.fao.org>, 2018. 1
- FEDERIK, M.; LAGUZZI, M. Seguridad alimentaria y derecho a la alimentación en argentina: un recorrido histórico. *Revista Espanola De Nutricion Comunitaria-spanish Journal of Community Nutrition*, v. 25, p. 6, 2019. 1
- FREITAS, J. A. d. O sistema de segurança alimentar e nutricional–sisan. 2018. 3
- GOVENDER, I. *et al.* Malnutrition in children under the age of 5 years in a primary health care setting. *South African Family Practice*, AOSIS, v. 63, n. 1, 2021. 3
- GUNDERSEN, C.; ZILIAK, J. P. Food insecurity and health outcomes. *Health affairs*, v. 34, n. 11, p. 1830–1839, 2015. 1
- HINDE, J.; DEMÉTRIO, C. G. Overdispersion: models and estimation. *Computational statistics & data analysis*, Elsevier, v. 27, n. 2, p. 151–170, 1998. 15
- IBGE. *Proposta metodológica para classificação dos espaços do rural, do urbano e da natureza no Brasil*. Rio de Janeiro: Investigações experimentais / Informações Geocientíficas Experimentais IBGE, 2023. ISBN 978-85-240-4575-2. vi, viii, 21, 22, 28
- JENICEK, M. *Foundations of evidence-based medicine: Clinical epidemiology and beyond*. [S.l.]: CRC Press, 2019. 4
- KE, J.; FORD-JONES, E. L. Food insecurity and hunger: A review of the effects on children's health and behaviour. *Paediatrics & child health*, Oxford University Press, v. 20, n. 2, p. 89–91, 2015. 1
- KENDALL, M. G.; STUART, A. Moments and cumulants. *The advanced theory of statistics*, C. Griffin and Co., Ltd, v. 1, p. 57–96, 1977. 11
- KLEIBER, C.; ZEILEIS, A. *Applied Econometrics with R*. New York: Springer-Verlag, 2008. ISBN 978-0-387-77316-2. Disponível em: <<https://CRAN.R-project.org/package=AER>>. 47
- LIRA, M. C. da S. *et al.* Estado nutricional de crianças segundo critérios do sisvan em municípios do estado de alagoas. *O mundo da saúde*, v. 41, n. 1, p. 68–76, 2017. 27
- MCCULLAGH, J. A. N. P. *Generalized linear models*. 2. ed. [S.l.]: Chapman and Hall/CRC, 1989. 11
- MDS. *Política Nacional de Assistência Social - PNAS/2004*. 2004. Disponível em: <https://www.mds.gov.br/webarquivos/publicacao/assistencia_social/Normativas/PNAS2004.pdf>. vi, 21, 22
- MENDES, L. V. As consequências da desnutrição no desenvolvimento físico e mental infantil. *Fundação Telefônica. Brasil*, v. 2, 2016. 1
- MORAES, V. D. d. *et al.* *Políticas de Segurança Alimentar e Nutricional no Brasil: as instâncias de coordenação intersetorial e de participação social*. Tese (Doutorado em Saúde Pública) — Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca, Fundação Oswaldo Cruz, Rio de janeiro, 2019. 3, 8

- MORAIS, D. d. C.; LOPES, S. O.; PRIORE, S. E. Indicadores de avaliação da insegurança alimentar e nutricional e fatores associados: revisão sistemática. *Ciência & Saúde Coletiva*, SciELO Public Health, v. 25, p. 2687–2700, 2020. 63, 64
- MREJEN, M.; CRUZ, M. V.; ROSA, L. O sistema de vigilância alimentar e nutricional (sisvan) como ferramenta de monitoramento do estado nutricional de crianças e adolescentes no brasil. *Cadernos de Saúde Pública*, Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca, Fundação Oswaldo Cruz, v. 39, n. 1, p. e00169622, 2023. ISSN 0102-311X. 9
- NELDER, J. A.; WEDDERBURN, R. W. Generalized linear models. *Journal of the Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society*, Oxford University Press, v. 135, n. 3, p. 370–384, 1972. 10, 19
- PAULA, G. A. *Modelos de regressão: com apoio computacional*. [S.l.]: IME-USP São Paulo, 2004. 12, 13, 14, 16, 17, 18, 19
- PEREIRA, J. Economia da saúde: glossário de termos e conceitos. *Documento de trabalho*, v. 1, p. 93, 2004. 4
- RODRIGUES, D. L.; SANTOS, R. d.; FERNANDES, D. A. Pobreza e desenvolvimento humano na região metropolitana de belém: uma análise comparativa entre os indicadores linha de pobreza, idhm e ipm para os anos de 2000 e 2010. *Prêmio Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil*, PNUD Brasília, DF, v. 155, 2015. 35
- RUEL, M. T.; ALDERMAN, H. Nutrition-sensitive interventions and programmes: how can they help to accelerate progress in improving maternal and child nutrition? *The lancet*, Elsevier, v. 382, n. 9891, p. 536–551, 2013. 4
- SEADE. Índice paulista de responsabilidade social. *São Paulo: Fundação Seade*, 2019. vi, viii, 23, 28, 64
- SMITH, L. C.; OBEID, A. E. E.; JENSEN, H. H. The geography and causes of food insecurity in developing countries. *Agricultural economics*, Wiley Online Library, v. 22, n. 2, p. 199–215, 2000. 2
- SP. SEADE TRABALHO: Ocupação e Rendimento - Anexo metodológico. Fundação Seade, 2021. Disponível em: <https://repositorio.seade.gov.br/dataset/91da1a26-e589-4273-8559-651dd5df845b/resource/284138cf-fb43-490c-9ece-010d72fa8994/download/ocupacao_rendimento_metodologia.pdf>. 64
- TAVARES, L. F. B.; ADAMSON-MACEDO, E. N. Mortalidade infantil continua sendo um grave problema de saúde pública. *Journal of Human Growth and Development*, Journal of Human Growth and Development, v. 33, n. 1, p. 6, 2023. 1
- THOMAS, M. M. C.; MILLER, D. P.; MORRISSEY, T. W. Food insecurity and child health. *Pediatrics*, v. 144, 2019. 1
- TUPÃ (SP). *Lei nº 5.135, de 14 de março de 2023*. Diário Oficial do Município Tupã, 2023. Disponível em: <https://dosp.com.br/exibe_do.php?i=MzQxMjg5>. 6
- TURKMAN, M. A. A.; SILVA, G. L. Modelos lineares generalizados-da teoria à prática. *Sociedade Portuguesa de Estatística*, Lisboa, 2000. 12

UNICEF. *Impactos primários e secundários da covid-19 em crianças e adolescentes: Relatório de análise – 2ª rodada*. 2021. Fundo das Nações Unidas para a Infância. Disponível em: <<https://www.unicef.org/brazil/relatorios/impactos-primarios-e-secundarios-da-covid-19-em-criancas-e-adolescentes-segunda-rodada>>. 2

UNICEF *et al.* Multi-sectoral approaches to nutrition: nutrition-specific and nutrition-sensitive interventions to accelerate progress. *Brief Nutrition Overview*, 2016. vi, 2

VENABLES, W. N.; RIPLEY, B. D. *Modern Applied Statistics with S*. Fourth. New York: Springer, 2002. ISBN 0-387-95457-0. Disponível em: <<https://www.stats.ox.ac.uk/pub/MASS4/>>. 47

VIDIGAL, F. M. C. S. *Primeira Infância primeiro*. [S.l.]: Fundação Maria Cecília Souto Vidigal São Paulo, 2018. 5, 7, 8, 55, 56, 63, 64, 65, 66

WALI, N.; AGHO, K.; RENZAHU, A. M. Past drivers of and priorities for child undernutrition in south asia: A mixed methods systematic review protocol. *Systematic Reviews*, Springer, v. 8, p. 1–8, 2019. 2

WEDDERBURN, R. W. Quasi-likelihood functions, generalized linear models, and the gauss—newton method. *Biometrika*, Oxford University Press, v. 61, n. 3, p. 439–447, 1974. 16

WHO. *Operationalizing nurturing care for early childhood development: the role of the health sector alongside other sectors and actors*. World Health Organization, 2019. Disponível em: <<https://iris.who.int/handle/10665/335708>>. vi, 4, 7

WILLIAMS, D. A. Extra-binomial variation in logistic linear models. *Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)*, Wiley Online Library, v. 31, n. 2, p. 144–148, 1982. 15, 16

WILLIAMS, D. A. Overdispersion in logistic linear models. *Statistics in Toxicology*, Clarendon Oxford, p. 75–84, 1996. 15, 41, 43, 44, 45

Apêndice

Quadro de indicadores para as dimensões

Quadro A: Indicadores da dimensão Demografia.

Indicador (Data)	Fonte (Referência)
Área do município (2021)	IBGE (MORAIS; LOPES; PRIORE, 2020)
Classificação do município de acordo com o porte populacional segundo o IBGE (2021)	IBGE (BUCCINI <i>et al.</i> , 2022)
Classificação do município de acordo com a tipologia rural-urbana segundo o IBGE (2017)	IBGE (MORAIS; LOPES; PRIORE, 2020)
Densidade demográfica (2021)	SEADE (MORAIS; LOPES; PRIORE, 2020)
Número de nascidos vivos em 2021 por município (2021)	DATASUS (BUCCINI <i>et al.</i> , 2022)
Número de nascidos vivos para cada 1000 habitantes (2021)	DATASUS (BUCCINI <i>et al.</i> , 2022)
População estimada 2021 IBGE (2021)	IBGE (BUCCINI <i>et al.</i> , 2022)
População estimada de crianças menores de 5 anos (2021)	SEADE (BUCCINI <i>et al.</i> , 2022)
População estimada de homens menores de 5 anos (2021)	SEADE (BUCCINI <i>et al.</i> , 2022)
População estimada de mulheres menores de 5 anos (2021)	SEADE (BUCCINI <i>et al.</i> , 2022)
População residente por cor ou raça preta (2010)	SEADE (VIDIGAL, 2018)
População residente por cor ou raça parda (2010)	SEADE (VIDIGAL, 2018)
Proporção de crianças de 0 a 4 anos em vulnerabilidade em relação ao total de crianças (2021)	SEADE (BUCCINI <i>et al.</i> , 2022)
Razão de sexo de 0 a 4 anos (2021)	SEADE (MORAIS; LOPES; PRIORE, 2020)

Quadro B: Indicadores da dimensão Economia.

Indicador (Data)	Fonte (Referência)
Famílias inscritas no Programa Bolsa Família (2021)	SAGI (VIDIGAL, 2018)
Grupo IPRS (2018)	SEADE (SEADE, 2019)
Índice de Desenvolvimento Municipal - IDHM (2010)	IBGE (BUCCINI <i>et al.</i> , 2022)
Índice de Gini da renda domiciliar per capita municipal (2010)	DATASUS
PIB municipal (2020)	SEADE (BUCCINI <i>et al.</i> , 2022)
Rendimento médio da população ocupada (2010)	IBGE-IPEA (MORAIS; LOPES; PRIORE, 2020)
Taxa de população ocupada (2010)	SEADE (SP, 2021)

Quadro C: Indicadores da dimensão Educação.

Indicador (Data)	Fonte (Referência)
Número de alunos matriculados para cada profissional em creches das redes pública e privada no município por ano (2021)	Microdados da educação básica (INEP)
Número de alunos matriculados para cada profissional em pré-escolas das redes pública e privada no município por ano (2021)	Microdados da educação básica (INEP)
Número de escolas atendidos pelo PNAE (2021)	Microdados da educação básica (INEP)
Número de matrículas em creche e pré-escola por ano e município de residência (2021)	Microdados da educação básica (INEP)

Quadro D: Indicadores da dimensão Acesso e disponibilidade de alimentos.

Indicador (Data)	Fonte (Referência)
Lei Municipal de SAN (2018)	MAPASAN (BRASIL, 2016)
Percentual de aquisição da agricultura familiar PNAE (2019)	MAPASAN (BRASIL, 2016)
Plano Municipal de Segurança Alimentar e Nutricional (2018)	MAPASAN (BRASIL, 2016)
Quantidade de Banco de alimentos (2018)	MAPASAN (BRASIL, 2016)
Quantidade de Cozinhas Comunitárias que existem no Município (2018)	MAPASAN (BRASIL, 2016)
Quantidade de Feiras Livres em funcionamento no município (2018)	MAPASAN (BRASIL, 2016)
Quantidade de Mercados Públicos ou Populares que existem em funcionamento no município (2018)	MAPASAN (BRASIL, 2016)
Quantidade de restaurante popular que existem em funcionamento no município (2018)	MAPASAN (BRASIL, 2016)
Quantidade de sacolões públicos ou quitandas públicas em funcionamento no município (2018)	MAPASAN (BRASIL, 2016)
Quantidade de Unidades de Distribuição da Agricultura Familiar que existem no Município (2018)	MAPASAN (BRASIL, 2016)

Quadro E: Indicadores da dimensão Violência, segurança e proteção.

Indicador (Data)	Fonte (Referência)
Número de notificações de abuso financeiro e econômico contra crianças menores de 6 anos (2021)	SINAN
Número de notificações de casos de tortura contra crianças menores de 6 anos (2021)	SINAN
Número de notificações de casos de violência contra crianças menores de 6 anos (2021)	SINAN (VIDIGAL, 2018)
Número de notificações de casos de violência física contra crianças menores de 6 anos (2021)	SINAN
Número de notificações de casos de violência sexual contra crianças menores de 6 anos (2021)	SINAN
Número de notificações de negligência e abandono infantil contra crianças menores de 6 anos (2021)	SINAN
Número de notificações de pornografia infantil contra crianças menores de 6 anos (2021)	SINAN
Número de notificações de trabalho infantil contra crianças menores de 6 anos (2021)	SINAN

Quadro F: Indicadores da dimensão Vulnerabilidade.

Indicador (Data)	Fonte (Referência)
Esgotamento sanitário adequado (2010)	IBGE (BUCCINI <i>et al.</i> , 2022)
Famílias inscritas no CADÚNICO (2021)	VIS DATA 3 (BRASIL, 2023)
Famílias inscritas no CADÚNICO em situação de extrema pobreza (2021)	VIS DATA 3 (BRASIL, 2023)
Municípios que possuem o programa Criança Feliz (2019)	(BUCCINI <i>et al.</i> , 2022)
Quantidade de famílias acampadas cadastradas no CADÚNICO (2021)	VIS DATA 3 (BRASIL, 2023)
Quantidade de famílias assentadas da reforma agrária cadastradas no CADÚNICO (2021)	VIS DATA 3 (BRASIL, 2023)
Quantidade de famílias beneficiárias do Auxílio Brasil/ Bolsa família (2021)	VIS DATA 3 (BRASIL, 2023)
Quantidade de famílias ciganas cadastradas no CADÚNICO (2021)	VIS DATA 3 (BRASIL, 2023)
Quantidade de crianças de 0 a 5 anos inscritas no CADÚNICO (2021)	VIS DATA 3 (BRASIL, 2023; VIDIGAL, 2018)
Quantidade de crianças de 0 a 5 anos não beneficiárias do Programa Bolsa Família e inscritas no CADÚNICO (2021)	VIS DATA 3 (BRASIL, 2023)
Quantidade de famílias de agricultores familiares cadastradas no CADÚNICO (2021)	VIS DATA 3 (BRASIL, 2023)
Quantidade de famílias de extrativistas cadastradas no CADÚNICO (2021)	VIS DATA 3 (BRASIL, 2023)
Quantidade de famílias de pescadores artesanais cadastradas no CADÚNICO (2021)	VIS DATA 3 (BRASIL, 2023)
Quantidade de famílias em situação de rua cadastradas no CADÚNICO (2021)	VIS DATA 3 (BRASIL, 2023)
Quantidade de famílias pertencentes a comunidade de terceiro cadastradas no CADÚNICO (2021)	VIS DATA 3 (BRASIL, 2023)
Quantidade de famílias ribeirinhas cadastradas no CADÚNICO (2021)	VIS DATA 3 (BRASIL, 2023)

Quadro G: Indicadores da dimensão Saúde.

Indicador (Data)	Fonte (Referência)
Mortalidade infantil de 0 a 5 anos por município de residência (2020)	TABNET(BUCCINI <i>et al.</i> , 2022)
Número de casos confirmados e notificados de sífilis congênita em menores de 5 anos (2021)	SINAN (BUCCINI <i>et al.</i> , 2022)
Número de gestantes com 6 ou mais consultas de pré-natal em relação ao número total de gestantes acompanhadas (2020)	SINASC (BUCCINI <i>et al.</i> , 2022)
Número de mortes de mulheres por causas relacionadas à gravidez, parto ou puerpério (2020)	SIM (BUCCINI <i>et al.</i> , 2022)
Número de óbitos por causas evitáveis de 0 a 5 anos (2020)	TABNET (BUCCINI <i>et al.</i> , 2022)
Percentual de crianças nascidas com menos de 37 semanas completas de gestação (2020)	SINASC (BUCCINI <i>et al.</i> , 2022)
Percentual de gravidez na adolescência (2020)	SINASC (BUCCINI <i>et al.</i> , 2022)
Percentual de internações de crianças menores de 5 anos, por doenças respiratórias ou do aparelho digestivo (2021)	SIH (BUCCINI <i>et al.</i> , 2022)
Percentual de nascidos vivos com menos de 2500g (2020)	SINASC (BUCCINI <i>et al.</i> , 2022)
Proporção de crianças menores de 1 ano vacinadas contra difteria, tétanos, coqueluche e meningite (TETRA) na Atenção Primária à Saúde (2021)	SI-PNI (BUCCINI <i>et al.</i> , 2022)
Proporção de nascimentos via cesárea (2020)	SINASC (BUCCINI <i>et al.</i> , 2022)
Quantidade de criança menores de 5 anos com altura baixa e muito baixa registradas no SISVAN (2020)	SISVAN (BRASIL, Ministério da Saúde, 2017)
Quantidade de criança menores de 5 anos com o peso adequado ou eutrófico registradas no SISVAN (2020)	SISVAN (BRASIL, Ministério da Saúde, 2017)
Quantidade de criança menores de 5 anos em estado de magreza registradas no SISVAN (2020)	SISVAN (BRASIL, Ministério da Saúde, 2017)
Quantidade de criança menores de 5 anos em estado de magreza acentuada registradas no SISVAN (2020)	SISVAN (BRASIL, Ministério da Saúde, 2017)
Quantidade de criança menores de 5 anos em estado de obesidade registradas no SISVAN (2020)	SISVAN (BRASIL, Ministério da Saúde, 2017)
Quantidade de criança menores de 5 anos em estado de sobrepeso registradas no SISVAN (2020)	SISVAN (BRASIL, Ministério da Saúde, 2017)
Quantidade de criança menores de 5 anos em risco de sobrepeso registradas no SISVAN (2020)	SISVAN (BRASIL, Ministério da Saúde, 2017)
Taxa de Cobertura da Atenção Primária à Saúde (2021)	E-GESTOR (BUCCINI <i>et al.</i> , 2022)
Total de criança menores de 5 anos com registro de altura no SISVAN (2020)	SISVAN (BRASIL, Ministério da Saúde, 2017)
Total de crianças menores de 5 anos com registro de informação sobre o estado nutricional (IMC/idade) no SISVAN (2020)	SISVAN (BRASIL, Ministério da Saúde, 2017)