

Estado da publicação: O preprint foi publicado em um periódico como um artigo  
DOI do artigo publicado: <https://doi.org/10.1590/s1679-49742021000400008>

# Insegurança alimentar e fatores sociodemográficos em crianças de São José dos Pinhais, Paraná, 2017: estudo transversal

Vanessa da Rocha Chapanski, Maria Dalla Costa, Gabriela Macedo Fraiz, Doroteia Aparecida Höfelmann, Fabian Calixto Fraiz

<https://doi.org/10.1590/s1679-49742021000400008>

Submetido em: 2021-08-16

Postado em: 2021-08-16 (versão 1)  
(AAAA-MM-DD)



**Como citar este artigo:**

Chapanski VR, Costa MD, Fraiz GM, Höfelmann DA, Fraiz FC. Insegurança alimentar e fatores sociodemográficos em crianças de São José dos Pinhais, Paraná, 2017: estudo transversal. *Epidemiol Serv Saude* [preprint]. 2021 [citado 31 jul 2021]:[25 p.]. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/s1679-49742021000400008>

*ARTIGO ORIGINAL*

**Insegurança alimentar e fatores sociodemográficos em crianças de São**

**José dos Pinhais, Paraná, 2017: estudo transversal\***

**Food insecurity and sociodemographic factors in children in São José dos Pinhais, Paraná, Brazil, 2017: cross-sectional study**

**Inseguridad alimentaria y factores sociodemográficos en niños de São José dos Pinhais, Paraná, Brasil, 2017: estudio transversal**

**Vanessa da Rocha Chapanski<sup>1</sup>** - [orcid.org/0000-0003-2362-760X](https://orcid.org/0000-0003-2362-760X)

**Maria Dalla Costa<sup>2</sup>** - [orcid.org/0000-0001-9780-183X](https://orcid.org/0000-0001-9780-183X)

**Gabriela Macedo Fraiz<sup>3</sup>** - [orcid.org/0000-0002-9183-2130](https://orcid.org/0000-0002-9183-2130)

**Doroteia Aparecida Höfelmann<sup>4</sup>** - [orcid.org/0000-0003-1046-3319](https://orcid.org/0000-0003-1046-3319)

**Fabian Calixto Fraiz<sup>5</sup>** - [orcid.org/0000-0001-5290-7905](https://orcid.org/0000-0001-5290-7905)

<sup>1</sup>Universidade Federal do Paraná, Programa de Pós-Graduação em Saúde Coletiva, Curitiba, PR, Brasil

<sup>2</sup>Universidade Federal do Paraná, Programa de Pós-Graduação em Odontologia, Curitiba, PR, Brasil

<sup>3</sup>Universidade de Viçosa, Programa de Pós-Graduação em Ciências da Nutrição, Viçosa, MG, Brasil

<sup>4</sup>Universidade Federal do Paraná, Departamento de Nutrição, Curitiba, PR, Brasil

<sup>5</sup>Universidade Federal do Paraná, Departamento de Estomatologia, Curitiba, PR, Brasil

### **Endereço para correspondência:**

**Fabian Calixto Fraiz** – Avenida Lothário Meissner nº 632, Jardim Botânico, Curitiba, PR, Brasil. CEP: 80210-170

*E-mail:* [fabianfraiz@gmail.com](mailto:fabianfraiz@gmail.com)

\*Artigo derivado de dissertação de Mestrado acadêmico intitulada ‘Práticas alimentares e Insegurança Alimentar domiciliar em pré-escolares’, defendida por Vanessa da Rocha Chapanski junto ao Programa de Pós-Graduação em Saúde Coletiva da Universidade Federal do Paraná em 2018. Estudo parcialmente financiado pela Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES)/Ministério da Educação (MEC) – Código de Financiamento 001.

Recebido em 05/02/2021

Aprovado em 21/06/2021

Editora associada: Thaynã Ramos Flores - [orcid.org/0000-0003-0098-1681](https://orcid.org/0000-0003-0098-1681)

### **Resumo**

**Objetivo:** Analisar a associação entre insegurança alimentar (IA) e fatores sociodemográficos em crianças. **Métodos:** Estudo realizado no período maio-novembro de 2017, com mães de crianças (18-35 meses) matriculadas na rede pública de ensino de São José dos Pinhais, Paraná, Brasil. A IA foi acessada pela Escala Brasileira de Insegurança Alimentar. Utilizou-se regressão logística multinomial com modelo hierárquico. **Resultados:** Participaram 395 mães/crianças. A prevalência da IA foi de 34,7% (IC<sub>95%</sub> 28,5;41,5), sendo 25,7% (IC<sub>95%</sub> 19,2;32,3) para IA leve (IAL) e 9,0% (IC<sub>95%</sub> 8,5;9,4) para IA moderada/grave (IAMG). Famílias pertencentes ao menor tercil de renda tiveram maior chance de IAL (OR=3,06 – IC<sub>95%</sub> 1,26;7,41) ou IAMG (OR=6,35 – IC<sub>95%</sub> 1,89;21,4), comparadas ao maior tercil. Maior prevalência de IAL foi identificada em

meninos (OR=2,34 – IC<sub>95%</sub> 1,49;3,68). **Conclusão:** IA foi associada a menor renda; e IAL, ao sexo masculino da criança. Políticas públicas de aumento de renda devem ser incluídas nas estratégias de redução da IA.

**Palavras-chave:** Segurança Alimentar e Nutricional; Fatores Socioeconômicos; Lactente; Criança; Estudos Transversais.

## Abstract

**Objective:** To analyze the association between food insecurity (FI) and sociodemographic factors in children. **Methods:** Study carried out from May to November 2017 with mothers of children (18 - 35 months) from the public school in São José dos Pinhais, Paraná, Brazil. FI was accessed through Brazilian Household Food Insecurity Measurement Scale. Multinomial logistic regression was used, with a hierarchical model. **Results:** 395 mothers/children participated. The prevalence of FI was 34.7 (95%CI 28.5;41.5) with 25.7% (95%CI 19.2;32.3) for mild FI (MiFI) and 9.0% (95%CI 8.5;9.4) for moderate/severe FI (MoSFI). Families in the lowest income tercile had a higher chance of MiFI (OR=3.06 – 95%CI 1.26;7.41) or MoSFI (OR=6.35 – 95%CI 1.89;21.4) when compared to the largest tercile. Higher prevalence of MiFI was identified in male children (OR=2.34 – 95%CI 1.49;3.68). **Conclusion:** AI was associated with lower income and MiFi with male children. Public policies to increase income must be included in AI reduction strategies.

**Keywords:** Food and Nutrition Security; Socioeconomic Factors; Infant; Child; Cross-Sectional Studies.

## Introdução

Embora o direito à alimentação, todavia em construção no Brasil, tenha se fortalecido a partir da Lei Orgânica de Segurança Alimentar e Nutricional<sup>1</sup> e da inserção na Constituição Federal da alimentação entre os direitos sociais positivados (Emenda Constitucional nº 64, de 4 de fevereiro de 2010),<sup>2</sup> cerca de 52 milhões de pessoas ainda conviviam com a insegurança alimentar (IA) domiciliar em 2013, sendo 34% delas crianças entre zero e quatro anos de idade.<sup>3</sup> Este quadro se agravou nos últimos anos e, segundo dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2017-2018, realizada pela fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a prevalência nacional de

IA chegou a pouco mais de 36%, com a metade das crianças menores de cinco anos de idade vivendo em domicílios com algum grau de IA.<sup>4</sup>

IA é a violação do direito ao acesso a alimentos de qualidade e em quantidade suficiente para manter as atividades diárias de forma regular e permanente.<sup>1</sup> Ela deve ser compreendida como a expressão das desigualdades e das relações de poder no contexto em que os indivíduos se encontram.<sup>5</sup> Crises financeiras e políticas deterioram a segurança alimentar<sup>6</sup> e ademais, situações adversas graves podem ser especialmente desafiadoras para as famílias com crianças que dependem da alimentação escolar, como ficou demonstrado na presente crise sanitária causada pela COVID-19.<sup>7</sup> Esta pandemia, determinada pelo avanço do novo coronavírus (SARS-CoV-2), evidenciou uma rápida exacerbação da condição de IA em grupos com maior vulnerabilidade socioeconômica, nos quais essa situação já estava instalada.<sup>8</sup>

Sabe-se que o nível de IA domiciliar é um fator determinante para o aparecimento de doenças agudas ou crônicas não transmissíveis, na vida adulta.<sup>9</sup> Em crianças, a IA apresenta associação com piores padrões de saúde, alterações no desenvolvimento cognitivo e no desempenho escolar.<sup>10</sup> Portanto, o combate à IA é importante nessa fase da vida, de grande impacto no futuro, como na inteligência, escolaridade e nível de renda na vida adulta.<sup>11</sup>

A literatura mostra que os fatores sociais, demográficos e econômicos influenciam na IA.<sup>12</sup> Apesar disso, são escassos os trabalhos que avaliaram a frequência e os fatores associados à IA em domicílios com crianças abaixo de três anos de idade, especialmente no Brasil. Wright et al. alertam que poucos estudos investigaram as causas da insegurança alimentar entre crianças. Esses autores conduziram um amplo estudo, envolvendo crianças norte-americanas, e apresentaram evidências de forte associação entre pobreza e IA na infância.<sup>13</sup>

Conhecer e monitorar a distribuição da IA e seus fatores associados permitirá não só o estabelecimento de ações que diminuam sua frequência, ajudará a determinar as estratégias de ação adequadas para os momentos de agravamento dessa condição. Embora o município de São José dos Pinhais seja considerado de grande porte e possua o segundo maior produto interno bruto (PIB) do Paraná, desde 2016 ele vem apresentando uma importante redução na arrecadação de impostos sobre a circulação de economias e prestação de serviços.<sup>14</sup> Esta situação, também observada no restante do país, tem

ocasionado o aumento na desocupação do mercado de trabalho, com o consequente ampliação das desigualdades sociais e das vulnerabilidades de grupos populacionais específicos. Isto, seguramente, gera impactos no acesso e capacidade de aquisição de alimentos, assim como sua disponibilidade para todos os membros da família.<sup>6</sup>

O objetivo deste estudo foi analisar a associação entre insegurança alimentar – IA – e fatores sociodemográficos, em crianças no município de São José dos Pinhais.

## Métodos

Trata-se de um estudo transversal, com amostra de crianças de 18 a 35 meses de idade matriculadas e frequentadoras da rede pública de ensino de São José dos Pinhais, região metropolitana de Curitiba, Paraná, Brasil. A pesquisa foi realizada entre maio e novembro de 2017.

O município de São José dos Pinhais possuía, até o ano de 2012, o segundo maior PIB do Paraná e um índice de desenvolvimento humano de 0,758. Em 2017, sua população, estimada pela fundação IBGE, era de 307.530 habitantes.<sup>14</sup>

O cálculo amostral foi realizado por meio de fórmula de estimativa para proporção finita, considerando-se que 2.667 crianças com idade entre 18 e 35 meses se encontravam matriculadas na rede pública de ensino do município no início de 2017. Utilizou-se a prevalência do desfecho de 50%, visando maximizar o tamanho amostral, e adotou-se um nível de confiança de 95% e erro máximo aceitável de 5%, chegando-se a uma amostra mínima de 337 crianças, a qual foi acrescida em 30%, para compensar o efeito de delineamento do estudo, e mais 20%, para compensar as possíveis perdas e recusas, totalizando 526 crianças. Com a amostra calculada, mantido o nível de confiança de 95% e poder do estudo de 80%, seria possível detectar uma prevalência de 50% nos expostos e de 37,9% entre não expostos, equivalente a uma razão de chances (*odds ratio*, ou OR) de 1,64. Para análises estratificadas por sexo, com os mesmos parâmetros, seria possível identificar prevalência de 29,6% para expostos e de 32,1% para não expostos; e OR de 2,38 e 2,12 para o sexo masculino e feminino, respectivamente.

Realizou-se uma amostragem aleatória por conglomerado em dois estágios: unidades educacionais e crianças. Para garantir a representatividade da amostra, primeiramente, foram sorteadas 20 unidades educacionais das 43 existentes no município. A amostra foi distribuída respeitando-se a proporcionalidade das crianças matriculadas

em cada Centro Municipal de Educação Infantil (CMEI). Em cada CMEI selecionado, as crianças foram numeradas em sequência, a partir da lista fornecida pela escola e, posteriormente, sorteadas até se esgotar o número de crianças previstas para cada escola. Caso a criança sorteada não estivesse presente ou não preenchesse os critérios de inclusão, realizava-se o sorteio de outra criança.

Os critérios de elegibilidade das crianças para participar do estudo foram: ter entre 18 meses e 35 meses e 29 dias, independentemente do sexo; e estar matriculada no CMEI. Foram excluídas do estudo aquelas crianças que apresentavam necessidades especiais de alimentação, bem como síndromes ou doenças sistêmicas que poderiam apresentar alterações na alimentação e que necessitariam atenção nutricional específica. Também foram excluídos os questionários que apresentaram respostas incompletas na Escala Brasileira de Insegurança Alimentar (EBIA) ou que não foram respondidos pelas mães das crianças.

As variáveis demográficas, socioeconômicas e de IA domiciliar foram coletadas por meio de um questionário desenhado para autopreenchimento, encaminhado ao domicílio da criança. O instrumento foi previamente testado, em estudo-piloto realizado em um CMEI não incluído no sorteio do estudo principal, envolvendo 34 mães de crianças na mesma faixa etária. As variáveis de exposição socioeconômicas e demográficas foram: sexo (feminino; masculino) e idade da criança (<24 meses;  $\geq$ 24 meses); escolaridade (anos de estudo:  $\leq$ 8; >8), situação conjugal (com ou sem relação estável) e situação formal de trabalho (sim; não) da mãe; e renda familiar *per capita*, coletada em reais, posteriormente categorizada em tercís (1º tercil, R\$ 19,50 a R\$ 366,66; 2º tercil, R\$ 366,67 a R\$ 625,00; 3º tercil, R\$ 625,01 a R\$ 2.250,00).

A insegurança alimentar foi mensurada utilizando-se a EBIA, traduzida e validada para o português,<sup>15</sup> em sua versão de 2009. A escala é utilizada na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), realizada pelo IBGE,<sup>16</sup> e contempla 14 questões para famílias compostas por adultos e indivíduos menores de 18 anos de idade, abordando a experiência dos últimos três meses em relação à preocupação com a falta de dinheiro para compra de alimentos, alterações na aquisição qualitativa de alimentos e, por fim, alterações quantitativas na aquisição de alimentos. A classificação da segurança alimentar obedeceu aos critérios propostos por Reichenheim et al.:<sup>17</sup> famílias com 0 ou 1 resposta afirmativa eram classificadas em segurança alimentar (SA); quando obtinham 2 a 5

pontos, com IA leve; com 6 a 10 pontos, IA moderada; e com 11 a 14 respostas afirmativas, IA grave.

A análise descritiva das variáveis categóricas incluiu cálculo de número e percentual (%), com respectivo intervalo de confiança de 95% (IC<sub>95%</sub>). Para as variáveis numéricas, foram calculadas médias e desvio-padrão (DP). Para testar a associação da IA com variáveis independentes, foram utilizadas as seguintes categorias: SA (segurança alimentar), quando 'EBIA com valor igual ou menor que 1'; IA leve (IAL), quando 'EBIA com valor de 2 a 5'; e agrupadas IA moderada com IA grave (IAMG), quando 'EBIA com valor igual ou maior que 6'. Análises de regressão logística multinomial bruta e ajustada permitiram estimar as ORs com IC<sub>95%</sub> da associação dos níveis de insegurança alimentar (leve e moderada/grave) com as variáveis de exposição. A presença de segurança alimentar foi a categoria de referência (*versus*: IA leve; IA moderada/grave). As variáveis com p-valor <0,25 na regressão multinomial bruta, em qualquer das categorias de IA, foram incluídas nos modelos, e permaneceram para ajuste quando mantiveram p-valor até 0,25,<sup>18</sup> sendo consideradas estatisticamente significativas quando p-valor <0,05.

A entrada das variáveis na análise ajustada seguiu o modelo hierárquico com três blocos explicativos: distal (características demográficas maternas: escolaridade e situação conjugal); intermediário (características socioeconômicas: situação de trabalho materna e renda familiar *per capita*); e proximal (características demográficas das crianças: sexo e idade). Foram testadas interações entre IA e sexo, de acordo com as variáveis de exposição, sendo consideradas significativas quando o p-valor foi <0,10. As análises foram replicadas para a amostra estratificada por sexo. O desenho do estudo e os pesos amostrais foram considerados nas análises (comando *survey*). Os pesos amostrais foram estimados a partir da combinação das probabilidades inversas de sorteio em cada nível amostral: CMEI e criança. Com o objetivo de identificar diferenças entre o grupo que preencheu completamente o questionário e aqueles que foram excluídos por preenchimento incompleto para o desfecho, foram realizadas comparações das covariáveis por meio do teste qui-quadrado de Pearson. As análises foram realizadas com o auxílio do programa Stata versão 12.0 (StataCorp LP., Texas, Estados Unidos).

Este estudo é parte da pesquisa intitulada 'Práticas alimentares, cárie dentária e insegurança alimentar domiciliar'. Conforme preconizado pela Declaração de Helsinque

e pela Resolução do Conselho Nacional de Saúde (CNS) nº466, de 12 de dezembro de 2012, o projeto foi submetido à apreciação do Comitê de Ética em Pesquisa do Setor de Ciências da Saúde da Universidade Federal do Paraná (CEP/SD/UFPR), sob o Certificado de Apresentação para Apreciação Ética (CAAE) nº 65621417.0.0000.0102, sendo aprovado com a emissão do Parecer nº 2.033.588. Somente crianças cujos responsáveis assinaram o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido foram incluídas no estudo.

## Resultados

Entre os 20 CMEIs sorteados, 629 crianças apresentavam-se elegíveis para o estudo, sendo sorteadas 526. Destas, três crianças foram excluídas por apresentarem necessidades alimentares específicas, 16 responsáveis não concordaram com sua participação do estudo, 68 não retornaram o questionário, 21 retornaram os questionários incompletos quanto às questões de IA, e 23 questionários não foram respondidos pelas mães. Afinal, 395 mães/crianças participaram da pesquisa (24,9% de perdas e recusas).

A ausência de preenchimento do desfecho no questionário foi maior entre (i) as mães com mais de oito anos de estudo (11,3%), quando comparadas àquelas com menos de 8 anos de estudo (3,3%;  $p=0,003$ ), (ii) as mães classificadas no tercil de maior renda familiar *per capita* (9,8%), quando comparadas àquelas no segundo (2,7%) e no primeiro tercis (3,4%;  $p=0,034$ ), e (iii) as mães com crianças do sexo masculino (7,2%), comparadas àquelas com crianças do sexo feminino (2,2%;  $p=0,049$ ). A ausência desse dado preenchido não diferiu segundo a faixa etária da criança ou a situação de trabalho formal materno.

A média de idade das crianças foi de 28,8 meses (DP=4,8 meses), sendo que 80,2% se encontravam com mais de 24 meses de idade. A maioria das crianças era do sexo masculino (55,7%). Com relação às mães, a média de idade foi de 28,6 anos (DP=6,4 anos), a maioria (80,3%) havia estudado mais de oito anos, 71,5% referiram se encontrar em uma relação conjugal estável e metade delas (50,4%) estavam em situação de trabalho formal (Tabela1).

A prevalência de IA foi de 34,7% (IC<sub>95%</sub> 28,5;41,5): 25,7% (IC<sub>95%</sub> 19,2;32,3) em sua forma leve, 5,5% (IC<sub>95%</sub> 3,1;7,8) moderada e 3,5% (IC<sub>95%</sub> 1,5;5,6) grave (Figura 1). Na análise bivariada, a presença da IA apresentou associação com a renda familiar *per*

*capita*: quanto menor o tercil de renda, maior a chance de ocorrência de IAL e IAMG. Verificou-se maior chance de IAL em crianças do sexo masculino (Tabela 2).

No modelo ajustado da regressão logística multinomial, observou-se que no bloco intermediário, a renda familiar *per capita* se manteve significativamente associada com IAL e IAMG. As chances de IAL e IAMG foram maiores no primeiro tercil de renda familiar *per capita* [OR=3,06 (IC<sub>95%</sub> 1,26;7,41)] e [OR=6,35 (IC<sub>95%</sub> 1,89;21,4)], respectivamente, na comparação com o terceiro tercil. Entre as características demográficas das crianças, apenas o sexo permaneceu associado com IAL: os meninos apresentaram 2,34 (IC<sub>95%</sub> 1,49;3,68) vezes maior chance de vivenciar essa situação, em relação às meninas (Tabela 2).

Foram identificadas interações da insegurança alimentar com o sexo da criança e as variáveis ‘situação de trabalho formal materno’ (p=0,06) e ‘renda familiar *per capita*’ (p=0,04). Na análise estratificada segundo o sexo da criança, no bloco intermediário, a renda familiar *per capita*, quando ajustada pela escolaridade materna, manteve associação significativa com IAL [OR=4,03 (IC<sub>95%</sub> 1,23;13,13)] e IAMG [OR=4,95 (IC<sub>95%</sub> 1,30;18,19)] no sexo masculino (Tabela 3), e com IAL [OR=3,35 (IC<sub>95%</sub> 1,47;7,66)] no sexo feminino (Tabela 4).

## Discussão

O principal achado deste estudo foi a associação da maior chance de IA domiciliar com a menor renda familiar *per capita* e o sexo masculino da criança. A associação da IA com fatores sociodemográficos tem sido amplamente relatada<sup>12,13,19-23</sup> e pode ser observada no último levantamento nacional brasileiro, a Pesquisa de Orçamentos Familiares – POF 2017-2018 –, realizado pela fundação IBGE.<sup>4,21</sup>

Estudos transversais, conduzidos com famílias de pré-escolares brasileiros, foram desenvolvidos: em 2011, no município de Viçosa, Minas Gerais; em 2009, no município de Maranguape, Ceará; no ano de 2017, em dois municípios da Paraíba, Cabedelo e Bayeux; e em 2008, em oito municípios do estado da Paraíba. Em todos esses estudos, as prevalências de insegurança alimentar encontradas sempre foram superiores a 60%,<sup>19,22-24</sup> a IA foi avaliada pela EBIA e as famílias que responderam negativamente a todas as questões do instrumento foram consideradas em segurança alimentar. Além das características sociodemográficas e geográficas das populações avaliadas nessas

pesquisas, a grande diferença na prevalência, comparada à observada no presente estudo, foi parcialmente determinada pelos pontos de corte adotados para as famílias de pré-escolares de São José dos Pinhais, onde a classificação de SA inclui, além das famílias que não respondem positivamente a nenhuma das questões, aquelas que pontuam em uma única questão da EBIA, de acordo com o proposto por Reichenheim et al.<sup>17</sup>

Os autores dos estudos citados no parágrafo anterior argumentam que o perfil da família que responde positivamente apenas uma questão estaria mais próximo da segurança alimentar que da IA leve.<sup>17</sup> Assim, no presente estudo, a prevalência de IA entre as crianças seria mais elevada se fossem utilizados os pontos de corte dos levantamentos nacionais brasileiros,<sup>3,4</sup> nos quais SA é atribuída apenas as famílias que não responderam positivamente nenhuma das questões da EBIA. Portanto, na comparação entre estudos que utilizaram a EBIA, deve-se ter atenção especial com os pontos de corte adotados para a classificação da IA, visto que sua prevalência difere em função desse aspecto. Cabe salientar que a comparação dos resultados desta pesquisa com levantamentos que não discriminaram faixas etárias deve ser realizada com igual atenção, visto que neste estudo, foram incluídas somente famílias com crianças, o que também pode ter influenciado em uma maior prevalência, já que a ocorrência de IA aumenta em domicílios com indivíduos menores de 18 anos.<sup>3,4</sup>

Hoffman, em 2012<sup>1</sup>, analisou os dados de IA de amostras representativas do Brasil provenientes da PNAD de 2004, 2009 e 2013, e da POF 2017-2018. Esse autor mostrou que a IA diminuiu no período de 2004 a 2013; entretanto, no levantamento de 2017-2018, houve um crescimento na prevalência de IA quando comparado a todos os períodos anteriores.<sup>21</sup> Além disso, o aumento da IA apresentou forte associação com a distribuição da renda e medidas de pobreza (proporção de pobres, insuficiência de renda e índice de Foster, Greer e Thorbeck).<sup>21</sup> No presente estudo, a renda familiar permaneceu associada à IA, mesmo após ajuste para as variáveis demográficas investigadas. Estudo realizado em 2017, em duas cidades da Paraíba, com famílias de crianças menores de cinco anos de idade, encontrou que a insegurança alimentar moderada/grave esteve associada com receber o benefício do Programa Bolsa Família, presença no núcleo familiar de crianças menores de dois anos, menor nível socioeconômico e disfunção familiar.<sup>19</sup> Contudo, foi observado que em comunidades vulneráveis do semiárido do

Nordeste brasileiro, os programas de transferência de renda adotados entre 2011 e 2014 apresentaram importante impacto na redução da insegurança alimentar.<sup>20</sup>

Em 2011, Keple e Segall-Correia<sup>25</sup> propuseram um marco conceitual de segurança alimentar e nutricional em que os determinantes macrosocioeconômicos, regionais, locais (estes, no âmbito da comunidade) e domiciliares se relacionam de forma hierárquica. Cada nível dessa hierarquia afeta o próximo e tem como referência o acesso a uma alimentação adequada em nível domiciliar, favorecida por um contexto sem restrição financeira.<sup>25</sup> A associação entre renda e IA também foi discutida em recente revisão sistemática, publicada no ano de 2020, que avaliou a relação entre indicadores sociais e IA em famílias brasileiras: incluídos apenas estudos que utilizaram a EBIA para verificar a prevalência de IA, identificou-se (i) uma relação direta da IA com menor renda e (ii) um papel mediador da renda na relação entre os demais indicadores sociais e a insegurança alimentar.<sup>12</sup>

Além da renda familiar, observou-se maior chance de IA leve entre as famílias com meninos. A IA leve reflete a qualidade da alimentação e/ou o receio de sofrer IA no futuro.<sup>15</sup> Entretanto, o sexo da criança não se mostrou associado aos quadros mais importantes de IA (moderada ou grave), indicativos de restrição na quantidade de alimentos ou fome. Apesar de a literatura ser inconclusiva sobre uma associação entre o sexo da criança e a IA, alguns estudos sugerem maior prevalência de IA entre as famílias com crianças do sexo masculino.<sup>26,27</sup> Um estudo retrospectivo conduzido em 2016, com pacientes pediátricos, especialmente latinos, em um centro de saúde federal de Nova Jersey, Estados Unidos, encontrou maior prevalência de IA entre meninos.<sup>26</sup>

As diferenças na prevalência de IA quanto ao sexo da criança necessitam de mais estudos, para aprofundar seu entendimento. Contudo, podem estar relacionadas a estratégias familiares de enfrentamento da dificuldade de acesso aos alimentos, bem como à alocação dos alimentos disponíveis para determinados membros da família.<sup>27</sup> Um amplo estudo realizado no período de 1999 a 2005, com 1.600 famílias residentes em três cidades dos Estados Unidos, observou diferenças significativas nos níveis de fornecimento de alimentos entre crianças de diferentes sexos e idades, em famílias de menor nível econômico. Os dados de segurança alimentar foram obtidos a partir de escala utilizada pelo Departamento de Agricultura dos Estados Unidos, contemplando 18 questões cujas respostas positivas indicavam insegurança alimentar. Os níveis de

insegurança alimentar (definidos por ao menos duas respostas positivas) foram bastante elevados entre as crianças de maior idade (11,5% no grupo de 12 a 18 anos; 5,6% no grupo de 0 a 5 anos), atingindo os maiores percentuais no grupo de meninos de 12 a 18 anos de idade (13,8%). As diferenças na insegurança alimentar por idade e sexo da criança foram muito mais fortes entre as famílias com mães solteiras e sem o hábito de alimentar-se em família, comparadas a famílias com mães casadas e que apresentavam esse hábito em sua rotina.<sup>27</sup>

Este estudo apresenta limitações. Uma generalização de seus resultados deve ser realizada com cuidado, visto que a amostra investigada representa uma faixa etária e um grupo populacional específicos. Ressalta-se que o autopreenchimento do questionário pode ter gerado viés de informação, dada a dificuldade dos respondentes na interpretação das questões. Também deve-se considerar a ocorrência de viés de seleção, devido à possibilidade de não participação de mães não alfabetizadas, o que subestimaria as prevalências de IA.

Além disso, foram encontradas diferenças entre os grupos com preenchimento completo e preenchimento incompleto da EBIA. Porém, ao contrário do que seria esperado, a ausência de preenchimento completo para classificação do desfecho foi maior entre as mães com maior renda e escolaridade, o que pode ter superestimado a prevalência de IA, e aquelas com filhos do sexo masculino, o que também pode ter influenciado os resultados. Finalmente, deve-se considerar a possibilidade de ocorrência de confusão residual: dado o caráter multifatorial que a IA apresenta, outros potenciais fatores, que podem agir como confundidores, podem não ter sido coletados, o que contribuiria no sentido de melhor explorar as diferenças encontradas entre os sexos.

A prevalência de IA encontrada no grupo estudado apresentou valores maiores do que aqueles disponibilizados pela PNAD 2013.<sup>3</sup> Os dados mais recentes sobre a situação da IA domiciliar brasileira, divulgados pela POF em 2020, também apresentaram um aumento em sua prevalência quando comparados aos obtidos nas PNADs 2004, 2009 e 2013.<sup>21</sup>

Esses dados apontam a IA como uma situação a ser constantemente monitorada, que apresenta grande variabilidade em função das condições que cada família enfrenta em seu contexto socioeconômico.<sup>3,4</sup> A IA pode afetar a saúde infantil, em razão da deficiência de micronutrientes, como a anemia ferropriva<sup>26,28</sup> e a deficiência de vitamina

A.<sup>29</sup> Nas crianças que se encontram em transição da fase lactente para a fase pré-escolar, a ocorrência de IA pode ocasionar déficits importantes em seu crescimento e desenvolvimento,<sup>10</sup> associados a uma menor escolaridade e produtividade econômica na vida adulta.<sup>30</sup>

A prevalência de IA encontrada entre as famílias de crianças da rede pública de ensino de São José dos Pinhais foi alta, e esteve associada a fatores demográficos e socioeconômicos. É interessante salientar que, mesmo utilizando-se os novos pontos de corte propostos, a associação entre IA, escolaridade materna e renda familiar *per capita* se manteve, enquanto importantes fatores relacionados com o acesso a alimentos de qualidade e em quantidade suficiente. Por fim, o presente estudo teve como finalidade contribuir para o grande esforço de conhecimento da realidade alimentar de crianças que se encontram entre a fase lactente e a pré-escolar, com a consciência de que a produção de informação é requisito indispensável para o acompanhamento das políticas que visam garantir o direito à segurança alimentar e nutricional.<sup>1,2</sup>

### **Contribuições dos autores**

Chapanski VR, Costa MD, Fraiz GM, Höfelmann DA e Fraiz FC participaram da concepção e delineamento do estudo, análise e interpretação dos dados, redação e revisão crítica do manuscrito. Todos os autores aprovaram a versão final do manuscrito e declaram-se responsáveis por todos os aspectos do trabalho, incluindo a garantia de sua precisão e integridade.

### **Conflitos de interesses**

Os autores declaram não haver qualquer conflito de interesse neste manuscrito.

### **Referências**

1. Brasil. Lei n. 11.346, de 15 de setembro de 2006. Dispõe sobre a criação do 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 (Brasília,DF). 18 set. 2006; Seção 1:1.

2. Brasil. Emenda Constitucional n. 64, de 4 de fevereiro de 2010. Altera o artigo 6.º da Constituição Federal, para introduzir a alimentação como direito social. Diário Oficial da União (Brasília,DF). 4 fev. 2010; Seção 1:1.
3. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa nacional por amostra de domicílios: segurança alimentar 2013 [Internet]. Rio de Janeiro: IBGE; 2014 [acesso 10 nov. 2020]. Disponível em:  
<https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv91984.pdf>
4. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa de orçamentos familiares 2017-2018: análise da segurança alimentar no Brasil [Internet]. Rio de Janeiro: IBGE; 2020 [acesso 17 dez. 2020]. Disponível em:  
<https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101749.pdf>
5. Aliaga MA, Santos SMC, Trad LAB. Food and nutrition security: meanings developed by community leaders and residents of a low-income community in Salvador, Bahia State, Brazil. *Cad Saude Publica*. 2020;36(1):e00169218. doi: <https://doi.org/10.1590/0102-311X00169218>.
6. Sousa LRM, Segall-Corrêa AM, Ville AS, Melgar-Quiñonez H. Food security status in times of financial and political crisis in Brazil. *Cad Saude Publica*. 2019;35(7):e00084118. doi: <https://doi.org/10.1590/0102-311X00084118>.
7. Van Lancker W, Parolin Z. COVID-19, school closures, and child poverty: a social crisis in the making. *Lancet Public Health*. 2020;5(5):e243-e4. doi: [https://doi.org/10.1016/S2468-2667\(20\)30084-0](https://doi.org/10.1016/S2468-2667(20)30084-0).
8. Oliveira TC, Abranches MV, Lana RM. Food (in)security in Brazil in the context of the SARS-CoV-2 pandemic. *Cad Saude Publica*. 2020 Apr 6;36(4):e00055220. doi: <https://doi.org/10.1590/0102-311X00055220>.
9. Abdurahman AA, Chaka EE, Nedjat S, Dorosty AR, Majdzadeh R. The association of household food insecurity with the risk of type 2 diabetes mellitus in adults: a systematic review and meta-analysis. *Eur J Nutr*. 2019;58(4):1341-50. doi: <https://doi.org/10.1007/s00394-018-1705-2>.
10. Oliveira KHD, Almeida GM, Gubert MB, Moura AS, Spaniol AM, Hernandez DC, et al. Household food insecurity and early childhood development: systematic review and meta-analysis. *Matern Child Nutr*. 2020;16(3):e12967. doi: <https://doi.org/10.1111/mcn.12967>.

11. Baptista Menezes AM, Oliveira PD, Wehrmeister FC, Anselmi L, Goncalves H, Martorell R, et al. Associations between growth from birth to 18 years, intelligence, and schooling in a Brazilian cohort. *Am J Clin Nutr.* 2020 Jul 1;112(1):187-94. doi: <https://doi.org/10.1093/ajcn/nqaa047>.
12. Lignani JB, Palmeira PA, Antunes MML, Salles-Costa R. Relationship between social indicators and food insecurity: a systematic review. *Rev Bras Epidemiol.* 2020;23:e200068. doi: <https://doi.org/10.1590/1980-549720200068>.
13. Wight V, Kaushal N, Waldfogel J, Garfinkel I. Understanding the link between poverty and food insecurity among children: does the definition of poverty matter? *J Child Poverty.* 2014 Jan 2;20(1):1-20. doi: <https://doi.org/10.1080/10796126.2014.891973>.
14. Prefeitura de São José do Pinhais (PR). São José em números: 2017. São José do Pinhais, PR: PMSJP; 2017 [acesso 10 nov. 2019]. Disponível em: <http://www.sjp.pr.gov.br/a-cidade/sjp-em-numeros-1/>
15. Pérez-Escamilla R, Segall-Corrêa AM, Maranhã LK, Sampaio MFA, Marín-León L, Panigassi G. An adapted version of the U.S. Department of Agriculture Food insecurity module is a valid tool for assessing household food insecurity in Campinas, Brazil. *J Nutr.* 2004;134(8):1923-8. doi: <https://doi.org/10.1093/jn/134.8.1923>.
16. Segall-Corrêa AM, Marin-León L, Melgar-Quiñonez H, Pérez-Escamilla R. Refinement of the Brazilian household food insecurity measurement scale: recommendation for a 14-item EBIA. *Rev Nutr.* 2014;27(2):241-51. doi: <https://doi.org/10.1590/1415-52732014000200010>.
17. Reichenheim ME, Interlenghi GS, Moraes CL, Segall-Corrêa AM, Pérez-Escamilla R, Salles-Costa R. A model-based approach to identify classes and respective cutoffs of the Brazilian household food insecurity measurement scale. *J Nutr.* 2016;146(7):1356-64. doi: <https://doi.org/10.3945/jn.116.231845>.
18. Hosmer DW, Lemeshow S. *Applied logistic regression.* New York: Wiley; 2000.
19. Santos EES, Oliveira MM, Bernardino IM, Pedraza DF. Food and nutritional insecurity of families using the Family Health Strategy in two municipalities in Paraíba, Brazil. *Cien Saude Colet.* 2020;25(5):1607-17. doi: <https://doi.org/10.1590/1413-81232020255.33412019>.

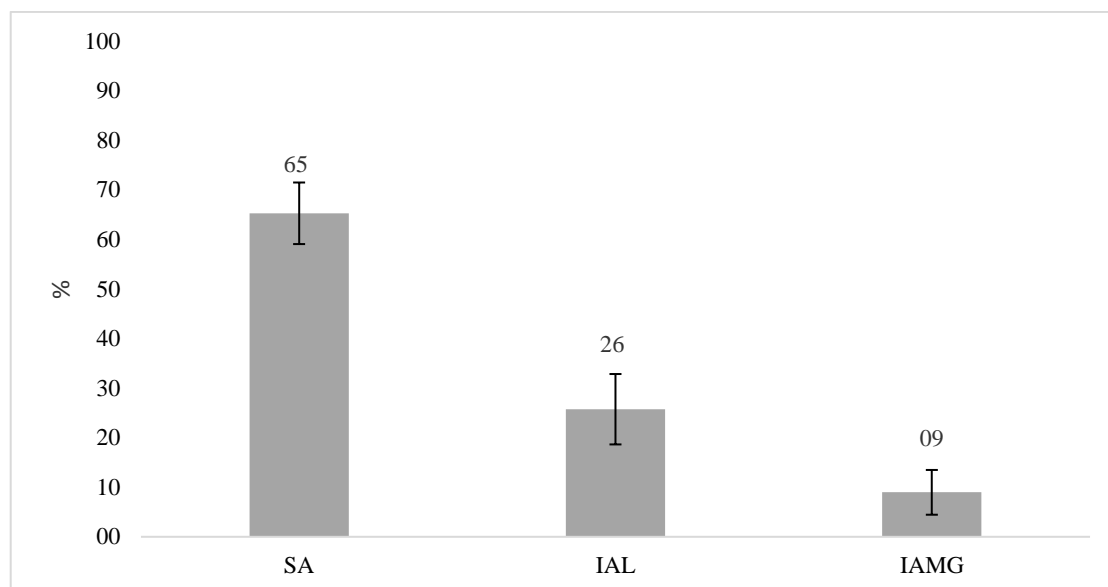
20. Palmeira PA, Salles-Costa R, Pérez-Escamilla R. Effects of family income and conditional cash transfers on household food insecurity: evidence from a longitudinal study in Northeast Brazil. *Public Health Nutr.* 2020;23(4):756-767. doi: <https://doi.org/10.1017/S1368980019003136>.
21. Hoffmann R. Insegurança alimentar no Brasil após crise, sua evolução de 2004 a 2017-2018 e comparação com a variação da pobreza. *Segur Aliment Nutr.* 2021;28:e021014. doi: <https://doi.org/10.20396/san.v28i00.8663556>.
22. Sperandio N, Priore SE. Prevalência de insegurança alimentar domiciliar e fatores associados em famílias com pré-escolares, beneficiárias do Programa Bolsa Família em Viçosa, Minas Gerais, Brasil. *Epidemiol Serv Saude.* 2015;24(4):739-48. doi: <https://doi.org/10.5123/S1679-49742015000400016>.
23. Aires JdS, Martins MC, Joventino ES, Ximenes LB. (In) Segurança alimentar em famílias de pré-escolares de uma zona rural do Ceará. *Acta paulenferm.* 2012;25(1):7. doi: <https://doi.org/10.1590/S0103-21002012000100018>.
24. Pedraza DF, Queiroz D, Menezes TN. Segurança alimentar em famílias com crianças matriculadas em creches públicas do estado da Paraíba, Brasil. *Rev Nutr.* 2013;26(5):517-27. doi: <https://doi.org/10.1590/S1415-52732013000500003>.
25. Kepple AW, Segall-Corrêa AM. Conceituando e medindo segurança alimentar e nutricional. *Cienc Saude Colet.* 2011;16(1):187-99. doi: <https://doi.org/10.1590/S1413-81232011000100022>.
26. Bahadur K, Pai S, Thoby E, Petrova A. Frequency of food insecurity and associated health outcomes in pediatric patients at a federally qualified health center. *J Community Health.* 2018;43(5):896-900. doi: <https://doi.org/10.1007/s10900-018-0499-8>.
27. Moffitt RA, Ribar DC. Child age and gender differences in food security in a low-income U.S. inner-city population. *Eur Econ Rev.* 2018(109):19. doi: <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2018.04.005>.
28. André HP, Sperandio N, Siqueira RL, Franceschini SCC, Priore SE. Food and nutrition insecurity indicators associated with iron deficiency anemia in Brazilian children: a systematic review. *Cien Saude Colet.* 2018;23(4):1159-67. doi: <https://doi.org/10.1590/1413-81232018234.16012016>.

29. Carneiro LBV, Castro IRR, Juvanhol LL, Gomes FDS, Cardoso LO. Association between food insecurity and hemoglobin and retinol levels in children treated in the Brazilian unified national health system in the city of Rio de Janeiro, Brazil. *Cad Saude Publica*. 2019;36(1):e00243418. doi: <https://doi.org/10.1590/0102-311X00243418>.
30. Victora CG, Adair L, Fall C, Hallal PC, Martorell R, Richter L, et al. Maternal and child undernutrition: consequences for adult health and human capital. *Lancet*. 2008 Jan 26;371(9609):340-57. doi: [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(07\)61692-4](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(07)61692-4).

**Tabela 1 – Distribuição da amostra de acordo com características demográficas e socioeconômicas das mães e crianças matriculadas na rede pública de ensino (n=395), São José dos Pinhais, Paraná, 2017**

Características	Total		Sexo masculino		Sexo feminino		p-valor <sup>b</sup>
	n	% <sup>a</sup>	n	% <sup>a</sup>	n	% <sup>a</sup>	
<b>Demográficas maternas</b>							
<b>Escolaridade (anos de estudo)</b>							0,920
≤8	76	19,7	140	80,0	174	80,6	
>8	314	80,3	34	20,0	92	19,4	
<b>Situação conjugal</b>							0,575
Com relação estável	276	71,5	51	29,8	59	27,4	
Sem relação estável	110	28,5	123	70,2	153	72,6	
<b>Socioeconômicas</b>							
<b>Situação de trabalho formal materno</b>							0,345
Sim	197	50,4	93	52,9	104	48,4	
Não	193	49,6	82	47,1	111	51,6	
<b>Renda familiar per capita</b>							0,966
1º tercil	107	32,4	52	33,6	64	34,3	
2º tercil	113	33,6	52	34,3	61	33,1	
3º tercil	116	34,0	49	32,1	58	32,6	
<b>Demográficas das crianças</b>							
<b>Sexo</b>							
Masculino	219	55,7	–	–	–	–	
Feminino	176	44,3	–	–	–	–	
<b>Idade</b>							
18 a 23 meses	77	19,8	40	23,1	37	17,1	0,238
24 a 35 meses	318	80,2	136	76,9	182	82,9	

a) Corrigido para efeito do delineamento e pesos amostrais; valores menores que 395 devidos a dados ausentes; b) Teste qui-quadrado de Pearson, corrigido para efeito do delineamento e comparação por sexo.



Legenda: SA, segurança alimentar; IAL, insegurança alimentar leve; IAMG, insegurança alimentar moderada ou grave.

**Figura 1 – Prevalência e intervalo de confiança de 95% de segurança alimentar, insegurança alimentar leve e moderada ou grave em mães e crianças (n=395), São José dos Pinhais, Paraná, 2017**

**Tabela 2 – Características da amostra, regressão logística multinomial bruta e ajustada entre a insegurança alimentar leve e moderada/grave e as variáveis independentes em crianças matriculadas (grupo total: masculino e feminino) na rede pública de ensino (n=330), São José dos Pinhais, Paraná, 2017**

Características	Insegurança alimentar										
	Modelo bruto						Modelo ajustado				
	SA <sup>a</sup> n (%) <sup>f</sup>	IAL <sup>b</sup> n (%) <sup>f</sup>	IAMG <sup>c</sup> n (%) <sup>f</sup>	OR <sup>d</sup> (IC <sub>95%</sub> ) <sup>e</sup> (IAL <sup>b</sup> )	p-valor <sup>g</sup>	OR <sup>d</sup> (IC <sub>95%</sub> ) <sup>e</sup> (IAMG <sup>c</sup> )	p-valor <sup>g</sup>	OR <sup>d</sup> (IC <sub>95%</sub> ) <sup>e</sup> (IAL <sup>b</sup> )	p-valor <sup>g</sup>	OR <sup>d</sup> (IC <sub>95%</sub> ) <sup>e</sup> (IAMG <sup>c</sup> )	p-valor <sup>g</sup>
<b>Demográficas maternas</b>											
<b>Escolaridade (anos de estudo)</b>											
≤8	33 (52,1)	22 (35,3)	9 (12,6)	1,90 (0,96;3,75)	0,063	1,86 (0,82;4,21)	0,127	1,90 (0,96;3,75)	0,063 <sup>i</sup>	1,86 (0,82;4,21)	0,127 <sup>i</sup>
>8	181 (67,3)	63 (24,0)	22 (8,7)	1,00		1,00		1,00		1,00	
<b>Situação conjugal</b>											
Com relação estável	146 (64,1)	60 (27,0)	20 (8,9)	1,00		1,00		–	–	–	–
Sem relação estável	63 (63,6)	24(25,0)	11(11,4)	1,07 (0,57;2,01)	0,817	0,70 (0,27;2,17)	0,601	–	–	–	–
<b>Socioeconômicas</b>											
<b>Situação de trabalho formal materno</b>											
Sim	118 (69,4)	40 (24,7)	10 (5,9)	1,00		1,00		1,00		1,00	
Não	96 (59,1)	45 (27,8)	21 (13,1)	1,32 (0,75;2,32)	0,318	2,58 (1,18;5,65)	<b>0,020</b>	0,97 (0,51;1,83)	0,904 <sup>j</sup>	1,64 (0,74;3,63)	0,211 <sup>j</sup>
<b>Renda familiar per capita</b>											
1º tercil	94 (80,7)	17 (15,1)	5 (4,2)	3,37 (1,59;7,15)	<b>0,002<sup>h</sup></b>	7,30 (2,24;23,8)	<b>0,003<sup>h</sup></b>	3,06 (1,26;7,41)	<b>0,017<sup>h,j</sup></b>	6,35 (1,89;21,4)	<b>0,006<sup>h,j</sup></b>
2º tercil	69 (61,1)	36 (32,8)	7 (6,1)	2,87 (1,44;5,69)		1,93 (0,37;10,0)		2,77 (1,40;5,48)		1,78 (0,35;9,17)	
3º tercil	51 (49,7)	32 (31,4)	19 (18,9)	1,00		1,00		1,00		1,00	
<b>Demográficas das crianças</b>											
<b>Sexo</b>											
Feminino	107 (70,6)	28 (18,1)	17 (11,3)	1,00		1,00		1,00		1,00	

Masculino	107 (59,0)	57 (33,0)	14 (8,0)	2,18 (1,33;3,58)	0,004	0,84 (0,40;1,77)	0,633	2,34 (1,49;3,68)	<b>0,001<sup>k</sup></b>	0,88 (0,41;1,87)	0,713 <sup>k</sup>
<b>Idade</b>											
18 a 23 meses	42 (59,3)	21 (30,0)	8 (10,7)	1,00		1,00		1,00		1,00	
24 a 35 meses	172 (65,7)	64 (25,2)	23 (9,1)	0,76 (0,40;1,48)	0,394	0,77 (0,37;1,60)	0,460	0,73 (0,35;1,53)	0,388 <sup>k</sup>	0,82 (0,37;1,81)	0,605 <sup>k</sup>

a) SA, segurança alimentar; b) IAL, insegurança alimentar leve; c) IAMG, insegurança alimentar moderada ou grave; d) OR, *odds ratio* (ou razão de chances), relativa à categoria de referência (segurança alimentar); e) IC<sub>95%</sub>, intervalo de confiança de 95%; f) Corrigido para efeito do delineamento e pesos amostrais – valores menores que 330 devidos a *missing* –; g) Teste de Wald para heterogeneidade; h) Teste de Wald de tendência linear; i) Valor ajustado ao bloco distal (características demográficas maternas); j) Valor ajustado ao bloco distal (características demográficas maternas) e ao bloco intermediário (características socioeconômicas).; k) Valor ajustado ao bloco distal (características demográficas maternas), ao bloco intermediário (características socioeconômicas) e ao bloco de características demográficas das crianças.

**Tabela 3 – Características da amostra, regressão logística multinomial bruta e ajustada entre a insegurança alimentar leve e moderada/grave e as variáveis independentes em crianças do sexo masculino matriculadas na rede pública de ensino (n=152), São José dos Pinhais, Paraná, 2017**

Características	Insegurança alimentar										
	Modelo bruto					Modelo ajustado					
	SA <sup>a</sup> n (%) <sup>f</sup>	IAL <sup>b</sup> n (%) <sup>f</sup>	IAMG <sup>c</sup> n (%) <sup>f</sup>	OR <sup>d</sup> (IC <sub>95%</sub> ) <sup>e</sup> (IAL <sup>b</sup> )	p-valor <sup>g</sup>	OR <sup>d</sup> (IC <sub>95%</sub> ) <sup>e</sup> (IAMG <sup>c</sup> )	p-valor <sup>g</sup>	OR <sup>d</sup> (IC <sub>95%</sub> ) <sup>e</sup> (IAL <sup>b</sup> )	p-valor <sup>g</sup>	OR <sup>d</sup> (IC <sub>95%</sub> ) <sup>e</sup> (IAMG <sup>c</sup> )	p-valor <sup>g</sup>
<b>Demográficas maternas</b>											
<b>Escolaridade (anos de estudo)</b>											
≤8	17 (58,0)	9 (28,1)	5 (13,9)	2,31 (0,99;5,41)	0,053	1,67 (0,39;7,19)	0,472	2,31 (0,99;5,41)	0,053 <sup>i</sup>	1,67 (0,39;7,19)	0,472 <sup>i</sup>
>8	90 (73,9)	19 (15,5)	12 (10,6)	1,00		1,00		1,00		1,00	
<b>Situação conjugal</b>											
Com relação estável	35 (73,7)	6 (13,0)	6 (13,3)	1,00		1,00					
Sem relação estável	71 (68,9)	22 (20,6)	11 (10,5)	1,69 (0,47;6,14)	0,404	0,85 (0,26;2,75)	0,771	–	–	–	–
<b>Socioeconômicas</b>											
<b>Situação de trabalho formal materno</b>											
Sim	59 (72,1)	19 (22,6)	4 (5,3)	1,00		1,00		1,00		1,00	
Não	48 (68,9)	9 (12,7)	13 (18,4)	0,59 (0,23;1,53)	0,258	3,60 (1,23;10,56)	<b>0,022</b>	0,35 (0,11;1,07)	0,086 <sup>j</sup>	2,46 (0,75;8,07)	0,218 <sup>j</sup>
<b>Renda familiar per capita</b>											
1º tercil	44 (84,7)	5 (9,4)	3 (5,9)	3,42 (1,17;9,94)	<b>0,012<sup>h</sup></b>	6,78 (1,76;26,2)	<b>0,011<sup>h</sup></b>	4,03 (1,23;13,13)	<b>0,019<sup>h,j</sup></b>	4,95 (1,30;18,19)	<b>0,023<sup>h,j</sup></b>
2º tercil	37 (72,1)	13 (24,4)	2 (3,5)	3,04 (0,63;14,75)		0,69 (0,11;4,23)		3,51 (0,74;16,66)		0,53 (0,09;3,06)	
3º tercil	26 (53,9)	10 (20,5)	12 (25,6)	1,00				1,00		1,00	
<b>Demográficas das crianças</b>											
<b>Idade da criança</b>											
18 a 23 meses	27(73,9)	6(16,3)	4(9,8)	1,00		1,00		–	–	–	–

24 a 35 meses	80(69,5)	22(18,7)	13(11,8)	1,21(0,46;3,24)	0,684	1,27(0,25;6,52)	0,761	–	–	–	–
---------------	----------	----------	----------	-----------------	-------	-----------------	-------	---	---	---	---

a) SA, segurança alimentar; b) IAL, insegurança alimentar leve; c) IAMG, insegurança alimentar moderada ou grave; d) OR, *odds ratio* (ou razão de chances), relativa à categoria de referência (segurança alimentar); e) IC<sub>95%</sub>, intervalo de confiança de 95%; f) Corrigido para efeito do delineamento e pesos amostrais – valores menores que 152 devidos a *missing* –; g) Teste de Wald para heterogeneidade; h) Teste de Wald de tendência linear; i) Valor ajustado ao bloco distal (características demográficas maternas); j) Valor ajustado ao bloco distal (características demográficas maternas) e ao bloco intermediário (características socioeconômicas).

**Tabela 4 – Características da amostra, regressão logística multinomial bruta e ajustada entre a insegurança alimentar leve e moderada/grave e as variáveis independentes em crianças do sexo feminino matriculados na rede pública de ensino (n=181), São José dos Pinhais, Paraná, 2017**

Características	Insegurança alimentar										
	Modelo bruto						Modelo ajustado				
	SA <sup>a</sup> n (%) <sup>f</sup>	IAL <sup>b</sup> n (%) <sup>f</sup>	IAMG <sup>c</sup> n (%) <sup>f</sup>	OR <sup>d</sup> (IC <sub>95%</sub> <sup>e</sup> ) (IAL <sup>b</sup> )	p-valor <sup>g</sup>	OR <sup>d</sup> (IC <sub>95%</sub> <sup>e</sup> ) (IAMG <sup>c</sup> )	p-valor <sup>g</sup>	OR <sup>d</sup> (IC <sub>95%</sub> <sup>e</sup> ) (IAL <sup>b</sup> )	p-valor <sup>g</sup>	OR <sup>d</sup> (IC <sub>95%</sub> <sup>e</sup> ) (IAMG <sup>c</sup> )	p-valor <sup>g</sup>
<b>Demográficas maternas</b>											
<b>Escolaridade (anos de estudo)</b>											
≤8	17 (48,1)	13 (40,9)	4 (11,0)	1,64 (0,82;3,27)	0,153	1,98 (0,80;4,91)	0,131	1,64 (0,82;3,27)	0,153 <sup>i</sup>	1,98 (0,80;4,91)	0,131 <sup>i</sup>
>8	91 (61,1)	46 (31,8)	10 (7,1)	1,00		1,00		1,00		1,00	
<b>Situação conjugal</b>											
Com relação estável	28 (54,3)	18 (35,9)	5 (9,8)	1,00		1,00		–	–	–	–
Sem relação estável	76 (59,6)	40 (33,1)	9 (7,3)	0,84 (0,38;1,86)	0,652	0,68 (0,20;2,37)	0,530	–	–	–	–
<b>Socioeconômicas</b>											
<b>Situação de trabalho formal materno</b>											
Sim	59 (66,8)	21 (26,7)	6 (6,5)	1,00		1,00		–	–	–	–
Não	48 (52,0)	36 (38,7)	8 (9,3)	1,86 (0,89;3,91)	0,095	1,82 (0,53;6,31)	0,324	–	–	–	–
<b>Renda familiar per capita</b>											
1º tercil	26(46,2)	23 (41,0)	7 (12,8)	3,50 (1,63;7,51)	<b>0,002<sup>h</sup></b>	7,60 (1,09;52,87)	0,050 <sup>h</sup>	3,35 (1,47;7,66)	<b>0,005<sup>h,j</sup></b>	7,41 (0,97;56,7)	0,075 <sup>h,j</sup>
2º tercil	32 (50,9)	24 (40,8)	5 (8,3)	3,15 (1,41;7,07)		4,46 (0,46;43,44)		3,12 (1,42;6,88)		4,44 (0,48;41,2)	
3º tercil	50 (77,5)	12 (19,7)	2 (2,8)	1,00		1,00		1,00		1,00	
<b>Demográficas das crianças</b>											
<b>Idade</b>											
18 a 23 meses	15 (42,2)	16 (46,4)	4 (11,4)	1,00		1,00		1,00		1,00	

24 a 35 meses	93 (62,6)	43 (30,4)	10 (7,0)	0,44 (0,18;1,07)	0,068	0,42 (0,09;1,92)	0,245	0,46 (0,17;1,25)	0,121 <sup>k</sup>	0,45 (0,09;2,15)	0,299 <sup>k</sup>
---------------	-----------	-----------	----------	------------------	-------	------------------	-------	------------------	--------------------	------------------	--------------------

a) SA, segurança alimentar; b) IAL, insegurança alimentar leve; c) IAMG, insegurança alimentar moderada ou grave; d) OR, *odds ratio* (ou razão de chances), relativa à categoria de referência (segurança alimentar); e) IC<sub>95%</sub>, intervalo de confiança de 95%; f) Corrigido para efeito do delineamento e pesos amostrais – valores menores que 181 devidos a *missing* –; g) Teste de Wald para heterogeneidade; h) Teste de Wald de tendência linear; i) Valor ajustado ao bloco distal (características demográficas maternas); j) Valor ajustado ao bloco distal (características demográficas maternas) e ao bloco intermediário (características socioeconômicas); k) Valor ajustado ao bloco distal (características demográficas maternas), ao bloco intermediário (características socioeconômicas) e ao bloco de características demográficas das crianças.

## Este preprint foi submetido sob as seguintes condições:

- Os autores declaram que estão cientes que são os únicos responsáveis pelo conteúdo do preprint e que o depósito no SciELO Preprints não significa nenhum compromisso de parte do SciELO, exceto sua preservação e disseminação.
- Os autores declaram que os necessários Termos de Consentimento Livre e Esclarecido de participantes ou pacientes na pesquisa foram obtidos e estão descritos no manuscrito, quando aplicável.
- Os autores declaram que a elaboração do manuscrito seguiu as normas éticas de comunicação científica.
- Os autores declaram que os dados, aplicativos e outros conteúdos subjacentes ao manuscrito estão referenciados.
- O manuscrito depositado está no formato PDF.
- Os autores declaram que a pesquisa que deu origem ao manuscrito seguiu as boas práticas éticas e que as necessárias aprovações de comitês de ética de pesquisa, quando aplicável, estão descritas no manuscrito.
- Os autores concordam que caso o manuscrito venha a ser aceito e postado no servidor SciELO Preprints, a retirada do mesmo se dará mediante retratação.
- Os autores concordam que o manuscrito aprovado será disponibilizado sob licença [Creative Commons CC-BY](#).
- O autor submissor declara que as contribuições de todos os autores e declaração de conflito de interesses estão incluídas de maneira explícita e em seções específicas do manuscrito.
- Os autores declaram que o manuscrito não foi depositado e/ou disponibilizado previamente em outro servidor de preprints ou publicado em um periódico.
- Caso o manuscrito esteja em processo de avaliação ou sendo preparado para publicação mas ainda não publicado por um periódico, os autores declaram que receberam autorização do periódico para realizar este depósito.
- O autor submissor declara que todos os autores do manuscrito concordam com a submissão ao SciELO Preprints.