

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA**

**Evidências da regulação das cantinas no consumo alimentar não saudável de  
crianças e adolescentes**

Wallace Lobato Siqueira  
*Doctor Scientiae*

**VIÇOSA - MINAS GERAIS  
2025**

**WALLACE LOBATO SIQUEIRA**

**Evidências da regulação das cantinas no consumo alimentar não saudável de crianças e adolescentes**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

Orientadora: Maria M. da Costa Silva

Coorientadora: Kalinca Leia Becker

**VIÇOSA - MINAS GERAIS  
2025**

**Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Central da Universidade  
Federal de Viçosa - Campus Viçosa**

T

S618e  
2025

Siqueira, Wallace Lobato, 1994-  
Evidências da regulação de cantinas escolares sobre o  
consumo de alimentos não saudáveis entre crianças e  
adolescentes / Wallace Lobato Siqueira. – Viçosa, MG, 2025.  
1 tese eletrônica (124 f.): il.

Inclui apêndices.

Orientador: Maria Micheliana da Costa Silva.

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Viçosa,  
Departamento de Economia Rural, 2025.

Inclui bibliografia.

DOI: <https://doi.org/10.47328/ufvbbt.2025.736>

Modo de acesso: World Wide Web.

1. Economia da saúde. 2. Ingestão de alimentos. 3. Fast  
foods. 4. Alimentos processados. 5. Refrigerantes. 6. Doces e  
balas. 7. Políticas públicas - Brasil. 8. Alimentos - Comércio.  
9. Ambiente escolar. I. Silva, Maria Micheliana da Costa, 1986-  
II. Universidade Federal de Viçosa. Departamento de Economia  
Rural. Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada.  
III. Título.

CDD. 22. ed. 338.473621

**WALLACE LOBATO SIQUEIRA**

**Evidências da regulação das cantinas no consumo alimentar não saudável de crianças e adolescentes**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

APROVADA: 8 de agosto de 2025.

Assentimento:

---

Wallace Lobato Siqueira  
Autor

---

Maria Micheliana da Costa Silva  
Orientadora

Essa tese foi assinada digitalmente pelo autor em 03/11/2025 às 16:39:46 e pela orientadora em 03/11/2025 às 16:43:52. As assinaturas têm validade legal, conforme o disposto na Medida Provisória 2.200-2/2001 e na Resolução nº 37/2012 do CONARQ. Para conferir a autenticidade, acesse <https://siadoc.ufv.br/validar-documento>. No campo 'Código de registro', informe o código **K55E.71I6.7B9G** e clique no botão 'Validar documento'.

*Dedico a todos que contribuíram de alguma forma para que eu chegasse até aqui.*

## **AGRADECIMENTOS**

Este trabalho foi realizado com o apoio das seguintes agências de pesquisa brasileiras: Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001, Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG) e Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

A saúde é direito de todos e dever do Estado, garantido mediante políticas sociais e econômicas que visem a redução do risco de doença e de outros agravos e ao acesso universal e igualitário as ações e serviços para sua promoção, proteção e recuperação. (Constituição Federal do Brasil, 1988, Art. 196).

## RESUMO

SIQUEIRA, Wallace Lobato, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, agosto de 2025. **Evidências da regulação das cantinas no consumo alimentar não saudável de crianças e adolescentes.** Orientadora: Maria Micheliana da Costa Silva. Coorientadora: Kalinca Leia Becker.

Esta tese reúne dois estudos empíricos que analisam os efeitos de leis estaduais brasileiras que restringem a comercialização de alimentos hipercalóricos e ultraprocessados em cantinas escolares sobre o consumo de alimentos não saudáveis por crianças e adolescentes. O primeiro estudo, baseado nos microdados da Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar (PeNSE) de 2019 e estimado por meio de um modelo *logit* multinomial com efeitos de pares, examina a frequência de consumo de guloseimas, *junk food* e refrigerantes, bem como a prática regular de atividade física fora da escola e a percepção da autoimagem de peso de estudantes de 11 a 18 anos. Os resultados indicam que cada ano adicional de exposição à regulação desloca o padrão extremo de consumo “todos os dias” para frequências mais moderadas. Ainda assim, a influência dos colegas permanece como o principal fator explicativo da variação do consumo. A razão de risco relativo de um estudante aderir ao mesmo comportamento pode chegar a triplicar na rede pública e a quintuplicar na rede privada. Observam-se, adicionalmente, efeitos de transbordamento. A legislação eleva a razão de risco relativo de o estudante perceber sobrepeso e adotar esforços para perder peso e, em escolas privadas com cantinas reguladas, aumenta a prática regular de exercícios físicos fora da escola. Os ganhos concentram-se nos quintis inferiores de renda, o que sinaliza potencial de redução de desigualdades, mas esses efeitos são parcialmente neutralizados quando há ambulantes ou lanchonetes no entorno escolar. O segundo estudo combina os recordatórios alimentares individuais da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2017/2018 a um modelo *hurdle* bayesiano e a uma função de Engel log-quadrática para estimar a participação calórica de *fast food*, *junk food* e ultraprocessados no consumo intradomiciliar e fora do lar. O tempo de exposição às leis é interpretado como uma “dose” normativa. Entre crianças e adolescentes, cada ano adicional de regulação reduz em até 2 pontos percentuais a intensidade do consumo de alimentos não saudáveis provenientes de fora do domicílio, efeito mais pronunciado nos dois quintis mais pobres de renda, além de produzir efeito positivo, embora menor, sobre a população em geral. As elasticidades-renda mostram-se mais elevadas para *fast food* e para o consumo fora de casa entre os grupos de menor renda, reforçando um possível caráter redistributivo. Contudo, famílias de maior

poder aquisitivo compensam parte das restrições ao deslocar as compras para canais não regulados, o que limita os ganhos potenciais.

Palavras-chave: alimentos não saudáveis; consumo alimentar; *fast food*; *junk food*; ultraprocessados; refrigerantes; guloseimas; participação calórica; Economia da Saúde

## ABSTRACT

SIQUEIRA, Wallace Lobato, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, August, 2025. **Evidence on the Effect of Canteen Regulation on Unhealthy Eating among Children and Adolescents.** Adviser: Maria Micheliana da Costa Silva. Co-adviser: Kalinca Leia Becker.

This dissertation brings together two empirical studies that examine the effects of Brazilian state-level laws that restrict the sale of high-calorie and ultra-processed foods in school canteens on the consumption of unhealthy foods by children and adolescents. The first study, based on the 2019 microdata from the Brazilian National School Health Survey (PeNSE) and estimated using a multinomial logit model with peer effects, analyzes the frequency of consumption of sweets, junk food, and soft drinks, as well as the regular practice of physical activity outside school and students' self-perception of body weight among those aged 11 to 18. The results indicate that each additional year of exposure to the regulation shifts the extreme pattern of consumption "every day" toward more moderate frequencies. Even so, peer influence remains the main factor explaining variation in consumption. The relative risk ratio of a student adopting the same behavior can increase up to threefold in public schools and up to fivefold in private schools. Spillover effects are also observed. The legislation increases the relative risk ratio of a student perceiving themselves as overweight and undertaking efforts to lose weight and, in private schools with regulated canteens, it raises the likelihood of regularly practicing physical exercise outside school. The gains are concentrated in the lowest income quintiles, indicating potential to reduce inequalities, but these effects are partially offset when street vendors or snack bars operate in the school surroundings. The second study combines individual 24-hour dietary recalls from the 2017/2018 Brazilian Consumer Expenditure Survey (POF) with a Bayesian hurdle model and a log-quadratic Engel function to estimate the caloric share of fast food, junk food, and ultra-processed products in both at-home and out-of-home consumption. The length of exposure to the laws is interpreted as a normative "dose". Among children and adolescents, each additional year of regulation reduces by up to 2 percentage points the intensity of consumption of unhealthy foods sourced from outside the home, an effect that is more pronounced in the two poorest income quintiles, while also generating a positive, though smaller, effect for the population as a whole. Income elasticities are higher for fast food and for out-of-home consumption among lower-income groups, reinforcing a possible redistributive nature. However, higher-income households compensate for part of the restrictions by shifting purchases to

nonregulated channels, which limits potential welfare gains.

Keywords: unhealthy foods; dietary intake; fast food; junk food; ultra-processed foods; sugar-sweetened beverages; confectionery; caloric share; Health Economics

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Número de respostas válidas por categoria e estatísticas descritivas .....	38
Tabela 2 – Razões de risco relativo do modelo <i>logit</i> multinomial com efeitos de pares para o consumo de guloseimas (Geral) .....	39
Tabela 3 – Razões de risco relativo do modelo <i>logit</i> multinomial com efeitos de pares para o consumo de guloseimas (Rede Pública) .....	40
Tabela 4 – Razões de risco relativo do modelo <i>logit</i> multinomial com efeitos de pares para o consumo de guloseimas (Rede Privada) .....	41
Tabela 5 – Razões de risco relativo do modelo <i>logit</i> multinomial com efeitos de pares para o consumo de <i>junk food</i> (Geral) .....	43
Tabela 6 – Razões de risco relativo do modelo <i>logit</i> multinomial com efeitos de pares para o consumo de <i>junk food</i> (Rede Pública) .....	44
Tabela 7 – Razões de risco relativo do modelo <i>logit</i> multinomial com efeitos de pares para o consumo de <i>junk food</i> (Rede Privada) .....	45
Tabela 8 – Razões de risco relativo do modelo <i>logit</i> multinomial com efeitos de pares para o consumo de refrigerante (Geral) .....	47
Tabela 9 – Razões de risco relativo do modelo <i>logit</i> multinomial com efeitos de pares para o consumo de refrigerante (Rede Pública) .....	48
Tabela 10 – Razões de risco relativo do modelo <i>logit</i> multinomial com efeitos de pares para o consumo de refrigerante (Rede Privada) .....	48
Tabela 11 – Razões de risco relativo do modelo <i>logit</i> multinomial com efeitos de pares para a autoimagem corporal de sentir-se acima do peso e estar tentando perder peso .....	49
Tabela 12 – Razões de risco relativo do modelo <i>logit</i> multinomial com efeitos de pares para a autoimagem corporal de sentir-se abaixo do peso e estar tentando ganhar peso .....	51
Tabela 13 – Razões de risco relativo do modelo <i>logit</i> multinomial com efeitos de pares para a prática de atividade física fora da escola por pelo menos 50 minutos .....	53
Tabela 14 – Estatísticas descritivas .....	84
Tabela 15 – Resultados para o consumo de alimentos tipo <i>fast food</i> provenientes do domicílio por indivíduos entre 10 e 18 anos .....	86
Tabela 16 – Resultados para o consumo de alimentos tipo <i>fast food</i> provenientes de fora do domicílio por indivíduos entre 10 e 18 anos .....	88
Tabela 17 – Resultados para o consumo de alimentos tipo <i>fast food</i> provenientes do domicílio pela população em geral .....	90
Tabela 18 – Resultados para o consumo de alimentos tipo <i>fast food</i> provenientes de fora do domicílio pela população em geral .....	92
Tabela 19 – Resultados para o consumo de alimentos tipo <i>junk food</i> provenientes do domicílio por indivíduos entre 10 e 18 anos .....	94
Tabela 20 – Resultados para o consumo de alimentos tipo <i>junk food</i> provenientes de fora do domicílio por indivíduos entre 10 e 18 anos .....	95
Tabela 21 – Resultados para o consumo de alimentos tipo <i>junk food</i> provenientes do domicílio pela população em geral .....	97
Tabela 22 – Resultados para o consumo de alimentos tipo <i>junk food</i> provenientes de fora do domicílio pela população em geral .....	98
Tabela 23 – Resultados para o consumo de alimentos ultraprocessados provenientes do domicílio por indivíduos entre 10 e 18 anos .....	100
Tabela 24 – Resultados para o consumo de alimentos ultraprocessados provenientes de fora do domicílio por indivíduos entre 10 e 18 anos .....	101

Tabela 25 – Resultados para o consumo de alimentos ultraprocessados provenientes do domicílio pela população em geral.....	103
Tabela 26 – Resultados para o consumo de alimentos ultraprocessados provenientes de fora do domicílio pela população em geral.....	104

## SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO</b> .....	14
Referências.....	18
<b>2. REGULAÇÃO DE CANTINAS ESCOLARES E EFEITOS DE PARES SOBRE O CONSUMO DE ALIMENTOS NÃO SAUDÁVEIS ENTRE CRIANÇAS E ADOLESCENTES</b> .....	21
2.1. Introdução .....	21
2.2. Fatores que influenciam o comportamento alimentar e suas consequências.....	24
2.3. Políticas públicas de prevenção em saúde na escola .....	28
2.4. Metodologia .....	31
2.4.1. Desafios metodológicos e estratégias de mitigação.....	32
2.4.2. Base de dados .....	33
2.4.3. Efeito de pares .....	34
2.4.4. <i>Logit</i> multinomial .....	35
2.5. Análise e discussão dos resultados .....	37
2.5.1. Estatísticas descritivas .....	37
2.5.2. Resultados das estimações do modelo <i>logit</i> multinomial .....	39
2.6. Conclusão.....	55
Referências.....	58
<b>3. DA ESCOLA PARA CASA: EFEITOS DA REGULAÇÃO DE CANTINAS ESCOLARES SOBRE O CONSUMO DE ALIMENTOS NÃO SAUDÁVEIS DENTRO E FORA DO DOMICÍLIO</b> .....	68
3.1. Introdução .....	68
3.2. A formação das preferências alimentares de crianças e adolescentes .....	71
3.3. Políticas de regulação no Brasil.....	74
3.4. Estratégia empírica .....	76
3.4.1. Base de dados e construção das variáveis.....	77
3.4.2. Modelo Bayesiano .....	78
3.4.3. Especificação da função de Engel calórica.....	79
3.4.4. Heterogeneidade normativa como fonte de variação exógena .....	81
3.4.5. Robustez .....	82
3.5. Análise e discussão dos resultados .....	83
3.5.1. Estatísticas descritivas .....	83
3.5.2. Resultados do modelo <i>hurdle</i> bayesiano hierárquico .....	85
3.5.2.1. Consumo de <i>fast food</i> .....	85

3.5.2.2. Consumo de <i>junk food</i> .....	93
3.5.2.3. Consumo de alimentos ultraprocessados .....	99
3.5.3. Discussão dos resultados .....	105
3.6. Conclusão.....	106
Referências.....	108
<b>5. CONCLUSÕES.....</b>	<b>113</b>
APÊNDICE A – RAZÕES DE RISCO RELATIVO DO MODELO <i>LOGIT</i> MULTINOMIAL COM EFEITOS DE PARES PARA O CONSUMO DE GULOSEIMAS.....	115
APÊNDICE B – RAZÕES DE RISCO RELATIVO DO MODELO <i>LOGIT</i> MULTINOMIAL COM EFEITOS DE PARES PARA O CONSUMO DE <i>JUNK FOOD</i> .....	117
APÊNDICE C – RAZÕES DE RISCO RELATIVO DO MODELO <i>LOGIT</i> MULTINOMIAL COM EFEITOS DE PARES PARA O CONSUMO DE REFRIGERANTE .....	119
APÊNDICE D – RAZÕES DE RISCO RELATIVO DO MODELO <i>LOGIT</i> MULTINOMIAL COM EFEITOS DE PARES PARA A AUTOIMAGEM CORPORAL DE SENTIR-SE ACIMA (ABAIXO) DO PESO E ESTAR TENTANDO PERDER (GANHAR) PESO .....	121
APÊNDICE E – RAZÕES DE RISCO RELATIVO DO MODELO <i>LOGIT</i> MULTINOMIAL COM EFEITOS DE PARES PARA A PRÁTICA DE ATIVIDADE FÍSICA FORA DA ESCOLA POR PELO MENOS 50 MINUTOS.....	123

## 1. INTRODUÇÃO

A alimentação inadequada na infância e na adolescência, caracterizada pelo consumo crescente de alimentos hipercalóricos, ultraprocessados, *fast food*, bebidas açucaradas e guloseimas, é reconhecida como um dos fatores de risco mais relevantes para a expansão das doenças crônicas não transmissíveis (DCNTs), que vêm acometendo cada vez mais jovens (Dye *et al.*, 2017; Lane *et al.*, 2024).

O problema torna-se ainda mais preocupante porque, entre 4 e 17 anos, ocorre um período crítico de formação de preferências alimentares, em que decisões guiadas por gratificações imediatas, influenciadas por apelos sensoriais e pressões sociais, tendem a sobrepor-se aos benefícios futuros. Nesse contexto, a escola, por ser de frequência obrigatória nessa faixa etária, constitui um ambiente estratégico para intervenções de saúde pública destinadas a limitar a oferta de produtos não saudáveis e a incentivar escolhas alimentares protetoras (Finnerty *et al.*, 2010; Fortin e Yazbeck, 2015).

Neste estudo, definem-se como produtos não saudáveis aqueles que excedem os limiares vigentes no Brasil para açúcares adicionados, sódio e gordura saturada. A Instrução Normativa nº 75, de 2020, estabelece os valores-limite para: alimentos sólidos e semissólidos, açúcares adicionados superiores a 15 g/100 g, gordura saturada superior a 6 g/100 g ou sódio superior a 600 mg/100 g; e, para alimentos líquidos (bebidas), açúcares adicionados superiores a 7,5 g/100 ml, gordura saturada superior a 3 g/100 ml ou sódio superior a 300 mg/100 ml. Produtos que se enquadram nesses critérios são rotulados, no Brasil, como “alto em” nos respectivos nutrientes críticos (Brasil, 2020). Evidências indicam que maior exposição a padrões alimentares de baixa qualidade nutricional, frequentemente coincidentes com produtos rotulados como “alto em” ou com ultraprocessados, associa-se a piores desfechos cardiometabólicos e a maiores taxas de mortalidade (Lane *et al.*, 2024; Afshin *et al.*, 2019; Barahona, Otero e Otero, 2023; Dunford *et al.*, 2024).

Diversos países têm adotado instrumentos fiscais e regulatórios, como tributação, rotulagem de advertência, restrições ao *marketing* e proibição de vendas em cantinas escolares e têm obtido resultados encorajadores, com redução do consumo de produtos não saudáveis, queda na incidência de DCNTs e diminuição da mortalidade prematura associada (Aguilar, Gutierrez e Seira, 2021; Algurg *et al.*, 2022; Alvarado *et al.*, 2021; Babashahi *et al.*, 2021; Basto-Abreu *et al.*, 2024; Becker e Siqueira, 2024; Choi *et al.*, 2019; Cornelsen, Mazzocchi e Smith, 2019; Evenhuis *et al.*, 2018; Fretes *et al.*, 2023; Gračner, 2021; Hernández-Fernández *et al.*, 2019; Kao *et al.*, 2020; Lévassieur, 2021; Melo, Chomali e Ishdorj, 2024).

Até 2018, quatorze estados brasileiros tinham proibido, em diferentes graus, a comercialização de alimentos hipercalóricos e ultraprocessados nas cantinas escolares, por serem considerados não saudáveis. Contudo, a efetividade dessas normas permanece incerta, seja pela carência de fiscalização sistemática, seja pela possibilidade de compensação do consumo fora da escola (no entorno e no domicílio), sobretudo em contextos com ampla oferta de pontos de venda alternativos (Becker e Siqueira, 2024; Bezerra, 2021; Levasseur, 2021).

Essas políticas configuram um arranjo do tipo principal-agente, em que o Estado atua como principal ao definir objetivos, regras e restrições; enquanto as escolas e os operadores de cantinas executam e respondem às restrições, e as famílias e os estudantes ajustam o consumo diante das mudanças no ambiente escolar segundo os incentivos e a disponibilidade e, em menor proporção, no entorno. Este é um arranjo compatível com resultados causais quando a oferta local de alimentos se altera, representando os agentes (Laffont e Martimort, 2002).

Cantina designa o estabelecimento comercial localizado no interior da escola que vende alimentos e bebidas aos estudantes, distinto do Programa Nacional de Alimentação Escolar (PNAE), responsável pela merenda pública e gratuita (Machado e Höfelmann, 2019; Yoong *et al.*, 2015). Além das cantinas, pontos alternativos de venda no entorno escolar, como vendedores ambulantes, barracas, lanchonetes e mercearias de vizinhança, formais ou informais, compõem o ambiente alimentar local e ampliam o acesso a bebidas açucaradas e outros alimentos não saudáveis. A presença desses canais adicionais de oferta é particularmente relevante quando a regulação incide apenas sobre o interior das escolas, pois cria possibilidades de substituição fora do perímetro regulado e, portanto, pode atenuar a efetividade das proibições (Henriques *et al.*, 2021).

Já alimentos hipercalóricos são aqueles com alta densidade energética, definida como a quantidade de energia por grama (kcal/g). Em geral, níveis mais elevados de densidade energética decorrem de maior teor de gordura e menor teor de água e, em alguns casos, de elevadas concentrações de açúcares (Klos *et al.*, 2023; Drewnowski e Darmon, 2005). Enquanto, alimentos ultraprocessados são formulações industriais obtidas principalmente a partir de ingredientes extraídos de alimentos ou sintetizados (por exemplo, amidos modificados, óleos, açúcares e proteínas hidrolisadas), às quais se adicionam aditivos de uso “cosmético” (corantes, aromatizantes, emulsificantes, edulcorantes e intensificadores de sabor), com pouco ou nenhum alimento inteiro e projetadas para alta palatabilidade, conveniência e longa vida de prateleira. Neste estudo, adota-se a classificação NOVA, especificamente o Grupo 4 (Monteiro *et al.*, 2019; Monteiro e Astrup, 2022; Astrup e Monteiro, 2022)

Diante disso, esta tese procura preencher essas lacunas por meio de dois estudos empíricos baseados em microdados nacionais. O primeiro, intitulado “Regulação de cantinas escolares e efeitos de pares sobre o consumo de alimentos não saudáveis entre crianças e adolescentes”, emprega os dados da Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar (PeNSE) de 2019 em um modelo *logit* multinomial com efeito de pares para investigar se as regulações estaduais influenciam: o consumo de guloseimas, *junk food* e refrigerantes; a prática de atividade física extraclasse (fora do ambiente escolar); e a percepção da autoimagem corporal de estudantes de 11 a 18 anos<sup>1</sup>. Os resultados indicam que cada ano adicional de exposição à regulação desloca o padrão de consumo “todos os dias” desses alimentos para frequências mais moderadas reduzindo a razão de risco relativo, sobretudo quando a escola possui cantina ou ponto de venda alternativo submetido à regulação. Ainda assim, a influência dos colegas permanece como o principal determinante das razões de risco relativo.

O segundo estudo, “Da escola para casa: efeitos da regulação de cantinas escolares sobre o consumo de alimentos não saudáveis dentro e fora do domicílio”, combina os recordatórios alimentares individuais da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2017/2018 da população entre 10 a 18 anos e a amostra total com um modelo *hurdle* bayesiano com a função de Engel log-quadrática para quantificar a participação calórica de *fast food*, *junk food* e ultraprocessados consumidos dentro e fora do domicílio, tratando o tempo de vigência das leis como “doses” de tratamento. Os resultados indicam que cada ano adicional de exposição à regulação reduz em até 18 pontos percentuais a probabilidade de consumo e em até 2 pontos percentuais a intensidade do consumo de não saudáveis fora do domicílio entre crianças e adolescentes, com efeitos mais pronunciados nos dois quintis de renda mais baixos e transbordamentos positivos para a população em geral.

Diante disso, este estudo contribui em três frentes. Primeiro, conecta a regulação de cantinas escolares ao comportamento de consumo dos estudantes no ambiente escolar e identifica efeitos de pares decorrentes da interação social intraescolar como mecanismo relevante. Segundo, analisa efeitos de transbordamento da escola para o domicílio, avaliando

---

<sup>1</sup> No Brasil, a educação básica é obrigatória dos 4 aos 17 anos (Brasil, 2013). O Estatuto da Criança e do Adolescente (ECA) define criança como a pessoa até 11 anos e adolescente como aquela entre 12 e 18 anos de idade (Brasil, 1990). Para a matrícula inicial na pré-escola e no ensino fundamental, vigora o corte etário em 31 de março, fixado pela Resolução nº 2 de 2018 do Ministério da Educação/Conselho Nacional de Educação/Câmara de Educação Básica, assim, estudantes que completam a idade mínima após 31 de março ingressam no ano seguinte, o que pode resultar na presença de estudantes de 18 anos ainda matriculados no último ano do ensino médio, etapa final da educação básica (Brasil, 2018). Diante disso, a faixa etária de 11-18 e entre 10-18 adotadas nas análises deste estudo decorre da disponibilidade de microdados da Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar (PeNSE) e da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), bem como da regra do corte etário de 31 de março, que explica a presença de estudantes de 18 anos ainda matriculados na educação básica.

se as leis alteram tanto o consumo de crianças e adolescentes quanto o padrão de consumo do lar/família, tanto no domicílio quanto fora de casa, e fornece evidências empíricas sobre o papel dos *nudges* na arquitetura de escolhas desses jovens em idade escolar. Terceiro, examina o *enforcement* e a capacidade institucional como condicionantes da efetividade da regulação, explorando heterogeneidade entre unidades federativas e ao longo do tempo.

Em conjunto, ambos os estudos indicam que as restrições de oferta impostas às cantinas produzem efeitos graduais, porém consistentes, tanto sobre as escolhas realizadas na escola quanto sobre o padrão alimentar doméstico. Ao beneficiar desproporcionalmente os grupos de menor renda, a política também contribui para melhorar a saúde no presente e no futuro. Entretanto, a capacidade das famílias com estrutura de renda superiores de deslocar compras para canais não regulados indica que a mera proibição não basta. Esses resultados empíricos fortalecem a justificativa para a tramitação do Projeto de Lei 4.501, de 2020, que propõe estender as restrições a todo o território nacional, combinando exigência de oferecer lanches mais saudáveis, veto à publicidade e estímulos educativos. Somente uma estratégia integrada desse tipo poderá consolidar os ganhos de saúde pública, conter os custos futuros associados às DCNTs e avançar na promoção da justiça alimentar no Brasil.

## Referências

- AFSHIN, A., *et al.* Health effects of dietary risks in 195 countries, 1990-2017: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2017. *The Lancet*, v. 393 n. 10184, 2019.
- AGUILAR, A.; GUTIERREZ, E.; SEIRA, E. The effectiveness of sin food taxes: evidence from Mexico. *Journal of Health Economics*, v. 77, p. 1-18, 2021.
- ALGURG, R. *et al.* Toward the upscaling of school nutrition programs in Dubai: An exploratory study. *Frontiers in Public Health*, v. 10, p. 1-11, 2022.
- ALVARADO, M. *et al.* Evidence of a health risk ‘signalling effect’ following the introduction of a sugar-sweetened beverage tax. *Food Policy*, v. 102, p. 102104, 2021.
- ASTRUP, A.; MONTEIRO, C. A. Does the concept of “ultra-processed foods” help inform dietary guidelines, beyond conventional classification systems? NO. *The American Journal of Clinical Nutrition*, v. 116, n. 6, p. 1482-1488, 2022.
- BABASHAHI, M. *et al.* Scrutinize of healthy school canteen policy in Iran’s primary schools: a mixed method study. *BMC Public Health*, v. 21, n. 1, p. 1566, 2021.
- BARAHONA, N.; OTERO, C.; OTERO, S. Equilibrium effects of food labeling policies. *Econometrica*, v. 91, n. 3, p. 839-868, 2023.
- BASTO-ABREU, A. *et al.* Predicted impact of banning nonessential, energy-dense food and beverages in schools in Mexico: A microsimulation study. *PLoS Medicine*, v. 21, n. 5, p. 1-15, 2024.
- BECKER, K. L.; SIQUEIRA, W. L. Avaliação de impacto da regulação da oferta de alimentos nas cantinas escolares sobre as mortes por doenças crônicas não transmissíveis de crianças e adolescentes. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 54, n. 3, p. 211-231, 2024.
- BEZERRA, E. C. D. *Análise de impacto de políticas de regulação da oferta de alimentos nas cantinas escolares brasileiras*. 2021. 59 p. Dissertação (Mestrado em Economia e Desenvolvimento) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, RS, 2021. Disponível em: <https://repositorio.ufsm.br/handle/1/21862>. Acesso em: 18 jun. 2025.
- BRASIL. Agência Nacional de Vigilância Sanitária (Anvisa). Instrução Normativa nº 75, de 8 de outubro de 2020, que estabelece os requisitos técnicos para a declaração da rotulagem nutricional dos alimentos embalados. *Diário Oficial da União [da] República Federativa do Brasil*, Brasília, DF, 9 out. 2020. Disponível em: <http://bit.ly/46fNTrb>. Acesso em: 18 jun. 2025.
- BRASIL. Casa Civil. Lei nº 12.796, de 4 de abril de 2013, que altera a lei nº 9.394 e estabelece as diretrizes e bases da educação nacional, para dispor sobre a formação dos profissionais da educação e dar outras providências. *Diário Oficial da União [da] República Federativa do Brasil*, Brasília, DF, 5 abr. 2013. Disponível em: <https://bit.ly/4nj5i8m>. Acesso em: 18 jun. 2025.

BRASIL. Casa Civil. Lei nº 8.069, de 13 de julho de 1990, que dispõe sobre o Estatuto da Criança e do Adolescente e dá outras providências. *Diário Oficial da União [da] República Federativa do Brasil*, Brasília, DF, 27 set. 1990. Disponível em: <https://bit.ly/4niIIN9>. Acesso em: 18 jun. 2025.

BRASIL. Ministério da Educação. Conselho Nacional de Educação. Câmara de Educação Básica. Resolução nº 2, de 9 de outubro de 2018, que define diretrizes operacionais complementares para a matrícula inicial de crianças na Educação Infantil e no Ensino Fundamental, respectivamente, aos 4 (quatro) e aos 6 (seis) anos de idade. *Diário Oficial da União [da] República Federativa do Brasil*, Brasília, DF, 8 out. 2018. Disponível em: <https://bit.ly/3W5p3UE>. Acesso em: 18 jun. 2025.

CHOI, S. K. *et al.* Why are restricted food items still sold after the implementation of the school store policy? The case of South Korea. *Food Policy*, v. 83, p. 161-169, 2019.

CORNELSEN, L.; MAZZOCCHI, M.; SMITH, R. D. Fat tax or thin subsidy? How price increases and decreases affect the energy and nutrient content of food and beverage purchases in Great Britain. *Social Science e Medicine*, v. 230, p. 318-327, 2019.

DREWNOWSKI, A.; DARMON, N. The economics of obesity: dietary energy density and energy cost. *American Journal of Clinical Nutrition*, v. 82, n. 1, p. 265-273, 2005.

DUNFORD, E. K. *et al.* Defining “high-in” saturated fat, sugar, and sodium to help inform front-of-pack labeling efforts for packaged foods and beverages in the United States. *Nutrients*, v. 16, n. 24, p. 4345, 2024.

DYE, L. *et al.* The relationship between obesity and cognitive health and decline. *Proceedings of the Nutrition Society*, v. 76, n. 4, p. 443-454, 2017.

EVENHUIS, I. J. *et al.* Development of the Canteen Scan: an online tool to monitor implementation of healthy canteen guidelines. *BMC Public Health*, v. 18, p. 1-11, 2018.

FINNERTY, T. *et al.* Effects of peer influence on dietary intake and physical activity in schoolchildren. *Public Health Nutrition*, v. 13, n. 3, p. 376-383, 2010.

FORTIN, B.; YAZBECK, M. Peer effects, *fast food* consumption and adolescent weight gain. *Journal of Health Economics*, v. 42, p. 125-138, 2015.

FRETES, G. *et al.* Changes in children’s and adolescents’ dietary intake after the implementation of Chile’s law of food labeling, advertising and sales in schools: a longitudinal study. *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, v. 20, n. 1, p. 1-10, 2023.

GRACNER, T. Bittersweet: How prices of sugar-rich foods contribute to the diet-related disease epidemic in Mexico. *Journal of Health Economics*, v. 80, p. 1-36, 2021.

HENRIQUES, P. *et al.* Food environment surrounding public and private schools: an opportunity or challenge for healthy eating? *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 26, p. 3135-3145, 2021.

HERNÁNDEZ-FERNÁNDEZ, M. *et al.* Reduction in purchases of energy-dense nutrient-poor foods in Mexico associated with the introduction of a tax in 2014. *Preventive Medicine*, v. 118, p. 16-22, 2019.

KAO, K. E. *et al.* The health and financial impacts of a sugary drink tax across different income groups in Canada. *Economics & Human Biology*, v. 38, p. 1-14, 2020.

KLOS, B. *et al.* Impact of energy density on energy intake in children and adults: a systematic review and meta-analysis of randomized controlled trials. *European Journal of Nutrition*, v. 62, n. 3, p. 1059-1076, 2023.

LAFFONT, J. J.; MARTIMORT, D. *The Theory of Incentives: The Principal-Agent Model*. Princeton University Press, 2002.

LANE, M. M. *et al.* Ultra-processed food exposure and adverse health outcomes: umbrella review of epidemiological meta-analyses. *British Medical Journal*, v. 384, p. 1-16, 2024.

LEVASSEUR, P. Do *junk food* bans in school really reduce childhood overweight? Evidence from Brazil. *Food Policy*, p. 1-11, 2021.

MACHADO, C. O.; HOFELMANN, D. A. Canteens of State Schools in Curitiba in the State of Parana, Brazil: adaptation to the food supply regulation law. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 24, n. 10, p. 3805-3815, 2019.

MELO, G.; CHOMALI, L.; ISHDORJ, A. From sweet tooth to healthy choices: How Chilean food policies are changing household diets. *Agribusiness*, v. 40, n. 3, p. 550-570, 2024.

MONTEIRO, C. A. *et al.* Ultra-processed foods: what they are and how to identify them. *Public Health Nutrition*, v. 22, n. 5, p. 936-941, 2019.

MONTEIRO, C. A.; ASTRUP, A. Does the concept of “ultra-processed foods” help inform dietary guidelines, beyond conventional classification systems? YES. *The American Journal of Clinical Nutrition*, v. 116, n. 6, p. 1476-1481, 2022.

YOONG, S. L. *et al.* Assessment of the school nutrition environment: a study in Australian primary school canteens. *American Journal of Preventive Medicine*, v. 49, n. 2, p. 215-222, 2015.

## 2. REGULAÇÃO DE CANTINAS ESCOLARES E EFEITOS DE PARES SOBRE O CONSUMO DE ALIMENTOS NÃO SAUDÁVEIS ENTRE CRIANÇAS E ADOLESCENTES

### 2.1. Introdução

A alimentação saudável na infância e adolescência é fundamental para o desenvolvimento físico e cognitivo, além de ser essencial na prevenção de doenças e agravos não transmissíveis (DANTs), como obesidade, diabetes e hipertensão. No entanto, o consumo excessivo de alimentos hipercalóricos e ultraprocessados entre crianças e adolescentes tem se tornado uma preocupação crescente e um dos maiores desafios de saúde pública do século XXI (Dye *et al.*, 2017; Glewwe e Miguel, 2007; Leal *et al.*, 2022; Li, Nor e Kaliappan, 2023; Machado *et al.*, 2024; Rezende *et al.*, 2022; Salam *et al.*, 2024).

As escolas desempenham um importante papel na promoção de hábitos alimentares saudáveis, pois a população entre 4 e 17 anos passa obrigatoriamente parte significativa do seu tempo nesse ambiente. Diante disso, políticas públicas direcionadas ao ambiente escolar vêm sendo adotadas para restringir o acesso a alimentos não saudáveis e incentivar escolhas mais nutritivas (Brasil, 2006; 2007; 2009; 2010; 2012; 2013; 2018).

Evidências indicam que medidas fiscais e regulatórias, como tributos sobre *junk food* e a proibição de venda ou *marketing* desses produtos, podem contribuir para modificar padrões de consumo e reduzir os óbitos nesta faixa etária (Becker e Siqueira, 2024; Cornelsen, Mazzocchi e Smith, 2019; Fretes *et al.*, 2023; Hernández-Fernández *et al.*, 2019; Landwehr e Hartmann, 2020; Levasseur, 2021; Liu *et al.*, 2014; Matela, Yadav e Menon, 2024; Pasqualotto, 2018; Powell e Leider, 2020; Redondo, Hernández-Aguado e Lumbreras, 2018; Sánchez-Ortiz *et al.*, 2025; Saxena *et al.*, 2018).

No Brasil, as regulamentações estaduais que proíbem a venda de alimentos não saudáveis em cantinas avançaram de forma heterogênea em escopo e intensidade, mas representam iniciativas inovadoras (Becker e Siqueira, 2024; Bezerra, 2021; Kurihayashi, 2020; Levasseur, 2021; Pasqualotto, 2018). Sua efetividade, contudo, enfrenta desafios de implementação e fiscalização, sobretudo devido à presença de pontos de venda alternativos que escapam ao controle escolar (Abrahamsson, Bütikofer e Karbownik, 2023; Azeredo *et al.*, 2016; Fortin e Yazbeck, 2015; Powell e Leider, 2020). Esse cenário reflete um ambiente alimentar adverso, caracterizado pela ampla oferta de produtos não saudáveis, tanto dentro quanto nos arredores das escolas.

Para além das políticas, fatores sociais e econômicos moldam os hábitos alimentares. No ambiente escolar, a dinâmica dos pares exerce influência decisiva sobre as escolhas alimentares e a percepção corporal, especialmente em contextos como salas de aula, onde interações diárias reforçam normas de grupo (Finnerty *et al.*, 2010; Fortin e Yazbeck, 2015; Gao *et al.*, 2022; Montgomery *et al.*, 2020; Paloyo, 2020; Ragelienė e Grønhøj, 2020). Desigualdades socioeconômicas agravam esse quadro, pois jovens de menor renda enfrentam barreiras de preço e disponibilidade, sobretudo com maior acessibilidade a alimentos hipercalóricos e ultraprocessados (Claro *et al.*, 2016; Noll *et al.*, 2019).

Apesar das intervenções, o consumo de itens com baixo valor nutricional permanece elevado entre crianças e adolescentes. Isso é preocupante, porque dietas ricas nesses produtos não saudáveis associam-se a problemas de saúde física, déficits cognitivos e transtornos psicológicos (Dye *et al.*, 2017; Gillman *et al.*, 2000). As DANTs decorrentes desses hábitos representam parcela significativa e crescente dos custos em saúde pública (Rasmussen, Sweeny e Sheehan, 2015; Sonntag, 2017). Em 2019, 76 % dos óbitos registrados no Brasil foram atribuídos às doenças crônicas não transmissíveis (DCNTs), superando a média mundial de 75 % (IHME, 2025). Entre a população em idade escolar, o verificado também é expressivo, com altas taxas de morbimortalidade associadas a essas doenças (Becker e Siqueira, 2024; Salam *et al.*, 2024).

O sedentarismo potencializa esse quadro, pois a combinação do baixo gasto energético somado ao consumo calórico excessivo favorece o desenvolvimento de DANTs (Chastin *et al.*, 2021; Chen *et al.*, 2014; Rauner, Mess e Woll, 2013; Yang *et al.*, 2021). Fatores genéticos, comportamentais e ambientais também contribuem para o risco aumentado em todas as fases da vida, pois esses hábitos tendem a se perpetuar ao longo da vida (Karnik e Kanekar, 2012; Leal *et al.*, 2022; Li, Nor e Kaliappan, 2023).

O avanço tecnológico e os hábitos urbanos também intensificaram o desequilíbrio alimentar. As mudanças tecnológicas, aliadas ao aumento dos preços dos alimentos *in natura*, têm estimulado comportamentos não saudáveis, especialmente o consumo de *junk food*. A publicidade massiva de alimentos hipercalóricos e ultraprocessados também incentiva a preferência por esses produtos, afetando tanto adultos quanto o público infantojuvenil (Boyland, 2023; Carpentier, Stoltze e Popkin, 2023; Pasqualotto, 2018).

Diante desse cenário, surge a questão central deste estudo: as regulamentações estaduais que restringem a oferta de alimentos não saudáveis nas cantinas escolares conseguem reduzir os comportamentos de risco dos estudantes? Consideram-se comportamentos de risco: o

consumo de alimentos hipercalóricos, ultraprocessados e com baixo valor nutricional; a prática insuficiente de atividade física; e a percepção negativa da autoimagem do peso corporal.

Para responder a essa pergunta, foi realizada uma análise dos efeitos das leis estaduais que proíbem o comércio de bebidas e comidas de baixo valor nutricional nas cantinas sobre o consumo desses produtos não saudáveis pela população em idade escolar. A pesquisa examina estudantes entre 11 e 18 anos, utilizando dados da Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar (PeNSE). Exploraram-se, ainda, os efeitos potenciais dessas regulamentações sobre a prática de atividades físicas fora da escola e a autoimagem corporal dos estudantes, especialmente no que se refere a percepção de sobrepeso e obesidade e a busca por serviços de saúde para controle de peso.

Como estratégia metodológica, empregou-se a regressão logística multinomial para estimar a razão de risco relativo do consumo desses alimentos, considerando a presença ou não de regulamentação estadual. Também se consideraram os efeitos dos pares, uma vez que colegas e amigos influenciam as decisões uns dos outros, devido à necessidade de pertencimento e acessibilidade em grupos sociais (Angelucci *et al.*, 2019; Devine *et al.*, 2023; Fortin e Yazbeck, 2015; Gao *et al.*, 2022; Montgomery *et al.*, 2020; Paloyo, 2020; Ragelienė e Grønhøj, 2020; Ryan, Holmes e Ensaff, 2022; Zhang *et al.*, 2023; Zhou, Bian e Huang, 2023). Essa abordagem permitiu compreender não apenas o efeito direto das políticas, mas também como as interações sociais modulam esse efeito.

Este estudo reúne evidências empíricas sobre o efeito das leis estaduais que regulam as cantinas escolares no comportamento de risco da população brasileira em idade escolar. Os resultados ampliam a literatura de políticas públicas de saúde e educação ao demonstrar que tais normas reduzem a exposição a fatores de risco e podem melhorar indicadores de bem-estar físico e, potencialmente, mental dos estudantes. Ao comprovar a eficácia dos regulamentos já vigentes nos estados, este estudo fornece subsídios diretos para a tramitação do Projeto de Lei n.º 4.501 de 2020, que pretende estender essas restrições a todo o território nacional, proibindo a comercialização e a publicidade de alimentos hipercalóricos e ultraprocessados nas escolas e exigindo a oferta diária de, no mínimo, três opções de lanches saudáveis. Dessa forma, reforça-se a urgência de uma política pública nacional que promova e assegure equidade no acesso a alimentação adequada e a prática de atividade física, incorporando a perspectiva de longo prazo na saúde dos jovens. As conclusões também orientam os formuladores de políticas na criação de estratégias de resiliência capazes de mitigar os custos sociais e econômicos decorrentes de hábitos alimentares inadequados.

Além desta introdução, o estudo está estruturado em outras cinco seções. A próxima seção aborda os principais fatores que influenciam o comportamento alimentar e suas consequências. A terceira seção é dedicada às políticas de regulação para a saúde nas escolas, analisando tanto as iniciativas estaduais quanto as federais. Na quarta seção, apresenta-se a metodologia, incluindo os modelos propostos e a base de dados utilizados. A quinta seção traz os principais resultados, evidenciando que as regulamentações têm o potencial de reduzir o consumo de alimentos não saudáveis e influenciam outros comportamentos. Por fim, a sexta seção, apresentam-se as conclusões do estudo, discutindo as implicações para políticas públicas e apresentando tópicos para pesquisas futuras.

## **2.2. Fatores que influenciam o comportamento alimentar e suas consequências**

O comportamento alimentar de crianças e adolescentes é resultado de uma complexa interação entre fatores biológicos, psicológicos, sociais, culturais, econômicos e ambientais, que repercutem sobre a saúde física, cognitiva, mental e, por extensão, sobre o desempenho escolar. Para além de saciar necessidades fisiológicas básicas, como comer, beber e dormir, as escolhas de alimentos refletem preferências aprendidas ao longo da vida. Essas preferências frequentemente levam ao consumo de alimentos e bebidas não saudáveis, que são altamente atrativos em sabor, economicamente acessíveis e amplamente disponíveis, o que diminui a preocupação imediata com seus potenciais efeitos adversos a longo prazo (Abrahamsson, Bütikofer e Karbownik, 2023; Anderson, Gallagher e Ritchie, 2018; Birch, 1999; Cawley, 2004; Fuchs *et al.*, 2021; Levy, 2002; Serrano-Gonzalez *et al.*, 2021; Ziegler *et al.*, 2021).

Essas preferências alimentares começam a se formar nos primeiros anos de vida por meio da exposição a diferentes alimentos e sabores, sendo influenciadas tanto por fatores biológicos quanto pelas interações com o ambiente social, especialmente a família e a escola (Birch, 1999; Scaglioni *et al.*, 2018). Nesse contexto, a família desempenha um papel central na construção de hábitos alimentares, uma vez que as crianças aprendem por observação e imitação dos pais e cuidadores. O modelo alimentar familiar orienta as escolhas imediatas e moldam padrões de consumo que podem persistir na adolescência e na vida adulta, pois a família é responsável pelas principais interações e decisões relacionadas à alimentação (Furst *et al.*, 1996; Scaglioni *et al.*, 2018). Além disso, Gillman *et al.* (2000) destacam que compartilhar refeições em família aumenta a propensão a consumir alimentos mais saudáveis, como frutas e vegetais.

Mudanças nos arranjos familiares e nos estilos de vida também afetam os hábitos alimentares. O aumento da participação feminina no mercado de trabalho, o crescimento de

lares monoparentais e a urbanização intensificaram a busca por conveniência nas refeições, promovendo a aquisição de alimentos cada vez mais processados e refeições prontas para o consumo (Jabs e Devine, 2006; Cawley, 2004). Além disso, o estilo de vida moderno reduz a prática de atividade física, potencializando os efeitos das dietas inadequadas que estão relacionados à prevalência das DCNTs (Burra *et al.*, 2025; Cawley, 2004; Chastin *et al.*, 2021; Gračner, 2021; Lane *et al.*, 2024; Leal *et al.*, 2022; Rosenheck, 2008; Salam *et al.*, 2024).

Os principais efeitos potenciais de negligenciar aspectos relacionados à nutrição e à prática de exercícios físicos incluem o desenvolvimento de neoplasias, diabetes, doenças cardiovasculares, doenças respiratórias crônicas e suas comorbidades (Chastin *et al.*, 2021; Leal *et al.*, 2022; Salam *et al.*, 2024). No meio urbano, esse quadro é reforçado pela publicidade de produtos hipercalóricos e ultraprocessados e pela falta de espaços seguros para exercícios físicos (Boyland *et al.*, 2023; Richardson *et al.*, 2013).

O menor preço relativo de alimentos não saudáveis em comparação aos *in natura* ou minimamente processados reforça esse padrão de consumo, sobretudo em famílias de baixa renda (Claro *et al.*, 2016; Ilieva *et al.*, 2025). Para muitos, optar por produtos menos saudáveis configura uma estratégia de sobrevivência financeira, ainda que isso contribua para o aumento das DCNTs e da obesidade (Gračner, 2021). Essa problemática agrava-se em contextos de insegurança alimentar, conforme evidenciado por Costa Silva (2020; 2021). Em seus estudos, a participação no Programa Bolsa Família altera a distribuição do índice de massa corporal (IMC) devido à maior disponibilidade calórica, um efeito mais acentuado entre os beneficiários mais vulneráveis. Ao mesmo tempo, subsídios direcionados fomentam o consumo de alimentos frescos e reduz a participação calórica de produtos ultraprocessados, refletindo em melhora dos indicadores de saúde.

Outro fator que influencia as escolhas e as preferências é a priorização de benefícios imediatos, como o prazer sensorial proporcionado por alimentos com apelo de sabor, em detrimento das consequências de longo prazo para a saúde. Essa tendência comportamental encontra respaldo em modelos microeconômicos, nos quais os indivíduos alocam seus recursos para maximizar a utilidade imediata, mesmo quando isso envolve *trade-offs* prejudiciais ao bem-estar futuro. Essa mesma lógica também se aplica às decisões sobre a prática de atividades físicas, já que o custo imediato de esforço ou de tempo tende a reduzir a adoção de hábitos saudáveis (Cawley, 2004; Chastin *et al.*, 2021; Choi, Jeon e Koo, 2022; Engle-Warnick, Héroux e Montmarquette, 2021; Levy, 2002).

O desenvolvimento econômico também amplia o acesso a calorias baratas e está positivamente associado ao aumento da prevalência de sobrepeso e obesidade. Paradoxalmente,

a pobreza e a insegurança alimentar também elevam o risco de excesso de peso infantil, uma vez que os hábitos formados na infância são fortemente influenciados pela oferta predominante de alimentos não saudáveis (Deal *et al.*, 2020; Lawson, Murphy e Williamson, 2016). Além disso, a composição do grupo social e o nível educacional dos pais de colegas também exercem papéis importantes. Adolescentes cujos amigos têm mães com maior escolaridade tendem a adotar padrões alimentares mais saudáveis, refletindo a influência indireta do ambiente familiar (Behrman e Deolalikar, 1988; Dunford, Miles e Popkin, 2025; Reichman *et al.*, 2009).

No ambiente escolar, as interações sociais exercem uma influência decisiva sobre os hábitos. A busca por pertencimento e aprovação social frequentemente leva adolescentes a imitar os padrões de consumo e comportamento de seus pares, sejam eles saudáveis ou prejudiciais (Angelucci *et al.*, 2019; Finnerty *et al.*, 2010; Fortin e Yazbeck, 2015; Gao *et al.*, 2022; Paloyo, 2020; Ragelienė e Grønhoj, 2020; Sharps e Robinson, 2017). Fortin e Yazbeck (2015) estimaram que um dia adicional de consumo de *fast food* entre colegas aumentou, significativamente, o IMC médio de adolescentes.

Assim, a escola também atua como um canal importante para a construção de hábitos. Instituições que disponibilizam refeições equilibradas e restringem a oferta de *junk food* têm maior potencial para promover escolhas saudáveis (Angelucci *et al.*, 2019; Sharps e Robinson, 2017). Contudo, a presença de pontos de venda alternativos no entorno neutraliza parcialmente esses esforços (Azeredo *et al.*, 2016; Choi *et al.*, 2019; Fortin e Yazbeck, 2015; Noll *et al.*, 2019). A ampla acessibilidade, somada à publicidade intensiva de produtos hipercalóricos, agrava o problema (Boyland, 2023; Carpentier, Stoltze e Popkin, 2023; Pasqualotto, 2018).

Compreender os canais dos efeitos de pares é essencial, pois eles englobam a observação direta, a pressão cultural e social, a busca por aprovação, a influência familiar, a publicidade e a disponibilidade física de alimentos (Birch, 1999; Fortin e Yazbeck, 2015; Gao *et al.*, 2022; Paloyo, 2020; Monnery-Patris e Chambaron, 2020). Esses mecanismos podem explicar, por exemplo, a preferência de adolescentes pelas cantinas escolares no Brasil (Ochsenhofer *et al.*, 2006). De modo análogo, em cantinas britânicas, como o diálogo entre alunos e funcionários estimula escolhas mais saudáveis “no ponto de venda” (Devine *et al.*, 2023).

Do ponto de vista econômico, a saúde pode ser compreendida como uma função de produção na qual insumos diretos (como a alimentação) e indiretos (educação materna, capital social) se combinam para gerar o estado de saúde (Behrman e Deolalikar, 1988; Reichman *et al.*, 2009). Becchetti, Bruni e Zamagni (2019) e Behrman e Deolalikar (1988) argumentam que pais com maior nível de escolaridade compreendem melhor os riscos de dietas inadequadas e

buscam promover ambientes relacionais que incentivam práticas alimentares mais saudáveis e consolidam valores de longo prazo, ampliando o estoque de saúde das crianças.

Essa relação é essencial, pois uma alimentação equilibrada contribui para a prevenção às DANTs e pode promover uma melhora na qualidade de vida. Complementarmente, Richardson *et al.* (2013) reforçam que a disseminação de conhecimentos sobre hábitos alimentares saudáveis é uma ferramenta poderosa para aumentar a expectativa de vida e fortalecer comportamentos preventivos. Assim, a educação alimentar não apenas beneficia diretamente os indivíduos, mas também atua como um catalisador de transformações positivas no contexto social, especialmente em períodos críticos do desenvolvimento infantil.

Isso porque a alimentação inadequada na infância e adolescência está associada a déficits cognitivos e a maior prevalência de transtornos mentais. Dietas ricas em açúcares refinados e gorduras saturadas alteram estrutura e funcionamento cerebral, prejudicando memória, concentração e desempenho escolar (Anderson, Gallagher e Ritchie, 2018; Dye *et al.*, 2017). A ingestão insuficiente de micronutrientes essenciais correlaciona-se a sintomas de depressão e ansiedade, especialmente em adolescentes com IMC elevado (Li, Nor e Kaliappan, 2023; Louzada *et al.*, 2015; Matela, Yadav e Menon, 2024; Meenakshi e Quisumbing, 2025). Esses resultados sublinham a importância de intervenções precoces e apontam para a necessidade de políticas voltadas à promoção de alimentação balanceada e ao incentivo à prática de atividade física, cujo efeito positivo na saúde mental foi quantificado por Chastin *et al.* (2021).

A obesidade e suas comorbidades geram custos públicos substanciais e acarretam perda de força de trabalho. Além de pressionar os sistemas de saúde, perpetuam desigualdades, uma vez que populações vulneráveis são mais suscetíveis a hábitos alimentares inadequados (Sonntag, 2017; Strauss e Thomas, 2007). Estudos apontam heterogeneidades por renda, etnia e gênero (Andreoni *et al.*, 2020; Dunford, Miles e Popkin, 2025; Meenakshi e Quisumbing, 2025; Upreti *et al.*, 2022). Isso se deve ao fato de a saúde física e mental estar diretamente associada ao nível socioeconômico, com maior impacto em grupos mais vulneráveis. Essa desvantagem econômica é cumulativa, intensificando a susceptibilidade a problemas de saúde ao longo da vida. Ademais, evidências indicam que renda e riqueza influenciam tanto o estado de saúde quanto os padrões de consumo alimentar (Behrman e Deolalikar, 1988; Everson *et al.*, 2002; Lévassieur, 2021; Currie *et al.*, 2010).

A identificação de sobrepeso costuma ocorrer após os seis anos, mas a janela pré-escolar é crucial para prevenção (Halliday *et al.*, 2014). Intervenções desde o pré-natal reduzem pela metade a probabilidade de obesidade na vida adulta (Deal *et al.*, 2020). Estudos experimentais

mostram que vieses cognitivos, como a preferência por gratificação imediata, reforçam a escolha de alimentos não saudáveis, o que sinaliza espaço para políticas de incentivos (Fuchs *et al.*, 2021; Liu *et al.*, 2014).

Estudos apontam que a prática de atividades físicas desde a infância é essencial para a promoção de uma melhor qualidade de vida a longo prazo. Crianças e adolescentes que se exercitam regularmente apresentam menor propensão ao sedentarismo e às suas consequências. Além disso, a atividade física está diretamente associada à qualidade do sono, o que, por sua vez, contribui para uma melhor saúde física e mental. Políticas públicas que incentivem a sua prática, assim como a adoção de hábitos mais saudáveis, promovem o bem-estar individual, mas têm o potencial de reduzir custos econômicos relacionados a problemas de saúde (Chastin *et al.*, 2021; Chen *et al.*, 2014; Rasmussen, Sweeny e Sheehan, 2015; Rauner, Mess e Woll, 2013; Richardson *et al.*, 2013).

Essas evidências reforçam a importância de políticas públicas abrangentes que promovam educação nutricional, acesso a alimentos saudáveis e intervenções voltadas para a mitigação de desigualdades, buscando melhorar a qualidade de vida e prevenir o avanço da obesidade em diferentes contextos populacionais.

### **2.3. Políticas públicas de prevenção em saúde na escola**

A construção de ambientes escolares promotores de saúde está entre as recomendações centrais da Organização Pan-Americana da Saúde (OPAS) para o enfrentamento, ao longo de toda a vida, das DANTs. A escola concentra fases críticas de formação de preferências alimentares e a população sob a influência direta de políticas públicas. Apesar disso, um levantamento regional da OPAS identificou que menos de 40% dos países da América Latina dispõem de legislação nacional específica com diretrizes para promoção da saúde e mecanismos eficazes de monitoramento da oferta de alimentos (PAHO, 2022).

No Brasil, o arcabouço normativo, em nível nacional, voltado à promoção da alimentação saudável em ambientes escolares tem se expandido, embora de forma heterogênea. Uma das principais estratégias do Governo Federal é a Lei nº 11.947, de 2009, que reformulou o Programa Nacional de Alimentação Escolar (PNAE). Essa legislação garante alimentação gratuita a todos os alunos da educação básica, determina que os cardápios cubram 70% das necessidades nutricionais durante o período letivo e exige que, no mínimo, 30% dos gêneros adquiridos sejam oriundos da agricultura familiar. Além disso, a lei estabelece a oferta de pelo menos três porções semanais de frutas e hortaliças, contribuindo para diversificar o cardápio,

incentivar economias locais e aproximar os estudantes de alimentos com menor grau de processamento e *in natura* (BRASIL, 2009; 2013).

Em complemento, a Portaria Interministerial nº 1.010, de 2006, instituiu diretrizes inovadoras para promover a alimentação saudável nas escolas, estendendo restrições a refrigerantes, salgadinhos, doces e demais produtos de baixo valor nutricional não apenas na merenda, mas também em cantinas e serviços de comércio interno escolar. As primeiras experiências foram apresentadas em 2007, em 2010 foi publicado um manual de práticas saudáveis para cantinas, em 2012, foram estabelecidos parâmetros específicos para cantinas na educação básica pública e, em 2018, a educação alimentar e nutricional passou a integrar obrigatoriamente o currículo escolar (Brasil, 2006; 2007; 2010; 2018).

Amparadas pelo princípio da competência concorrente e estimuladas pela Portaria Interministerial nº 1.010, de 2006, quatorze das vinte e sete unidades federativas aprovaram leis ou portarias que restringem a comercialização de produtos hipercalóricos e ultraprocessados em cantinas escolares e, em algumas localidades, também em seu entorno. Os estados do Espírito Santo, Paraná, Rio de Janeiro e o Distrito Federal haviam implementado regulamentações anteriores a essa portaria, sendo a do Rio de Janeiro a mais antiga, de 1991. O Quadro 1 apresenta um panorama das legislações estaduais implementadas até 2018, destacando os estados que avançaram na regulamentação do comércio de alimentos em escolas e nos seus entornos.

As diferenças de escopo, abrangência e sanção entre as legislações estaduais configuram verdadeiros experimentos naturais, explorados em diversos estudos. No Brasil, Becker e Siqueira (2024) estimaram que a adoção de leis estaduais reduziu em uma morte por DCNT para cada cem mil crianças de 5 a 14 anos, com efeito mais pronunciado entre meninos. Esses resultados evidenciam que políticas voltadas ao ambiente escolar geram impactos mensuráveis. Complementarmente, Kurihayashi (2020) verificou que alunos residentes em estados com regulamentações mais rígidas tinham 25% menos chance de consumir refrigerantes e 21% menos chance de ingerir ultraprocessados. Levasseur (2021) constatou que tais normas reduziram o IMC e a probabilidade de sobrepeso, especialmente entre estudantes do sexo masculino em áreas urbanas.

Quadro 1 – Legislações estaduais que tratam do conteúdo nutricional ofertado na cantina escolar até 2018<sup>23</sup>

Unidade Federativa	Regulação e data de promulgação	Nível	Dependência administrativa
Amazonas	Lei 4.352 de 5 de julho de 2016	Educação básica	Públicas e privadas
Distrito Federal	Lei 3.695 de 8 de novembro de 2005, lei 5.146 de 19 de agosto de 2013, decreto 36.900 de 23 de novembro de 2015 e lei 6.475 de 3 de janeiro de 2020	Educação básica	Públicas e privadas
Espírito Santo	Portaria 1-R de 4 de janeiro de 2006, portaria 38-R de 6 de junho de 2010 e portaria 66-R de 17 de março de 2014	Rede estadual	Públicas
Mato Grosso	Lei 8.681 de 13 de julho de 2007	Educação básica	Públicas e privadas
Minas Gerais	Lei 18.372 de 4 de setembro de 2009 e decreto 47.557 de 10 de dezembro de 2018	Rede estadual e educação básica	Públicas e privadas
Paraíba	Lei 10.431 de 20 de janeiro de 2015	Educação básica	Públicas e privadas
Paraná	Lei 14.423 de 2 de junho de 2004, lei 14.425 de 7 de junho de 2004 e lei 14.855 de 19 de outubro de 2005	Educação básica	Públicas e privadas
Piauí	Lei 7.028 de 22 de outubro de 2017 e Instrução normativa GSE/ADM 5 de 14 de março de 2018	Rede estadual	Públicas
Rio de Janeiro	Lei 1942 de 30 de dezembro de 1991, lei 4.508 de 11 de janeiro de 2005, lei 6.590 de 18 de novembro de 2013, lei 6.859 de 7 de julho de 2014 e lei 7.846 de 15 de janeiro de 2018	Educação básica	Públicas e privadas
Rio Grande do Norte	Lei 9.434 de 27 de dezembro de 2010	Rede estadual	Públicas
Rio Grande do Sul	Lei 15.216 de 30 de julho de 2018	Educação básica	Públicas e privadas
Roraima	Resolução 1/12/SECD/CEAE/RR 30 de julho de 2012	Educação básica	Públicas
Santa Catarina	Lei 12.061 de 18 de dezembro de 2001	Educação básica	Públicas e privadas
Sergipe	Lei 8.178-A de 21 de dezembro de 2016	Educação básica	Públicas e privadas

Fonte: Elaborado pelo autor.

No âmbito internacional, outros países também registram benefícios e desafios semelhantes. Nos Países Baixos, Evenhuis *et al.* (2018) desenvolveram o *Canteen Scan*, uma ferramenta *online* que aumenta a transparência, reduz custos de inspeção e mobiliza a comunidade escolar para a fiscalização. Já Choi *et al.* (2019), na Coreia do Sul, Reeve *et al.* (2018), nas Filipinas, e Bezerra (2021), no Brasil, demonstraram que, na ausência de fiscalização efetiva, a legislação sozinha não impede a venda de produtos proibidos.

<sup>2</sup> O período de coleta de dados da PeNSE 2019 ocorreu entre abril e setembro de 2019 (BRASIL, 2021). Para mitigar potenciais efeitos transitórios, estabeleceu-se um período mínimo de adaptação; assim, adotou-se dezembro de 2018 como marco temporal para a última legislação considerada nas estimativas.

<sup>3</sup> O poder legislativo do Estado de Mato Grosso do Sul aprovou a Lei nº 4.320, de 26 de fevereiro de 2013, que regulava a comercialização de alimentos em cantinas escolares para estudantes da educação básica. Contudo, na Ação Direta de Inconstitucionalidade nº 4004362-16.2013.8.12.0000, o Tribunal de Justiça do Estado de Mato Grosso do Sul declarou a lei inconstitucional, em 16 de outubro de 2013, por vício de iniciativa e aumento de despesa.

No Chile, a adoção de rótulos de advertência, a restrição à publicidade infantil e a proibição de venda de itens com alto teor de sódio, açúcar ou gordura em escolas resultaram em queda de 21 g de açúcar *per capita* por dia, sendo 9 g apenas de produtos com adição de açúcares (Melo, Chomali e Ishdorj, 2024). Fretes *et al.* (2023) também detectaram redução calórica em bebidas açucaradas dois anos após a implementação desta lei, além de aumento no consumo de água entre escolares.

Especificamente para refrigerantes, nos Estados Unidos, políticas estaduais removeram parte destes itens das cantinas escolares, reduzindo a disponibilidade interna em 25 %, mas não alteraram significativamente o consumo total, sugerindo substituição para fora do ambiente escolar ou por outros produtos similares (Terry-McElrath *et al.*, 2015).

Além de intervenções em âmbito escolar, políticas tributárias também são sugeridas para reduzir o consumo de certos alimentos e prevenir casos de obesidade. No Canadá, simulações apontam que um imposto de 20 % sobre bebidas açucaradas reduziria seu consumo em 15 % e melhoraria as taxas de anos de vida ajustados por incapacidade, com ganhos mais expressivos nos quintis de menor renda (Kao *et al.*, 2020). Nas Filipinas, uma alíquota de 12% poderia prevenir até 630 mil casos de obesidade, enquanto no Brasil estimativas indicam que uma taxa de 20% reduziria o consumo de bebidas açucaradas e diminuiria obesidade e sobrepeso em até 15% (Julião, 2019; Saxena *et al.*, 2018). De modo geral, tributos superiores a 8% mostram-se eficazes na redução da venda dessas bebidas, especialmente em domicílios de baixa renda (Aguilar, Gutierrez e Seira, 2021; Basto-Abreu *et al.*, 2024; Redondo, Hernández-Aguado e Lumbreras, 2018).

A literatura abordada indica a necessidade de aprofundar a investigação sobre os impactos das regulamentações voltadas à alimentação no ambiente escolar. O monitoramento contínuo dessas iniciativas permite, além de avaliar seus resultados, fornecer insumos para o aprimoramento e a adaptação das políticas públicas, garantindo sua eficácia e sustentabilidade ao longo do tempo na promoção de hábitos alimentares mais saudáveis e na prevenção de doenças.

## **2.4. Metodologia**

Esta seção descreve a estratégia empírica deste estudo, na qual se emprega um modelo *logit* multinomial com efeito de pares para estimar simultaneamente o efeito das leis estaduais que proíbem o comércio de alimentos não saudáveis em cantinas escolares e a influência das interações sociais entre estudantes sobre comportamentos de risco de crianças e adolescentes,

tais como o consumo de guloseimas, refrigerantes e *junk food*, a prática insuficiente de exercícios físicos extracurriculares e questões de autoimagem.

Esta especificação permite calcular as razões de risco relativo explorando o comportamento em unidades federativas com legislação restritiva, enquanto controla tanto as externalidades sociais decorrentes da convivência diária no ambiente escolar quanto características individuais dos estudantes. Ao integrar esses elementos em uma única estrutura econométrica, a abordagem proporciona uma avaliação mais robusta da eficácia dessas políticas de intervenção na escola, oferecendo evidências para a promoção de hábitos alimentares saudáveis.

A incorporação do efeito de pares justifica-se pela centralidade das interações sociais na infância e adolescência, etapas em que o sentimento de pertencimento e a busca por aceitação moldam preferências e decisões (Gao *et al.*, 2022; Montgomery *et al.*, 2020; Scaglioni *et al.*, 2018). Entretanto, essa estratégia envolve desafios metodológicos complexos, como efeito de reflexão, autosseleção, erros de mensuração e variáveis omitidas, que demandaram cuidados rigorosos na especificação e identificação do modelo para garantir a validade dos resultados (Angrist, 2014; Manski, 1993; Sacerdote, 2011).

#### 2.4.1. Desafios metodológicos e estratégias de mitigação

A endogeneidade constitui um dos desafios mais críticos nos estudos de efeitos de pares, especialmente em ambiente escolar. O problema da reflexão, descrito por Manski (1993), surge justamente porque não é possível distinguir se o comportamento de um indivíduo é influenciado pela média do grupo ou se é o indivíduo que reflete no comportamento agregado do grupo. Essa simultaneidade faz com que o resultado individual afete a média da classe e, ao mesmo tempo, a média da classe influencie o indivíduo.

Por exemplo, a média de consumo de alimentos não saudáveis em uma turma reflete tanto a influência mútua entre os estudantes quanto fatores contextuais compartilhados, como exposição à publicidade e disponibilidade de alimentos. Mesmo quando um aluno é excluído do cálculo da média, seu comportamento ainda pode repercutir nos colegas por vias indiretas, dificultando a identificação precisa do verdadeiro efeito de pares. Para mitigar esse viés, adota-se como estratégia excluir o próprio estudante da média da turma. Além disso, ajustaram-se os erros-padrão por *cluster* ao nível de turma, o que ameniza a subestimação da variância em presença de choque comum (Caeyers e Fafchamps, 2025; Pan, Lien e Wang, 2022).

A autosseleção também constitui um fator relevante, pois pais e responsáveis escolhem escolas com base em características específicas, como qualidade do ensino ou proximidade da

residência, o que tende a agrupar estudantes de perfis socioeconômicos semelhantes. Além disso, a alocação de alunos em turmas costuma seguir critérios não aleatórios, reforçando os efeitos correlacionados no interior das instituições (Angrist, 2014). Essa combinação de fatores dificulta a identificação dos efeitos causais das interações sociais sobre o comportamento alimentar. Entretanto, é possível mitigar esse viés ao incluir covariáveis apropriadas e explorar variações exógenas, como a implementação escalonada das regulamentações estaduais em anos distintos, empregada como instrumento temporal contínuo até o ano de obtenção dos dados da PeNSE (Campos, Heap e Leon, 2017; Diemer, 2022). Essa estratégia reduz a probabilidade de que tendências preexistentes, como o aumento da obesidade, justifiquem, por si só, a adoção das leis (Jochmans, 2023).

A ausência de informações completas sobre variáveis cognitivas, não cognitivas e medidas antropométricas pode enviesar os resultados (Abrahamsson, Bütikofer e Karbownik, 2023). Reconhece-se essa limitação, mas parte do viés é mitigado por meio da construção de um indicador sintético de nível socioeconômico (Inses). Além disso, incorporam-se variáveis que capturam a exposição dos estudantes à publicidade de alimentos não saudáveis dentro da escola e a presença de vendedores ambulantes nas imediações, reforçando o controle sobre fatores contextuais.

#### 2.4.2. Base de dados

Os microdados utilizados foram extraídos da PeNSE 2019, obtidos por meio de questionários aplicados a uma amostra representativa de estudantes brasileiros. Essa base oferece informações detalhadas sobre o consumo alimentar nos sete dias anteriores à pesquisa, a prática de atividades físicas, a percepção de autoimagem corporal e as características sociodemográficas. Para reduzir o viés de variável omitida e controlar efeitos endógenos, selecionaram-se variáveis que capturam simultaneamente atributos individuais e familiares, comportamentos dos pares, a existência e o rigor das leis estaduais que restringem a oferta de alimentos não saudáveis nas escolas, a exposição à publicidade de produtos hipercalóricos e ultraprocessados no ambiente escolar e a presença de vendedores ambulantes. Essa abordagem baseia-se em estudos que indicam a necessidade de reconhecer dimensões pessoais, sociais e institucionais para estimar com mais precisão tanto os efeitos de pares quanto das intervenções de políticas públicas (Alqahtani, 2020; Asirvatham, Nayga Jr. e Thomsen, 2014; Becker e Siqueira, 2024; Campos, Heap e Leon, 2017; Feld e Zölitz, 2022; Finnerty *et al.*, 2010; Getik e Meier, 2022; Gong, Lu e Song, 2021; Levasseur, 2021; Patacchini, Rainone e Zenou, 2017; Zhang e Zhou, 2023; Zhou, Bian e Huang, 2023).

Para esta análise, definiram-se como variáveis dependentes o número de dias na última semana em que o estudante consumiu *junk food*, sendo no contexto deste estudo, alimentos adquiridos em lanchonetes, barracas de cachorro-quente, pizzarias e estabelecimentos de *fast food*; guloseimas, como doces, balas, confeitos, chocolates, chicletes, bombons e pirulitos; e refrigerante. Além desses, considerou-se o número de dias em que o estudante realizou pelo menos 50 minutos de atividade física fora do ambiente escolar e a percepção de sua autoimagem corporal, com ênfase em casos nos quais o aluno relatou estar tentando perder ou ganhar peso.

Como variáveis de interesse, incluíram-se o tempo de exposição à regulação estadual, ou seja, o intervalo entre a promulgação da política e o ano de 2019, uma variável *dummy* de tratamento indicando se a unidade da federação adotou a proibição da oferta de alimentos não saudáveis, a presença de cantinas escolares e de pontos de venda alternativos nas imediações da escola, bem como o efeito de pares. Por fim, utilizaram-se como covariáveis sexo e cor da pele do estudante; condição de residência (mora com a mãe, com o pai ou com ambos); localização da escola (zona urbana ou rural); presença de propaganda de alimentos e bebidas não saudáveis no ambiente escolar; e o Inses. O Inses foi construído de forma análoga ao disponibilizado pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira, a partir de Teoria de Resposta ao Item e Modelo de Resposta Graduada, mas ajustado às variáveis disponíveis na PeNSE, sendo escolaridade materna, tamanho da família (em número de membros), posse de celular, computador, carro e moto, acesso à internet, número de banheiros e presença de empregado(a) doméstico(a) (Brasil, 2021; Embretson e Reise, 2013).

#### 2.4.3. Efeito de pares

O efeito de pares foi modelado considerando a influência média dos colegas da turma sobre o consumo alimentar individual (Fortin e Yazbeck, 2015; Luo e Yang; 2023; Sacerdote, 2011). Formalmente, a média do consumo excluindo o indivíduo foi calculada como:

$$\overline{C}_{-i}^t = \frac{1}{N_t - 1} \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^{N_t} C_j \quad (1)$$

Em que,  $\overline{C}_{-i}^t$  representa a média de dias em que os colegas da turma  $t$ , excluindo o estudante  $i$ , consumiram alimentos não saudáveis;  $N_t$  é o número total de estudantes na turma  $t$ ; e  $C_j$  denota a quantidade de dias em que o estudante  $j$  consumiu individualmente alimentos com baixo valor nutricional nos últimos sete dias, praticou atividade física ou teve a autopercepção de estar “magro” ou “gordo” e está tentando ganhar/perder peso, respectivamente.

Supõe-se que existam efeitos de pares nos hábitos alimentares na infância e adolescência, pois nesta faixa etária os indivíduos estão adquirindo alguma independência, o que se reflete nos hábitos e preferências de consumo e, conseqüentemente, ao conviver com os amigos pode alterar essas escolhas para adequar-se ao comportamento dos seus amigos (Brocas *et al.*, 2019; Liu *et al.*, 2014; Ziegler *et al.*, 2021).

#### 2.4.4. Logit multinomial

Para modelar a probabilidade de diferentes níveis de comportamentos de risco, foi utilizado o modelo *logit* multinomial. Este modelo é apropriado quando a variável dependente possui mais de duas categorias, permitindo a estimativa das chances de cada categoria em relação a uma categoria de referência (Long e Freese, 2014).

A probabilidade de um estudante  $i$  escolher a categoria  $k$  de comportamento de risco é dada por:

$$\Pr(C_i = k|X_i) = \left[ \frac{e^{X_i' \beta_k}}{1 + \sum_{h=1}^{J-1} e^{X_i' \beta_h}} \right], \quad j = 1, \dots, J - 1 \quad (2)$$

Em que:  $\Pr(C_i = k|X_i)$  representa a probabilidade de o estudante  $i$  consumir alimentos não saudáveis em  $k$  dias na última semana, ou apresentar outro comportamento de risco;  $X_i'$  é o vetor de covariáveis, incluindo a variável de efeito de pares;  $\beta_k$  são os coeficientes associados às covariáveis para a categoria  $k$ ; e  $J$  denota o número total de categorias, sendo as categorias: não consumiu em nenhum dia (categoria de referência), consumiu em um ou dois dias, consumiu em três ou quatro dias, consumiu em cinco ou seis dias, e consumiu todos os dias na última semana; praticou atividades físicas fora da escola por 50 minutos ou mais na última semana entre 1 e 5 dias, entre 6 e 7, e caso contrário (caso não tenha praticado - categoria de base); e sentiu-se “gordo” ou “muito gordo” e está tentando perder peso; e “magro” e “muito magro” e está tentando ganhar peso (a categoria de referência é caso contrário). Assim, o modelo estima  $J - 1$  equações, para cada categoria em comparação com a referência.

A interpretação dos coeficientes no modelo *logit* multinomial envolve o logaritmo da razão das chances:

$$\ln \left[ \frac{\Pr(C_i = j)}{\Pr(C_i = 0)} \right] = X_i' \beta_j, \quad j = 1, \dots, J - 1 \quad (3)$$

Em que:  $\Pr(C_i = j)$  representa a probabilidade de o estudante  $i$  ter comportamento de risco na categoria  $j$ ;  $\Pr(C_i = 0)$  a probabilidade de o estudante  $i$  não consumir alimentos hipercalóricos (categoria de referência), por exemplo;  $X_i'$  é o vetor de covariáveis;  $\beta_j$  indica o vetor de coeficientes associados às covariáveis para a categoria  $j$ ; e  $J$  o número total de categorias possíveis de consumo.

O modelo beneficia-se da correção por *cluster* em nível de turma, o que compensa parte da heterogeneidade intraescolar. O ajuste por *cluster* corrige os erros padrão, considerando que as observações dentro de uma mesma turma podem estar correlacionadas devido a fatores compartilhados, como ambiente social, acesso a alimentos e exposição a propaganda.

Além disso, a inclusão de variáveis interativas, como a interação entre a presença de cantinas escolares, ambulantes e o status de tratamento, permite capturar nuances dos efeitos das regulamentações no consumo alimentar. Essa modelagem é essencial para explorar como fatores estruturais, como a disponibilidade de alimentos não saudáveis, e fatores sociais, como o efeito de pares, interagem para influenciar as decisões individuais.

Outro aspecto relevante é a consideração de variáveis relacionadas à percepção de autoimagem relacionada ao peso corporal dos que estão tentando ganhar ou perder peso e a prática de atividades físicas frequente fora do ambiente escolar. Essas variáveis adicionais ampliam a compreensão dos efeitos das políticas regulatórias, não apenas sobre o consumo alimentar, mas também sobre comportamentos de risco relacionados à saúde, que possuem implicações de longo prazo no bem-estar das crianças e adolescentes.

Por fim, a robustez do modelo é assegurada pelo uso do método de máxima verossimilhança, que maximiza a probabilidade de observar os dados reais dados os parâmetros do modelo. Essa técnica, combinada com a incorporação de variáveis de interação e ajustes por *cluster*, permite uma análise aprofundada e confiável do efeito das regulamentações e das interações sociais no ambiente escolar sobre os hábitos alimentares e comportamentais dos estudantes (Long e Freese, 2014).

Assim, o modelo *logit* multinomial adotado neste estudo incorpora interdependências que auxiliam na previsão da razão de chances de consumo de determinados produtos não saudáveis, além de identificar comportamentos de risco relacionados entre os estudantes de uma mesma turma, por meio das variáveis de efeito de pares. Essa abordagem é essencial para captar a influência social e a conformidade com os hábitos alimentares predominantes no grupo de pares, considerando a dinâmica das interações sociais.

O modelo estendido de *logit* multinomial pode ser representado por:

$$\ln \left[ \frac{\Pr(C_i = j)}{\Pr(C_i = 0)} \right] = \alpha_j + \beta_j T_e + \overline{C}_{-i}^t + \sum_k \gamma'_{ik} X'_{ik} + \varepsilon_i \quad (4)$$

Em que  $\Pr(C_i = j)$  representa a probabilidade de o indivíduo  $i$  estar na categoria  $j$  de consumir um determinado item de outro comportamento de risco analisado (como a prática de atividades físicas ou percepção de autoimagem corporal);  $\alpha_j$  o efeito fixo associado a categoria;  $\beta'_j$  o vetor

transposto do efeito das variáveis de interesse em relação à regulamentação estadual ( $T_e$ ) sobre a probabilidade de consumo da categoria  $j$ ;  $\overline{C}_{-i}^t$  denota o efeito de pares; refletindo a influência dos comportamentos dos colegas de turma sobre o indivíduo  $i$ ;  $\gamma'_{ik}$  representa o vetor transposto dos coeficientes associados as covariáveis ( $X'_{ik}$ ); e  $\varepsilon_i$  termo de erro do modelo.

Por fim, para facilitar a interpretação dos resultados do modelo, especialmente no contexto de variáveis categóricas e interações, os resultados do modelo de *logit* foram transformados para as razões de risco relativos (*Relative Risk Ratios* - RRR). Essa transformação é realizada aplicando-se a função exponencial aos coeficientes estimados, sendo:

$$RRR_j = \exp \left\{ \ln \left[ \frac{\Pr(C_i = j)}{\Pr(C_i = 0)} \right] \right\} = e^{(\alpha_j + \beta_j T_e + \overline{C}_{-i}^t + \sum_k \gamma'_{ik} X'_{ik})} \quad (5)$$

A seção a seguir apresenta a análise e discussão dos resultados, examinando de forma detalhada como as regulamentações e os efeitos de pares afetaram o comportamento de risco dos estudantes, destacando suas implicações para escolhas alimentares, prática de atividades físicas e percepção de autoimagem corporal.

## 2.5. Análise e discussão dos resultados

Nesta seção, são apresentados e discutidos os resultados obtidos a partir da aplicação do modelo *logit* multinomial com efeitos de pares, com o objetivo de avaliar o efeito das regulamentações estaduais que restringem a comercialização de alimentos não saudáveis no ambiente escolar. A análise foca nos efeitos dessas medidas sobre os comportamentos de risco de estudantes brasileiros com idades entre 11 e 18 anos, considerando a influência das interações sociais e as dinâmicas do ambiente escolar.

### 2.5.1. Estatísticas descritivas

A análise descritiva revela padrões preocupantes no comportamento alimentar, nas práticas de atividade física e nas percepções de autoimagem corporal dos estudantes brasileiros, os quais podem afetar negativamente sua saúde a longo prazo. O consumo de guloseimas é amplamente prevalente, com mais de 87% dos estudantes relatando consumo na última semana e 19% indicando consumo diário. Esses dados apontam para uma exposição significativa a alimentos ricos em açúcares, que podem contribuir para o desenvolvimento de DANTs.

Por outro lado, o consumo de *junk food* mostrou-se menos frequente, com 47,6% dos estudantes afirmando não ter consumido esse tipo de alimento na última semana. Contudo, 2,28% reportaram consumo diário. Já o consumo de refrigerantes também desperta preocupação: aproximadamente 73% dos estudantes relataram consumir essas bebidas pelo

menos uma vez na última semana, e 8% indicaram consumo diário, destacando a necessidade de maior controle e vigilância sobre a ingestão de bebidas açucaradas.

Tabela 1 – Número de respostas válidas por categoria e estatísticas descritivas

Categoria	Guloseimas		Junk food		Refrigerante	
	Freq.	%	Freq.	%	Freq.	%
Não consumiu em nenhum dia	19626	12,35	75659	47,60	42707	26,86
Consumiu em 1 ou 2 dias	47019	29,58	55688	35,04	56956	35,82
Consumiu em 3 ou 4 dias	41455	26,08	17773	11,18	34078	21,43
Consumiu em 5 ou 6 dias	20526	12,91	6190	3,89	12796	8,05
Consumiu todos os dias	30320	19,08	3630	2,28	12475	7,85
Total	158946	100	158940	100	159012	100

  

Categoria	Atividade física		Categoria	Autoimagem “Gordo”		Autoimagem “Magro”	
	Freq.	%		Freq.	%	Freq.	%
Não praticou atividade física em nenhum	53424	51,12	Não se percebe nestas categorias	133813	84,78	139228	88,22
Praticou atividade física entre 1 e 5 dias	13925	13,32	Considera-se gordo (magro) e está tentando perder (ganhar) peso	20737	13,14	13176	8,35
Praticou atividade física em 6 ou 7 dias	37157	35,55	Considera-se muito gordo (magro) e está tentando perder (ganhar) peso	3277	2,08	5409	3,43
Total	104506	100	Total	157827	100	157813	100

  

Categoria	Inses		Categoria	Cor	
	Freq.	%		Freq.	%
Muito Baixo	4465	2,69	Branca	60297	38,70
Baixo	23187	13,98	Amarela	5515	3,54
Médio-Baixo	23249	14,02	Indígena	476	3,06
Médio	27168	16,38	Parda	68497	43,96
Médio-Alto	37712	22,74	Preta	16737	10,74
Alto	23282	14,04			
Muito Alto	21169	12,76			
Altíssimo	5606	3,38			
Total	165838	100	Total	155806	100

  

Variável	Média	DP	Min.	Max.	Obs.
Tempo de tratamento	5,3244	7,3441	0	28	165838
Tratamento	0,4775	0,4995	0	1	165838
Tem cantina	0,6053	0,4888	0	1	159245
Tem pontos alternativos de venda	0,4961	0,5000	0	1	159245
Sexo [Feminino = 1]	0,5087	0,4999	0	1	158799
Mora com a mãe	0,8889	0,3143	0	1	159155
Mora com o pai	0,6336	0,4818	0	1	159107
Localização [Urbana = 1]	0,9488	0,2204	0	1	159245
Propaganda [Existe = 1]	0,0794	0,2704	0	1	159191

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da PeNSE 2019.

A prática de atividade física mostrou-se insuficiente entre os estudantes. Embora 49% tenham relatado ter praticado exercícios físicos fora da escola por pelo menos 50 minutos em algum dia da última semana, apenas 35,55% afirmaram praticar regularmente (6 ou 7 dias). Esses números indicam a necessidade de políticas públicas que também incentivem hábitos mais ativos desde a infância, especialmente considerando os desafios urbanos, como a falta de

espaços públicos adequados para exercícios e as influências sociais e familiares que limitam a adoção de estilos de vida saudáveis.

### 2.5.2. Resultados das estimações do modelo *logit* multinomial

A seguir, são apresentados os principais resultados referentes as razões de risco relativo associadas aos comportamentos de risco dos estudantes, com foco no consumo de alimentos não saudáveis, na prática de atividades físicas e na percepção da autoimagem corporal. A análise tem por objetivo compreender como diferentes fatores, como o tempo de exposição às regulações, a presença de cantinas escolares, a existência de pontos alternativos de venda e o efeito de pares, influenciam o aumento ou a redução desses comportamentos de risco. Para uma compreensão mais detalhada, foram analisados tanto os efeitos agregados dessas variáveis quanto suas interações em estudantes de escolas públicas e privadas. Os resultados das estimações completas encontram-se nos Apêndices de A a E.

A Tabela 2 apresenta as razões de risco relativo obtidas a partir do modelo *logit* multinomial com efeito de pares, aplicado ao padrão de consumo de guloseimas entre estudantes brasileiros. O modelo considera quatro categorias de frequência: consumo em 1 ou 2 dias, entre 3 e 4 dias, 5 ou 6 dias e todos os dias, tomando como referência a categoria “nenhum consumo” de guloseimas.

Tabela 2 – Razões de risco relativo do modelo *logit* multinomial com efeitos de pares para o consumo de guloseimas (Geral)

Variável	1-2 dia(s)	3-4 dias	5-6 dias	Todos os dias
<b>Tempo de tratamento</b>	1,0024 (0,2285)	1,0033 (0,1050)	1,0005 (0,8290)	1,0058*** (0,0009)
<b>Tratamento</b>	1,0548 (0,1846)	1,0294 (0,4725)	1,0301 (0,5254)	0,9995 (0,9884)
<b>Tem cantina</b>	1,1384*** (0,0000)	1,1943*** (0,0000)	1,1724*** (0,0000)	1,0232 (0,3667)
<b>[Tratamento]*[tem cantina]</b>	1,0088 (0,8166)	1,0309 (0,4230)	1,0869* (0,0509)	1,0344 (0,3079)
<b>Tem pontos alternativos de venda</b>	1,0076 (0,7652)	1,0028 (0,9117)	1,0067 (0,8109)	1,0316 (0,1673)
<b>[Tratamento]*[tem pontos alternativos de venda]</b>	0,9799 (0,5841)	0,9844 (0,6761)	0,9793 (0,6162)	0,9812 (0,5641)
<b>Efeito de pares</b>	1,3385*** (0,0000)	1,8944*** (0,0000)	2,3200*** (0,0000)	2,8640*** (0,0000)
<b>Constante</b>	0,4690*** (0,0000)	0,1146*** (0,0000)	0,0276*** (0,0000)	0,0313*** (0,0000)
<b>Características socioeconômicas</b>	[Sim]			
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0,0221			
<b>N</b>	154967			

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da PeNSE 2019.

Nota: Os *p*-valores estão entre parênteses.

O tempo de exposição à regulação estadual foi estatisticamente significativo apenas para a categoria “todos os dias”, indicando que cada ano adicional desde a implementação eleva em 0,58 % a razão de risco relativo do consumo diário de guloseimas. Esse resultado sugere que leis, se não acompanhadas de fiscalização contínua e de mudanças no ambiente alimentar, tendem a produzir efeitos limitados ou até regressivos (Ziegler *et al.*, 2021). Enquanto a variável tratamento (indicando que o estado tem políticas regulatórias) não foi significativa em nenhuma frequência, evidenciando que a mera promulgação da normativa não altera por si só padrões de consumo.

Por outro lado, a presença de cantina aumentou a razão de risco relativo nas três faixas intermediárias entre 14 % e 19 %. A disponibilidade interna de guloseimas, portanto, segue sendo um dos vetores relevantes de consumo, mesmo em contextos em que há regulamentações, de modo que a proximidade física do produto exerce influência decisiva sobre escolhas alimentares de crianças e adolescentes (Azeredo *et al.*, 2016; Fortin e Yazbeck, 2015).

Tabela 3 – Razões de risco relativo do modelo *logit* multinomial com efeitos de pares para o consumo de guloseimas (Rede Pública)

Variável	1-2 dia(s)	3-4 dias	5-6 dias	Todos os dias
<b>Tempo de tratamento</b>	0,9991 (0,7484)	1,0009 (0,7541)	0,9957 (0,1780)	1,0068*** (0,0035)
<b>Tratamento</b>	1,0571 (0,2545)	1,0656 (0,2005)	1,1365** (0,0310)	0,9282* (0,0727)
<b>Tem cantina</b>	1,0680* (0,0952)	1,1186*** (0,0062)	1,0331 (0,4816)	1,0664* (0,0631)
<b>[Tratamento]*[tem cantina]</b>	0,9591 (0,4499)	0,9896 (0,8539)	1,0591 (0,3719)	1,0523 (0,2876)
<b>Tem pontos alternativos de venda</b>	0,9683 (0,3421)	0,9799 (0,5636)	1,0266 (0,5151)	0,9928 (0,8079)
<b>[Tratamento]*[tem pontos alternativos de venda]</b>	1,0142 (0,7707)	1,0111 (0,8240)	0,9567 (0,4419)	1,0657 (0,1300)
<b>Efeito de pares</b>	1,3346*** (0,0000)	1,7462*** (0,0000)	2,0797*** (0,0000)	2,5786*** (0,0000)
<b>Constante</b>	0,4862*** (0,0000)	0,1306*** (0,0000)	0,0341*** (0,0000)	0,0377*** (0,0000)
<b>Características socioeconômicas</b>	[Sim]			
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0,0203			
<b>N</b>	79502			

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da PeNSE 2019.

Nota: Os *p*-valores estão entre parênteses.

O efeito de pares foi o fator mais expressivo do modelo, com efeitos significativos em todas as categorias de consumo. Comparado aos estudantes que não consumiram guloseimas, aqueles expostos a pares com padrões de consumo apresentaram maior probabilidade de consumir, com uma razão de risco relativo que varia de 33,85 % na categoria "1 ou 2 dias" a

186 % na categoria "todos os dias". Esses resultados ressaltam a importância das interações sociais no ambiente escolar, indicando que o comportamento alimentar dos estudantes é fortemente influenciado pelos hábitos de seus colegas (Gao *et al.*, 2022).

Ao analisar os resultados apresentados para o consumo de guloseimas em escolas das redes pública e privada, observa-se uma dinâmica distinta em relação aos fatores que influenciam o comportamento dos estudantes. Na rede pública, o tempo de tratamento mostrou-se significativo apenas para a categoria de consumo diário, indicando que cada ano adicional de exposição às regulações aumenta em 0,68 % a razão de risco relativo de consumo de guloseimas todos os dias. A presença de cantina foi um fator relevante, aumentando significativamente o risco relativo em diversas categorias de consumo, o que destaca a influência do ambiente escolar na disponibilidade e no acesso a esses alimentos. O efeito de pares teve um efeito expressivo e altamente significativo em todas as categorias de consumo, variando de 33,46 % a 157,86 %, evidenciando que o comportamento de colegas tem um papel crucial nas decisões alimentares individuais. Além disso, a regulação foi significativa na categoria "consumiu em 5 ou 6 dias", com razão de risco relativo equivalente a 1,1365 ponto percentual, sinalizando possível deslocamento do consumo extremo ("todos os dias") para frequência alta, mas não diária, não sendo significativa em outras categorias. Os resultados encontram-se apresentados na Tabela 3.

Tabela 4 – Razões de risco relativo do modelo *logit* multinomial com efeitos de pares para o consumo de guloseimas (Rede Privada)

Variável	1-2 dia(s)	3-4 dias	5-6 dias	Todos os dias
<b>Tempo de tratamento</b>	1,0050 (0,1075)	1,0057* (0,0705)	1,0047 (0,1658)	1,0064** (0,0222)
<b>Tratamento</b>	1,3444** (0,0457)	1,0185 (0,9022)	0,9272 (0,6234)	1,0936 (0,5336)
<b>Tem cantina</b>	1,1209* (0,0942)	1,0069 (0,9169)	0,9829 (0,8117)	1,0258 (0,7041)
<b>[Tratamento]*[tem cantina]</b>	0,8216 (0,1703)	1,0684 (0,6464)	1,1997 (0,2195)	0,9784 (0,8742)
<b>Tem pontos alternativos de venda</b>	1,0590 (0,1417)	1,0555 (0,1632)	1,0323 (0,4355)	1,0516 (0,1554)
<b>[Tratamento]*[tem pontos alternativos de venda]</b>	0,9381 (0,2743)	0,9340 (0,2470)	0,9575 (0,4886)	0,8978** (0,0460)
<b>Efeito de pares</b>	1,3796*** (0,0000)	2,1195*** (0,0000)	2,6520*** (0,0000)	3,3253*** (0,0000)
<b>Constante</b>	0,4717*** (0,0003)	0,1269*** (0,0000)	0,0212*** (0,0000)	0,0254*** (0,0000)
<b>Características socioeconômicas</b>	[Sim]			
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0,0172			
<b>N</b>	75465			

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da PeNSE 2019.

Nota: Os *p*-valores estão entre parênteses.

Na Tabela 4, são apresentados os resultados para rede privada, em que o tempo de tratamento também se mostrou positivo e significativo, especialmente na categoria de consumo diário, com um aumento de 0,64 % no risco de consumo diário de guloseimas por cada ano adicional. O tratamento teve um efeito na categoria "consumiu em 1 ou 2 dias", em que a razão de risco relativo foi de 34,44 % maior, sugerindo que as regulações podem ter um efeito mais direto no deslocamento de comportamentos de consumo para frequências mais moderadas ou menos intensas. Por outro lado, o efeito da presença de cantina foi menos pronunciado na rede privada, apresentando significância apenas na categoria "consumiu em 1 ou 2 dias". Adicionalmente, a interação entre tratamento e pontos alternativos de venda mostrou-se significativa e negativa na categoria de consumo diário, indicando que essa interação pode reduzir o risco de consumo excessivo nesses casos, indicando que o controle do entorno escolar pode potencializar o efeito regulatório. O efeito de pares, mais uma vez, revelou-se altamente significativo, com razão de risco relativo ainda maior do que na rede pública, variando de uma diferença de 37,96 % a 232,53 %, reforçando a influência e convergência das dinâmicas sociais sobre os comportamentos alimentares.

Os resultados indicam que nem a promulgação da legislação nem o tempo adicional de vigência, isoladamente e na ausência de fiscalização efetiva, foram suficientes para reduzir o consumo de guloseimas, apresentando, em algumas categorias, efeitos positivos ou estatisticamente nulos. As cantinas escolares mantêm-se como o principal ponto de acesso, mas a oferta de doces e chocolates é praticamente universal em outros estabelecimentos comerciais e ambulantes, posicionando esses itens entre os produtos mais vendidos (Cornelsen, Mazzocchi e Smith, 2019; Gračner, 2021). Além disso, a pressão dos pares intensifica a convergência de hábitos alimentares, tornando os estudantes mais propensos a imitar colegas que consomem guloseimas com regularidade (Gao *et al.*, 2022; Paloyo, 2020; Ragelienė e Grønhoj, 2020; Zhou, Bian e Huang, 2023).

Reduzir a ingestão desses produtos exige, portanto, uma abordagem integrada que combine fiscalização do cumprimento da norma, ampliação das restrições para além das cantinas, como no estado do Rio de Janeiro, onde também se regulam pontos de venda num raio de até 100 m ao redor das escolas, além de intervenções sociais voltadas a promoção de mudanças comportamentais sustentáveis. Nesse contexto, Chari *et al.* (2014) demonstram que o desconhecimento dos pais sobre os riscos do consumo excessivo de guloseimas, refletido em baixa alfabetização em saúde, quase triplica a probabilidade de obesidade dos filhos, reforçando a necessidade de estratégias multidimensionais de prevenção.

Para o consumo de *junk food*, os resultados apresentados na Tabela 5 indicam um efeito ambíguo do tempo de vigência da lei, enquanto cada ano adicional de exposição aumenta em 0,52 % a razão de risco relativo para consumo em 1 ou 2 dias, nas categorias de maior frequência, de 5 a 6 dias e todos os dias, observa-se uma redução de aproximadamente 0,8 % do risco. Esse deslocamento de padrões extremos para frequências menores sugere uma possível adaptação comportamental, sem, contudo, eliminar o risco (Scaglioni *et al.*, 2018).

Tabela 5 – Razões de risco relativo do modelo *logit* multinomial com efeitos de pares para o consumo de *junk food* (Geral)

Variável	1-2 dia(s)	3-4 dias	5-6 dias	Todos os dias
<b>Tempo de tratamento</b>	1,0052*** (0,0001)	1,0005 (0,7997)	0,9921*** (0,0077)	0,9917** (0,0277)
<b>Tratamento</b>	0,9267*** (0,0085)	0,9585 (0,3035)	0,8839** (0,0399)	1,1039 (0,2013)
<b>Tem cantina</b>	1,0849*** (0,0000)	1,0330 (0,2365)	0,8917*** (0,0050)	0,9351 (0,2290)
<b>[Tratamento]*[tem cantina]</b>	1,0204 (0,4354)	0,9752 (0,4829)	0,9695 (0,5713)	0,8066*** (0,0028)
<b>Tem pontos alternativos de venda</b>	1,0634*** (0,0004)	1,1145*** (0,0000)	1,0070 (0,8461)	1,0661 (0,1885)
<b>[Tratamento]*[tem pontos alternativos de venda]</b>	0,9951 (0,8463)	1,0229 (0,5093)	1,1129** (0,0453)	1,0085 (0,9047)
<b>Efeito de pares</b>	1,8129*** (0,0000)	2,8414*** (0,0000)	2,9378*** (0,0000)	4,0048*** (0,0000)
<b>Constante</b>	0,1076*** (0,0000)	0,0230*** (0,0000)	0,0154*** (0,0000)	0,0076*** (0,0000)
<b>Características socioeconômicas</b>	[Sim]			
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0,0302			
<b>N</b>	154961			

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da PeNSE 2019.

Nota: Os *p*-valores estão entre parênteses.

A regulação estadual (tratamento) mostrou-se negativa e significativa no consumo de *junk food* em 1 ou 2 dias e em 5 ou 6 dias, reduzindo em 7,33 % e 11,61 %, respectivamente, a razão de risco relativo nessas frequências. Contudo, o tempo de exposição ao tratamento teve efeito marginal sobre o consumo diário. A presença de cantinas elevou em 8,49 % a razão de risco relativo de consumo em 1 ou 2 dias, mas reduziu em 10,83 % o risco em 5 ou 6 dias, o que sugere influência mista e possivelmente reflete a substituição de refeições completas por lanches rápidos quando existe a oferta. Além disso, a interação entre regulação e presença de cantinas resultou em redução de 19,34 % no risco de consumo diário, evidenciando a importância de políticas que restrinjam a comercialização de alimentos não saudáveis no ambiente escolar, pois instituições que efetivamente limitam as vendas internas conseguem

mitigar excessos e reforçam a necessidade de incentivos para alterar comportamentos mais estabelecidos (Ragelienė e Grønhøj, 2020).

A presença de pontos alternativos de venda elevou consistentemente a razão de risco relativo nas categorias intermediárias de consumo, especialmente para 3 a 4 dias, com um acréscimo de 11,45 %. Mesmo em escolas sujeitas a regulação, a interação entre o tratamento e a existência de pontos alternativos de venda resultou em um aumento de 11,29 % na razão de risco relativo. O efeito de pares mostrou-se altamente significativo em todas as categorias, variando de 81,29 % para consumo em 1 ou 2 dias a 300,48 % para consumo diário.

Entre estudantes da rede pública, a regulação estadual desloca o consumo de *junk food* das faixas mais intensas para categorias menos frequentes, reduzindo em 9,26 % a razão de risco relativo para consumo em 1 ou 2 dias e em 16,25 % para consumo em 5 ou 6 dias. No entanto, a presença de pontos alternativos de venda no entorno escolar eleva em 11,36% o risco na categoria de 3-4 dias e em 15,52 % o risco de consumo diário, o que corrobora a vulnerabilidade dessas instituições ao ambiente urbano. Além disso, o efeito de pares na rede pública revela-se ainda pronunciado em relação ao conjunto geral (escolas públicas e privadas), chegando a 234 % no consumo frequente, que indicam maior sensibilidade as normas de grupo em contextos de menor renda (Paloyo, 2020). Esses resultados estão apresentados na Tabela 6.

Tabela 6 – Razões de risco relativo do modelo *logit* multinomial com efeitos de pares para o consumo de *junk food* (Rede Pública)

Variável	1-2 dia(s)	3-4 dias	5-6 dias	Todos os dias
<b>Tempo de tratamento</b>	1,0063*** (0,0006)	1,0000 (0,9896)	0,9919* (0,0510)	0,9933 (0,1839)
<b>Tratamento</b>	0,9074*** (0,0066)	0,9431 (0,2642)	0,8375** (0,0217)	1,0969 (0,3353)
<b>Tem cantina</b>	1,0227 (0,4159)	1,0487 (0,2094)	0,9882 (0,8401)	0,9900 (0,8976)
<b>[Tratamento]*[tem cantina]</b>	1,0022 (0,9544)	0,9568 (0,3959)	0,9842 (0,8473)	0,9260 (0,4660)
<b>Tem pontos alternativos de venda</b>	1,0313 (0,2247)	1,1136*** (0,0030)	1,0068 (0,8982)	1,1552** (0,0398)
<b>[Tratamento]*[tem pontos alternativos de venda]</b>	1,0481 (0,1805)	1,0498 (0,3285)	1,1562* (0,0536)	0,9181 (0,3732)
<b>Efeito de pares</b>	1,8010*** (0,0000)	2,8277*** (0,0000)	2,7097*** (0,0000)	3,3399*** (0,0000)
<b>Constante</b>	0,1139*** (0,0000)	0,0241*** (0,0000)	0,0166*** (0,0000)	0,0084*** (0,0000)
<b>Características socioeconômicas</b>	[Sim]			
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0,0243			
<b>N</b>	79502			

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da PeNSE 2019.

Nota: Os *p*-valores estão entre parênteses.

Na rede privada, conforme a Tabela 7, os efeitos do tempo de tratamento mostraram-se menos consistentes. Observou-se apenas uma redução marginalmente significativa de 0,76 % na razão de risco relativo para consumo em 5 ou 6 dias. A interação entre tratamento e presença de cantina revelou uma diminuição de 32,78 % no risco nessa mesma frequência, indicando que escolas com controle interno rigoroso conseguem limitar de forma eficaz o acesso a *junk food*. O efeito de pares foi altamente significativo na rede privada, elevando em 74,32 % a razão de risco relativo para consumo em 1 ou 2 dias e atingindo 443 % no consumo diário, o que sugere que, nesse segmento, as interações sociais exercem papel ainda mais central no comportamento alimentar, refletindo a busca por status entre os pares (Ragelienė e Grønhøj, 2020).

Além disso, pontos alternativos de venda no entorno escolar aumentou em 10,89 % o risco de consumo para 3 ou 4 dias, indicando que, mesmo em instituições privadas, a oferta externa contorna as restrições formais. Contudo, ao contrário do observado na rede pública, os efeitos da regulação sobre a redução do consumo em níveis mais elevados de frequência não se mostraram consistentes.

Tabela 7 – Razões de risco relativo do modelo *logit* multinomial com efeitos de pares para o consumo de *junk food* (Rede Privada)

Variável	1-2 dia(s)	3-4 dias	5-6 dias	Todos os dias
<b>Tempo de tratamento</b>	1,0038* (0,0516)	1,0013 (0,6161)	0,9924* (0,0801)	0,9917 (0,1550)
<b>Tratamento</b>	0,8604 (0,1252)	0,8206 (0,1855)	1,2885* (0,0977)	1,2281 (0,5122)
<b>Tem cantina</b>	0,9788 (0,6281)	1,0851 (0,1923)	0,9599 (0,6285)	1,4397** (0,0262)
<b>[Tratamento]*[tem cantina]</b>	1,1559 (0,1229)	1,1536 (0,3217)	0,6722*** (0,0057)	0,6748 (0,2045)
<b>Tem pontos alternativos de venda</b>	1,1041*** (0,0000)	1,1089*** (0,0012)	0,9858 (0,7675)	0,9778 (0,7405)
<b>[Tratamento]*[tem pontos alternativos de venda]</b>	0,9417 (0,1013)	0,9928 (0,8807)	1,0875 (0,2773)	1,1164 (0,3010)
<b>Efeito de pares</b>	1,7432*** (0,0000)	2,8971*** (0,0000)	3,3870*** (0,0000)	5,4340*** (0,0000)
<b>Constante</b>	0,0838*** (0,0000)	0,0131*** (0,0000)	0,0148*** (0,0000)	0,0148*** (0,0000)
<b>Características socioeconômicas</b>	[Sim]			
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0,0176			
<b>N</b>	75459			

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da PeNSE 2019.

Nota: Os *p*-valores estão entre parênteses.

Em conjunto, esses resultados sugerem que a regulação estadual desloca, mas não elimina, o consumo de *junk food* entre estudantes, exercendo efeito mais acentuado sobre frequências moderadas em comparação ao consumo diário, medido nos sete dias anteriores à

pesquisa. Azeredo *et al.* (2016) associaram a disponibilidade de cantinas e vendedores de rua ao aumento das chances de consumo de refrigerantes e salgados, evidenciando o descumprimento das regulações. Aguirre *et al.* (2021) verificaram que 77 % dos itens nas cantinas e 83 % nos arredores escolares eram ultraprocessados, atribuindo esse elevado oferecimento de produtos não saudáveis a falta de fiscalização das normas estaduais e municipais. Enquanto Carmo *et al.* (2018) descreveram maior oferta de salgados e refrigerantes em escolas privadas, o que corrobora a existência de um cenário obesogênico e reforça a necessidade de regulamentação mais uniforme. Além disso, as evidências indicam que a exposição prolongada às restrições legislativas deslocam o padrão de consumo diário para frequências mais moderadas, sem, contudo, eliminar o risco de ingestão de alimentos ultraprocessados.

Os resultados para o consumo de refrigerante, apresentados na Tabela 8, indicam que o tempo de exposição à regulação diminui a razão de risco relativo para consumo em 1 ou 2 dias e em 3 ou 4 dias nos sete dias anteriores a pesquisa, com reduções de 0,75 % e de 0,36 % ao ano de vigência, respectivamente, mas eleva em 0,67 % o risco de consumo diário. Esse padrão sugere que a norma atinge principalmente consumidores esporádicos, sem, contudo, reduzir o consumo habitual. Esse resultado corrobora a ideia de que hábitos estabelecidos exigem intervenções adicionais (Scaglioni *et al.*, 2018). Além disso, o tratamento aumenta a razão de riscos relativa em categorias intermediárias, com acréscimos de 15,73 % para 1-2 dias e de 11,00 % para 3-4 dias, indicando um deslocamento do consumo extremo para faixas moderadas, em vez de eliminação completa.

A presença de cantina reduz a razão de risco relativo nas faixas de 5 ou 6 dias em 8,65 % e no consumo diário em 12,24 %, evidenciando seu papel na contenção do consumo de refrigerantes. Contudo, pontos de venda alternativos elevam em 3,43 % o risco na categoria de 1 ou 2 dias, anulando parte do efeito positivo da regulação e ressaltando a importância de controlar o entorno escolar (Zhang *et al.*, 2023). A interação entre regulação e pontos alternativos, entretanto, indica que estados que estendem a fiscalização aos arredores conseguem conter parcialmente a oferta de refrigerantes.

O efeito de pares configura-se como o determinante mais forte. A razão de risco relativo cresce 69,88 % na categoria de 1 ou 2 dias e atinge 396 % no consumo diário. Essa magnitude encontra respaldo na literatura de influência social, que identificaram efeito semelhante em padrões de consumo de bebidas adoçadas, indicando que as normas de grupo podem se sobrepor às restrições institucionais (Zhou, Bian e Huang, 2023).

Tabela 8 – Razões de risco relativo do modelo *logit* multinomial com efeitos de pares para o consumo de refrigerante (Geral)

Variável	1-2 dia(s)	3-4 dias	5-6 dias	Todos os dias
<b>Tempo de tratamento</b>	0,9925*** (0,0000)	0,9964** (0,0199)	0,9973 (0,1656)	1,0067*** (0,0001)
<b>Tratamento</b>	1,1573*** (0,0000)	1,1100*** (0,0016)	0,9879 (0,7807)	1,0020 (0,9594)
<b>Tem cantina</b>	0,9643 (0,1057)	0,9814 (0,4200)	0,9135*** (0,0030)	0,8776*** (0,0000)
<b>[Tratamento]*[tem cantina]</b>	0,9578 (0,1445)	0,9410** (0,0427)	1,0288 (0,4685)	0,9536 (0,1863)
<b>Tem pontos alternativos de venda</b>	1,0343* (0,0955)	1,0297 (0,1542)	0,9876 (0,6391)	0,9981 (0,9390)
<b>[Tratamento]*[tem pontos alternativos de venda]</b>	0,9291** (0,0115)	0,9508* (0,0842)	1,0217 (0,5737)	0,9146** (0,0109)
<b>Efeito de pares</b>	1,6988*** (0,0000)	2,5046*** (0,0000)	3,3099*** (0,0000)	4,9589*** (0,0000)
<b>Constante</b>	0,4269*** (0,0000)	0,0904*** (0,0000)	0,0312*** (0,0000)	0,0145*** (0,0000)
<b>Características socioeconômicas</b>	[Sim]			
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0,0161			
<b>N</b>	155026			

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da PeNSE 2019.

Nota: Os *p*-valores estão entre parênteses.

Na rede pública, o tempo de vigência do tratamento mantém o sinal, reduzindo o consumo em categorias intermediárias, mas elevando em 0,8 % a razão de risco relativo para consumo nos sete dias anteriores à pesquisa. Os pontos alternativos de venda são especialmente problemáticos, pois aumentam em 6,02 % a razão de risco para consumo em um ou dois dias e em 15,52 % para consumo todos os dias. Ainda assim, a interação entre regulação e pontos alternativos atenua esse efeito, reduzindo em 8,56 % o risco de consumo em cinco ou seis dias e em 10,31 % o risco de consumo diário. O efeito de pares continua sendo o mais expressivo, alcançando um aumento de 361 % na razão de risco relativo para consumo frequente. Os resultados estão apresentados na Tabela 9.

Na rede privada, os efeitos da regulação são modestos, conforme apresentado na Tabela 10. O tempo de exposição ao tratamento reduz em 0,64 % a razão de risco relativo para consumo em 1 ou 2 dias por semana, mas aumenta em 0,86 % o risco de consumo diário. Ter cantinas na escola não apresenta efeito significativo, enquanto os pontos alternativos de venda reduzem em 7,33 % o risco de consumo em 5 ou 6 dias, sugerindo que, em contextos de maior poder aquisitivo, esses estabelecimentos podem oferecer menos refrigerantes. O efeito de pares permanece dominante, elevando em 60 % a razão de riscos relativo para consumo em 1-2 dias e em 373 % o risco de consumo diário, o que corrobora a importância das dinâmicas sociais nas escolas.

Tabela 9 – Razões de risco relativo do modelo *logit* multinomial com efeitos de pares para o consumo de refrigerante (Rede Pública)

Variável	1-2 dia(s)	3-4 dias	5-6 dias	Todos os dias
<b>Tempo de tratamento</b>	0,9917*** (0,0001)	0,9955** (0,0366)	0,9952* (0,0830)	1,0080*** (0,0010)
<b>Tratamento</b>	1,1550*** (0,0003)	1,0738* (0,0847)	1,0164 (0,7663)	0,9553 (0,3557)
<b>Tem cantina</b>	0,9782 (0,5089)	1,0122 (0,7254)	0,9764 (0,5821)	1,0156 (0,6994)
<b>[Tratamento]*[tem cantina]</b>	1,0277 (0,5458)	1,0124 (0,7900)	1,1158* (0,0586)	1,0506 (0,3537)
<b>Tem pontos alternativos de venda</b>	1,0602** (0,0481)	1,0115 (0,7128)	1,0206 (0,6102)	0,9905 (0,7941)
<b>[Tratamento]*[tem pontos alternativos de venda]</b>	0,9144** (0,0262)	0,9852 (0,7195)	0,9732 (0,6154)	0,8969** (0,0262)
<b>Efeito de pares</b>	1,7133*** (0,0000)	2,4304*** (0,0000)	2,9859*** (0,0000)	4,6177*** (0,0000)
<b>Constante</b>	0,4223*** (0,0000)	0,0973*** (0,0000)	0,0352*** (0,0000)	0,0154*** (0,0000)
<b>Características socioeconômicas</b>				[Sim]
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>				0,0187
<b>N</b>				79559

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da PeNSE 2019.

Nota: Os *p*-valores estão entre parênteses.

Tabela 10 – Razões de risco relativo do modelo *logit* multinomial com efeitos de pares para o consumo de refrigerante (Rede Privada)

Variável	1-2 dia(s)	3-4 dias	5-6 dias	Todos os dias
<b>Tempo de tratamento</b>	0,9936*** (0,0054)	0,9983 (0,4465)	1,0010 (0,7262)	1,0086*** (0,0010)
<b>Tratamento</b>	1,2230 (0,1065)	1,0338 (0,8006)	0,8940 (0,4965)	0,8944 (0,4074)
<b>Tem cantina</b>	0,9564 (0,4023)	0,9944 (0,9086)	0,9288 (0,3136)	1,0291 (0,6805)
<b>[Tratamento]*[tem cantina]</b>	0,8673 (0,2393)	0,9780 (0,8630)	1,0333 (0,8362)	0,9704 (0,8138)
<b>Tem pontos alternativos de venda</b>	0,9827 (0,5330)	1,0103 (0,7099)	0,9267** (0,0359)	0,9445 (0,1068)
<b>[Tratamento]*[tem pontos alternativos de venda]</b>	0,9668 (0,4255)	0,9407 (0,1409)	1,0940 (0,1002)	0,9808 (0,7102)
<b>Efeito de pares</b>	1,6001*** (0,0000)	2,4346*** (0,0000)	3,4283*** (0,0000)	4,7319*** (0,0000)
<b>Constante</b>	0,4050*** (0,0000)	0,0594*** (0,0000)	0,0185*** (0,0000)	0,0118*** (0,0000)
<b>Características socioeconômicas</b>				[Sim]
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>				0,0153
<b>N</b>				75467

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da PeNSE 2019.

Nota: Os *p*-valores estão entre parênteses.

Para além da análise do consumo de produtos não saudáveis, testou-se a hipótese de que as regulações estaduais exercem efeito de transbordamento sobre a prática regular de exercícios

físicos e a autoimagem corporal dos estudantes, especialmente daqueles que buscam perder ou ganhar peso.

Os resultados apresentados na Tabela 11 corroboram a existência de efeito de transbordamento das políticas de regulação alimentar sobre a autoimagem corporal, especialmente entre jovens que se percebem acima do peso e buscam perder peso. Na amostra geral, cada ano adicional de exposição à regulação eleva em 0,60 % a razão de risco relativo de o estudante sentir-se “gordo” e em 0,88 % o risco de sentir-se “muito gordo”. Esse efeito temporal indica que, à medida que as normas se consolidam, aumenta a atenção e a conscientização de crianças e adolescentes em relação ao peso corporal e aos hábitos saudáveis (Abrahamsson, Bütikofer e Karbownik, 2023; Fortin e Yazbeck, 2015; Lawson, Murphy e Williamson, 2016). Em contrapartida, a simples condição de residir em um estado regulado não alterou a autopercepção, sugerindo que o efeito da lei emerge de forma gradual e depende de fatores contextuais e estruturais adicionais.

Tabela 11 – Razões de risco relativo do modelo *logit* multinomial com efeitos de pares para a autoimagem corporal de sentir-se acima do peso e estar tentando perder peso

Variável	Geral		Rede Pública		Rede Privada	
	"Gordo"	"Muito gordo"	"Gordo"	"Muito gordo"	"Gordo"	"Muito gordo"
<b>Tempo de tratamento</b>	1,0060*** (0,0002)	1,0088** (0,0182)	1,0123*** (0,0000)	1,0137** (0,0107)	1,0005 (0,8143)	1,0045 (0,3917)
<b>Tratamento</b>	0,9761 (0,4890)	0,9506 (0,5452)	0,9849 (0,7418)	0,9070 (0,3708)	0,9523 (0,6752)	0,8704 (0,5904)
<b>Tem cantina</b>	1,2270*** (0,0000)	1,1063* (0,0800)	1,0992** (0,0105)	1,0089 (0,9153)	1,0596 (0,1889)	1,0246 (0,8335)
<b>[Tratamento]*[tem cantina]</b>	0,9298** (0,0231)	0,9123 (0,2239)	0,9477 (0,2746)	1,0043 (0,9694)	1,0074 (0,9473)	1,0537 (0,8326)
<b>Tem pontos alternativos de venda</b>	0,9584** (0,0413)	0,9397 (0,1978)	1,0015 (0,9641)	0,9567 (0,5749)	0,9639 (0,1746)	0,9498 (0,4128)
<b>[Tratamento]*[tem pontos alternativos de venda]</b>	1,0097 (0,7450)	1,0517 (0,4787)	0,9504 (0,2641)	1,0725 (0,5115)	1,0349 (0,3948)	1,0114 (0,9093)
<b>Efeito de pares</b>	1,6590*** (0,0000)	2,3865*** (0,0000)	1,9342*** (0,0000)	3,2960*** (0,0001)	1,2095 (0,1156)	1,6185* (0,0762)
<b>Constante</b>	0,0481*** (0,0000)	0,0052*** (0,0000)	0,0397*** (0,0000)	0,0039*** (0,0000)	0,0655*** (0,0000)	0,0106*** (0,0000)
<b>Características socioeconômicas</b>	[Sim]					
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0,0177		0,0198		0,0067	
<b>N</b>	153893		78601		75292	

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da PeNSE 2019.

Nota: Os *p*-valores estão entre parênteses.

A disponibilidade de cantina pode estar atuando como mediadora, visto que escolas que dispõem de cantina apresentam risco 22,7 % maior de o aluno considerar-se “gordo” e 10,6 % maior de sentir-se “muito gordo”, o que reforça a hipótese de que a oferta de alimentos

hipercalóricos e ultraprocessados no ambiente escolar pode elevar o IMC médio dos estudantes e influenciar negativamente a autopercepção corporal. Contudo, nas unidades reguladas que mantêm cantina, o risco de sentir-se “gordo” reduz-se em 7 %, sugerindo que cantinas sujeitas a cardápios restritos podem contribuir para melhorar os hábitos de consumo e a saúde, refletindo-se em uma menor percepção de excesso de peso entre os jovens.

A influência dos pares continua sendo o fator mais relevante. Quando um colega se percebe acima do peso, pertencer a turmas em que predomina essa percepção eleva a razão de risco relativo individual em 65,9 % para sentir-se “gordo” e em 138,7 % para sentir-se “muito gordo”. Essa magnitude corrobora a hipótese da força da influência social descrita por Ragelienė e Grønhøj (2020) e por Zhou, Bian e Huang (2023), segundo a qual o grupo escolar constitui o principal referencial de comparação corporal na adolescência.

Na rede pública, os efeitos dos pares continuam significativos, sugerindo que o ambiente coletivo tem um peso importante na formação da autoimagem corporal. Embora o tempo de tratamento apresente efeito, com risco 1,23% a mais de um estudante se considerar "gordo(a)" e 1,37% de se considerar "muito gordo(a)", os resultados apontam que fatores estruturais, como a presença de cantinas e pontos alternativos de venda, possuem papel relevante na percepção dos estudantes.

A análise por rede evidencia diferenças relevantes. Nas escolas públicas, cada ano adicional de vigência do tratamento aumenta em 1,23 % a razão de risco relativo de sentir-se “gordo” e em 1,37 % a de sentir-se “muito gordo”, sendo o efeito de pares ainda mais intenso, com aumento de 229 % na percepção de “muito gordo”. Já na rede privada, o tempo de vigência do tratamento e ter cantinas na escola não apresentam efeitos significativos, mas a pressão social mantém-se relevante, elevando em 61,9 % a probabilidade de sentir-se “muito gordo”, possivelmente em função do maior acesso a padrões estéticos disseminados em mídias e redes sociais. Em suma, embora as regulações alimentares visem alterar padrões de consumo, elas também repercutem na autoimagem dos estudantes, especialmente quando acompanhadas de iniciativas que estimulem a prática regular de exercícios e incentivem o acompanhamento médico.

A Tabela 12 apresenta os resultados do modelo para estudantes que se percebem magros ou muito magros e buscam ganhar peso, evidenciando que as regulações estaduais também repercutem na autoimagem corporal dos alunos abaixo do peso. Na amostra geral, cada ano adicional de vigência da lei reduz em 1,64 % a razão de risco relativo de o aluno declarar-se “magro” e em 0,73 % o risco de declarar-se “muito magro”. Por outro lado, a condição de pertencer ao grupo tratado eleva em 10,27 % o risco de sentir-se “magro”, sugerindo que, diante

da discussão institucional sobre alimentação saudável, os estudantes passam a dar atenção aos padrões de saúde.

Entre as escolas públicas, o tempo de exposição ao tratamento exerce influência mais intensa, com redução anual de 1,70 % na razão de risco relativo para autopercepção de magreza. Além disso, a interação entre a presença de cantina e a regulação diminui em 13,39 % o risco de o aluno considerar-se “muito magro”. Esse resultado sugere que cardápios controlados, aliados a mensagens institucionais que integrem oferta e educação alimentar, podem reduzir preocupações extremas com baixo peso. Na rede privada, o efeito temporal da vigência é moderado, com queda anual de 1,61 % na chance de sentir-se “magro” e de 1,06 % na de sentir-se “muito magro”, possivelmente em razão do acesso dos estudantes a outras fontes de orientação nutricional.

Tabela 12 – Razões de risco relativo do modelo *logit* multinomial com efeitos de pares para a autoimagem corporal de sentir-se abaixo do peso e estar tentando ganhar peso

Variável	Geral		Rede Pública		Rede Privada	
	"Magro"	"Muito magro"	"Magro"	"Muito magro"	"Magro"	"Muito magro"
<b>Tempo de tratamento</b>	0,9836*** (0,0000)	0,9927** (0,0185)	0,9830*** (0,0000)	0,9949 (0,2111)	0,9839*** (0,0000)	0,9894** (0,0312)
<b>Tratamento</b>	1,1027** (0,0205)	1,0793 (0,2335)	1,1422** (0,0132)	1,0705 (0,3780)	1,1034 (0,4880)	0,8446 (0,4483)
<b>Tem cantina</b>	0,9845 (0,5854)	1,0312 (0,4740)	1,0118 (0,7592)	1,1171** (0,0481)	0,9199 (0,2009)	1,0194 (0,8506)
<b>[Tratamento]*[tem cantina]</b>	0,9866 (0,7257)	0,9258 (0,1785)	0,9687 (0,5572)	0,8661* (0,0680)	0,9637 (0,7911)	1,1913 (0,4092)
<b>Tem pontos alternativos de venda</b>	1,0331 (0,2083)	1,0104 (0,7883)	1,0602 (0,1132)	0,9771 (0,6718)	1,0074 (0,8433)	1,0256 (0,6492)
<b>[Tratamento]*[tem pontos alternativos de venda]</b>	0,9689 (0,4005)	1,0092 (0,8703)	0,9292 (0,1523)	0,9750 (0,7358)	1,0227 (0,6905)	1,1027 (0,2504)
<b>Efeito de pares</b>	2,0494*** (0,0000)	2,3264*** (0,0000)	2,1265*** (0,0000)	2,8275*** (0,0000)	1,8923*** (0,0000)	1,6552** (0,0481)
<b>Constante</b>	0,0687*** (0,0000)	0,0160*** (0,0000)	0,0654*** (0,0000)	0,0150*** (0,0000)	0,0309*** (0,0000)	0,0139*** (0,0000)
<b>Características socioeconômicas</b>	[Sim]					
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0,0090		0,0095		0,0102	
<b>N</b>	153884		78587		75297	

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da PeNSE 2019.

Nota: Os *p*-valores estão entre parênteses.

Independentemente da rede de ensino, o efeito de pares permanece como determinante. Quando a maioria da turma se percebe abaixo do peso, a razão de risco relativo individual aumenta de 112 % a 189 % para sentir-se “magro” e de 65 % a 183 % para sentir-se “muito magro”. Esses valores reforçam que as normas sociais de convívio compartilhadas definem, também, o referencial de autoimagem mais do que variáveis institucionais isoladas.

Além disso, é fundamental analisar investigar a “magreza” mesmo em contextos de elevada obesidade, pois dietas baseadas em alimentos hipercalóricos e ultraprocessados apresentam baixa densidade nutricional, favorecendo deficiências de vitaminas e minerais e aumentando o risco de subnutrição e outras complicações a saúde (Popkin, Corvalan e Grummer-Strawn, 2020). Popkin, Corvalan e Grummer-Strawn (2020) enfatizam que a ampla disponibilidade e o baixo custo desses produtos promovem simultaneamente o excesso de peso e a má-nutrição, caracterizando a “dupla carga” da iniquidade nutricional. Isso evidencia a necessidade de políticas que, além de conter a obesidade, promovam também maior qualidade nutricional da dieta.

Em relação à prática de atividade física extracurricular, os resultados indicam que a política de restrição à venda de alimentos não saudáveis na escola repercute em comportamentos que vão além do consumo alimentar. No modelo geral, cada ano adicional de vigência da lei eleva em 0,76 % a razão de risco relativo para a prática de atividade física extracurricular de um a cinco dias por semana e em 0,38 % a probabilidade de prática diária de exercícios. Esse efeito de exposição sugere que a consolidação das normas gradualmente incentiva a adoção de comportamentos mais saudáveis (Cawley, 2004; Chastin *et al.*, 2021; Finnerty *et al.*, 2010; Montgomery *et al.*, 2020). Em contraste, a condição de pertencer ao grupo regulado reduz em 14,16 % o risco de participação moderada em exercício (1 a 5 dias), indicando que barreiras estruturais ou culturais ainda limitam a prática regular.

Richardson *et al.* (2013) identificaram que a prática de exercícios é mais frequente entre habitantes de áreas com maior disponibilidade de espaços verdes e infraestrutura para atividades físicas, como parques, características comuns em bairros de maior renda. Além disso, esses moradores apresentaram menor prevalência de doenças cardiovasculares e transtornos mentais, o que sugere que fatores socioeconômicos e ambientais também interagem para influenciar a saúde, para além da simples oferta de ambientes favoráveis a mobilidade. Os resultados são apresentados na Tabela 13.

Ter cantina na escola, quando combinada a regulação, eleva em 9,39% a razão de risco relativo para prática moderada e em 11,42% para prática diária de exercícios. Nas escolas privadas, esse efeito é ainda mais acentuado, visto que a interação entre tratamento e disponibilidade de cantina aumenta em 63,14% a probabilidade de prática diária, possivelmente porque cardápios controlados vêm acompanhados de campanhas de promoção de um estilo de vida ativo, em conformidade com as recomendações de saúde para ações integradas de alimentação e movimento. Em contrapartida, em cantinas privadas que são menos reguladas pelo estado, a oferta de alimentos de alta densidade energética associa-se a menor frequência

de atividade física, com redução de 16,23% na prática de seis a sete dias por semana. Em relação à influência média da turma na prática de atividade física, a razão de risco relativo individual aumenta entre 93 % e 286 %. Esse padrão se mantém em ambas as redes de ensino, mas é ligeiramente mais acentuado na rede privada, onde a busca por status esportivo pode ser mais valorizada.

Tabela 13 – Razões de risco relativo do modelo *logit* multinomial com efeitos de pares para a prática de atividade física fora da escola por pelo menos 50 minutos

	Geral		Rede Pública		Rede Privada	
	1-5 dia(s)	6-7 dias	1-5 dia(s)	6-7 dias	1-5 dia(s)	6-7 dias
<b>Tempo de tratamento</b>	1,0076*** (0,0006)	1,0038*** (0,0029)	1,0070** (0,0343)	1,0015 (0,4412)	1,0082*** (0,0064)	1,0051*** (0,0043)
<b>Tratamento</b>	0,8584*** (0,0026)	0,9656 (0,2108)	0,9258 (0,2557)	0,9912 (0,8202)	0,5929*** (0,0096)	0,8494 (0,1016)
<b>Tem cantina</b>	1,0147 (0,6694)	1,0046 (0,8171)	0,9512 (0,3243)	1,0217 (0,4829)	0,8377** (0,0114)	0,8901*** (0,0090)
<b>[Tratamento]*[tem cantina]</b>	1,0939** (0,0488)	1,1142*** (0,0000)	1,0209 (0,7650)	0,9870 (0,7560)	1,6314** (0,0145)	1,3117*** (0,0052)
<b>Tem pontos alternativos de venda</b>	0,9470* (0,0668)	0,9965 (0,8452)	0,9654 (0,4672)	0,9795 (0,4686)	0,9679 (0,3911)	1,0155 (0,5038)
<b>[Tratamento]*[tem pontos alternativos de venda]</b>	1,0188 (0,6630)	0,9944 (0,8232)	1,0135 (0,8384)	1,0419 (0,2901)	0,9729 (0,6354)	0,9433* (0,0890)
<b>Efeito de pares</b>	2,3961*** (0,0000)	2,6639*** (0,0000)	1,9289*** (0,0000)	2,2506*** (0,0000)	2,5508*** (0,0000)	2,8606*** (0,0000)
<b>Constante</b>	0,1163*** (0,0000)	0,3179*** (0,0000)	0,1289*** (0,0000)	0,3857*** (0,0000)	0,2371*** (0,0000)	0,4009*** (0,0000)
<b>Características socioeconômicas</b>	[Sim]					
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0,0804		0,0767		0,0622	
<b>N</b>	101910		49577		52333	

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da PeNSE 2019.

Nota: Os *p*-valores estão entre parênteses.

Os resultados deste estudo reforçam a relevância da regulação estadual da oferta de alimentos não saudáveis em cantinas escolares, ainda que seus efeitos variem conforme o tipo de produto. Becker e Siqueira (2024) encontraram redução média de uma morte por 100 mil crianças e adolescentes de 5 a 14 anos, evidenciando o papel tangível dessas políticas na prevenção primária, para além do impacto sobre o consumo. Embora o efeito absoluto pareça modesto, ele soma-se a evidências de efeito populacional semelhantes observadas no México, onde o banimento de alimentos hipercalóricos nas escolas indicou potencial para evitar milhares de anos de vida ajustados por incapacidade ao longo da vida (PAHO, 2022). Esses resultados reforçam a tese de que intervenções precoces no ambiente escolar podem gerar efeitos tanto de curto quanto de longo prazo (Basto-Abreu *et al.*, 2024).

Diversos estudos convergem para elucidar esses mecanismos. No Brasil, a proibição de refrigerantes no ensino fundamental reduziu o IMC apenas entre meninos, sugerindo que o sexo é fator relevante tanto na exposição quanto na resposta as políticas (Levasseur, 2021). Na Coreia do Sul, apesar da lei nacional de 2009, alimentos restritos permaneceram disponíveis nas escolas, sendo a fiscalização insuficiente, conflitos de interesse e perda de receita apontados como barreiras centrais para melhores respostas a política pública (Choi *et al.*, 2019). Bezerra (2021) encontraram evidências semelhantes no Brasil, observando que, mesmo com regulações vigentes, produtos não saudáveis continuam acessíveis nas cantinas escolares.

A literatura também aponta que a mera existência de normas não garante a transformação do ambiente alimentar. Monitoramento inconsistente, falta de treinamentos periódicos e critérios nutricionais complexos limitam a adesão tanto em cantinas brasileiras quanto em escolas do Irã e de outros países latino-americanos (Babashahi *et al.*, 2021; Kurihayashi, 2020; PAHO, 2020). Na Coreia do Sul, fiscais sem poder punitivo e sobrecarga de trabalho deram origem a uma “fiscalização de fachada” (Choi *et al.*, 2019). Por isso, além da elaboração e implementação das leis, torna-se indispensável definir atribuições claras, conferir aos agentes poder sancionatório e garantir recursos para inspeções regulares.

A experiência britânica indica que a taxação de produtos menos saudáveis provoca respostas de demanda mais robustas do que o subsídio a alternativas saudáveis, efeito especialmente acentuado em grupos de menor renda (Cornelsen, Mazzocchi e Smith, 2019). Quando combinadas a restrições de oferta, como limitação de pontos de venda e normatização do ambiente escolar, e medidas fiscais ampliam os benefícios a saúde pública. Simulações para o Brasil, México e o Reino Unido estimam reduções significativas no consumo calórico diário em decorrência de sobretaxas, e diversos países registraram quedas expressivas no consumo de bebidas açucaradas após a implementação de impostos específicos (Aguilar, Gutierrez e Seira, 2021; Basto-Abreu *et al.*, 2024; Julião, 2019; PAHO, 2020; Redondo, Hernández-Aguado e Lumbreras, 2018).

Outro fator pertinente é a experiência chilena com políticas de rotulagem frontal de alimentos e restrição de *marketing*. Após a promulgação da Lei nº 13.096, de 2016, pesquisas apontaram aumento na aquisição de produtos com baixo teor de açúcares e gorduras, evidenciando que informar pais e estudantes potencializa a efetividade das restrições de venda (Melo, Chomali e Ishdorj, 2024). No entanto, Perry *et al.* (2024) apresenta que a proibição de publicidade de alimentos ultraprocessados em ambientes escolares reduz significativamente a exposição infantil e fortalece outras intervenções, embora apenas 28 % dos países disponham de normas abrangentes nesse campo.

É fundamental ressaltar que a sustentabilidade das políticas de restrição alimentar depende do engajamento de todos os atores envolvidos, direção escolar, professores, famílias, órgãos de saúde e, sobretudo, dos próprios estudantes para tratar o tema de forma transversal, conforme determina a Lei nº 13.666, de 2018 (Brasil, 2018). Sem essa cooperação, a efetividade da norma fica comprometida. Em Dubai, por exemplo, a ausência de equipe dedicada e o treinamento insuficiente dos cantineiros prejudicaram a implementação de cardápios saudáveis (Algurg *et al.*, 2022). No Brasil, indicadores de oferta inapropriada persistem em parte das escolas reguladas, evidenciando a necessidade de mecanismos de governança mais articulados para assegurar o cumprimento das diretrizes (Bezerra, 2021).

Os resultados deste estudo sugerem que estratégias integradas podem ser fundamentais para enfrentar os desafios relacionados ao consumo de alimentos não saudáveis e seus comportamentos de risco. A combinação de políticas públicas desenhadas adequadamente, intervenções baseadas em redes e levar em consideração as desigualdades econômicas têm o potencial de promover mudanças estruturais nos padrões alimentares e de saúde de estudantes em contextos escolares. Este trabalho, alinhado a literatura internacional e nacional, buscou contribuir para uma compreensão mais abrangente dos fatores interligados que moldam o comportamento alimentar e destaca a importância de abordagens multidimensionais para a promoção da saúde infantil e juvenil.

Essas experiências geram reflexões fundamentais. Em primeiro lugar, as medidas restritivas no ambiente escolar devem ser complementadas por instrumentos econômicos, como a taxação de bebidas açucaradas, de alimentos hipercalóricos e ultraprocessados, ampliando sua vigência e abrangência para evitar a migração do consumo para outros produtos e fora da escola. Em segundo lugar, as evidências mostram que os maiores ganhos em saúde ocorrem principalmente entre os grupos mais vulneráveis, o que pode contribuir para a redução das desigualdades. Por fim, a experiência dos países ressalta a importância da fiscalização, pois sem sanções financeiras efetivas, a venda de itens proibidos tende a se perpetuar.

## **2.6. Conclusão**

Este estudo analisou o efeito das leis estaduais brasileiras que restringem a venda de alimentos hipercalóricos e ultraprocessados em cantinas escolares sobre comportamentos de risco de estudantes de 11 a 18 anos, utilizando os microdados da PeNSE, empregando um modelo *logit* multinomial com efeitos de pares. Foram examinados o consumo de guloseimas, *junk food* e refrigerantes, a prática de atividade física fora da escola e a percepção do próprio peso corporal.

Os resultados mostram que as políticas são efetivas, mas seus efeitos variam segundo a rede de ensino (pública e privada), ao tempo de exposição à regulação e ao perfil socioeconômico dos alunos. Nas escolas privadas, observaram-se reduções mais nítidas no consumo frequente para moderado; já nas públicas quanto ao tempo de exposição, a proximidade de vendedores ambulantes e outros pontos de venda limitou parte dos ganhos. O tempo de vigência da lei foi decisivo, de modo que exposições prolongadas associaram-se a quedas adicionais no consumo mais frequente. Por outro lado, a influência dos colegas despontou como o fator mais poderoso, pois turmas com alto consumo aumentam significativamente a probabilidade de cada estudante replicar o mesmo padrão alimentar.

Os efeitos sobre a autoimagem corporal foram ambíguos. A regulação contribuiu para aumentar a percepção de jovens que se veem acima do peso, mas, paralelamente, pode ter estimulado escolhas inadequadas entre aqueles que se consideram abaixo do peso e desejam ganhar massa. Na dimensão da atividade física, as leis mostraram capacidade de elevar a frequência de exercícios, sobretudo nas escolas privadas, onde há mais infraestrutura para prática esportiva extracurricular, porém, disparidades socioeconômicas ainda dificultam o acesso regular ao esporte na rede pública.

Diante desses resultados, recomenda-se que as políticas de restrição sejam combinadas a ações de educação alimentar, incentivos à prática esportiva, fiscalização sistemática, especialmente nas escolas públicas. Programas de sensibilização que abordem saúde física, mental e imagem corporal devem acompanhar essas medidas regulatórias. Por fim, é fundamental manter o monitoramento contínuo dessas políticas, com avaliações periódicas que considerem indicadores de saúde, bem-estar e desempenho acadêmico, além de estratégias específicas para grupos mais vulneráveis. Dessa forma, as escolas podem consolidar-se como ambientes promotores de saúde, equidade e formação de hábitos saudáveis duradouros.

Cabe reconhecer, este estudo apresenta algumas limitações importantes. Visto que abrange apenas estudantes de 11 a 18 anos, em razão da indisponibilidade de dados públicos para crianças de 4 a 10 anos, e mensuraram-se comportamentos de consumo e prática de atividade física apenas nos sete dias anteriores à coleta, o que impede de acompanhar a evolução desses riscos ao longo do tempo e correlacioná-los com medidas antropométricas longitudinais para inferir causalidade ainda mais robusta. Além disso, a eficácia das políticas está condicionada à intensidade e à fidelidade de sua implementação, aspectos que não foram diretamente observados neste trabalho. Mesmo assim, os resultados convergem com evidências nacionais e internacionais que atestam a efetividade de intervenções em ambiente escolar. Para aprofundar o entendimento sobre a persistência e a magnitude dos efeitos causais das políticas

alimentares, pesquisas futuras devem adotar desenhos longitudinais com medidas periódicas dos mesmos indivíduos, incluir avaliações antropométricas regulares, mensurar a intensidade da implementação de novas diretrizes, e seu grau de cumprimento.

## Referências

- ABRAHAMSSON, S. S.; BÜTIKOFER, A.; KARBOWNIK, K. *Swallow This: Childhood and Adolescent Exposure to Fast Food Restaurants, BMI, and Cognitive Ability*. National Bureau of Economic Research, 2023. Disponível em: <https://dx.doi.org/10.3386/w31226>. Acesso em: 18 jun. 2025.
- AGUILAR, A.; GUTIERREZ, E.; SEIRA, E. The effectiveness of sin food taxes: evidence from Mexico. *Journal of Health Economics*, v. 77, p. 1-18, 2021.
- AGUIRRE, T. d. O. *et al.* Alimentos vendidos em escolas e no seu entorno: uma análise do acesso e da qualidade dos alimentos no ambiente escolar. *Saúde (Santa Maria)*, v. 47, n. 1, 2021.
- ALGURG, R. *et al.* Toward the upscaling of school nutrition programs in Dubai: An exploratory study. *Frontiers in Public Health*, v. 10, p. 1-11, 2022.
- ALQAHTANI, N. The effects of peer pressure on nutrition attitudes and food selection. *International Journal of Medical Research and Health Sciences*, v. 9, n. 11, p. 23-30 2020.
- ANDERSON, M. L.; GALLAGHER, J.; RITCHIE, E. R. School meal quality and academic performance. *Journal of Public Economics*, v. 168, p. 81-93, 2018.
- ANDREONI, J. *et al.* Risk preferences of children and adolescents in relation to gender, cognitive skills, soft skills, and executive functions. *Journal of Economic Behavior & Organization*, v. 179, p. 729-742, 2020.
- ANGELUCCI, M. *et al.* Incentives and unintended consequences: Spillover effects in food choice. *American Economic Journal: Economic Policy*, v. 11, n. 4, p. 66-95, 2019.
- ANGRIST, J. D. The perils of peer effects. *Labour Economics*, v. 30, p. 98-108, 2014.
- ASIRVATHAM, J.; NAYGA JR, R. M.; THOMSEN, M. R. Peer-effects in obesity among public elementary school children: A grade-level analysis. *Applied Economic Perspectives and Policy*, v. 36, n. 3, p. 438-459, 2014.
- AZEREDO, C. M. *et al.* Food environments in schools and in the immediate vicinity are associated with unhealthy food consumption among Brazilian adolescents. *Preventive Medicine*, v. 88, p. 73-79, 2016.
- BABASHAHI, M. *et al.* Scrutinize of healthy school canteen policy in Iran's primary schools: a mixed method study. *BMC Public Health*, v. 21, n. 1, p. 1566, 2021.
- BASTO-ABREU, A. *et al.* Predicted impact of banning nonessential, energy-dense food and beverages in schools in Mexico: A microsimulation study. *PLoS Medicine*, v. 21, n. 5, p. 1-15, 2024.
- BECCHETTI, L.; BRUNI, L.; ZAMAGNI, S. The Theory of Consumption. In: *The microeconomics of wellbeing and sustainability: recasting the economic process*. Academic Press, p. 83-113, 2019.

BECKER, K. L.; SIQUEIRA, W. L. Avaliação de impacto da regulação da oferta de alimentos nas cantinas escolares sobre as mortes por doenças crônicas não transmissíveis de crianças e adolescentes. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 54, n. 3, p. 211-231, 2024.

BEHRMAN, J. R.; DEOLALIKAR, A. B. Health and nutrition. In: *Handbook of development economics*, v. 1, p. 631-711, 1988.

BEZERRA, E. C. D. *Análise de impacto de políticas de regulação da oferta de alimentos nas cantinas escolares brasileiras*. 2021. 59 p. Dissertação (Mestrado em Economia e Desenvolvimento) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, RS, 2021. Disponível em: <https://repositorio.ufsm.br/handle/1/21862>. Acesso em: 18 jun. 2025.

BIRCH, L. L. Development of food preferences. *Annual Review of Nutrition*, v. 19, n. 1, p. 41-62, 1999.

BOYLAND, E. Is it ethical to advertise unhealthy foods to children? *Proceedings of the Nutrition Society*, v. 82, n. 3, p. 234-240, 2023.

BRASIL. Casa Civil. Lei nº 11.947, de 16 de junho de 2009, que dispõe sobre o atendimento da alimentação escolar e do Programa Dinheiro Direto na Escola aos alunos da educação básica. *Diário Oficial da União [da] República Federativa do Brasil*, Poder Executivo, Brasília, DF, 16 jun. 2009. Disponível em: <https://bit.ly/2xu1DAT>. Acesso em: 18 jun. 2025.

BRASIL. Casa Civil. Lei nº 13.666, de 16 de maio de 2018, que altera a Lei nº 9.394 e inclui o tema da educação alimentar e nutricional no currículo escolar. *Diário Oficial da União [da] República Federativa do Brasil*, Poder Executivo, Brasília, DF, 2018. Disponível em: <https://bit.ly/3dmFXIK>. Acesso em: 18 jun. 2025.

BRASIL. Ministério da Educação. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Anísio Teixeira. *Indicador de nível socioeconômico do Saeb 2019: Nota técnica*. Brasília, DF: Inep, 2021. Disponível em: <http://bit.ly/4eHHJT7>. Acesso em: 18 jun. 2025.

BRASIL. Ministério da Educação. Regulamentação de cantinas escolares em escolas públicas do Brasil. *Nota Técnica nº 02/2012 - COTAN/CGPAE/DIRAE/FNDE*, 2012. Disponível em: <https://bit.ly/3MpVoAF>. Acesso em: 18 jun. 2025.

BRASIL. Ministério da Educação. Resolução 26, de 17 de junho de 2013, que dispõe sobre o atendimento da alimentação escolar aos alunos da educação básica no âmbito do Programa Nacional de Alimentação Escolar - PNAE. *Diário Oficial da União [da] República Federativa do Brasil*, Poder Executivo, Brasília, DF, 2013. Disponível em: <http://bit.ly/402VqpI>. Acesso em: 18 jun. 2025.

BRASIL. Ministério da Saúde. Portaria Interministerial nº 1.010, de 08 de maio de 2006, que institui as diretrizes para a Promoção da Alimentação Saudável nas Escolas de educação infantil, fundamental e nível médio das redes públicas e privadas, em âmbito nacional. *Diário Oficial da União [da] República Federativa do Brasil*, Poder Executivo, Brasília, DF, 2006. Disponível em: <https://bit.ly/3dlEBhb>. Acesso em: 18 jun. 2025.

BRASIL. Ministério da Saúde. *Regulamentação da comercialização de alimentos em escolas no Brasil: experiências estaduais e municipais*. Brasília, DF: Ministério da Saúde, 2007.

BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Atenção a Saúde. Departamento de Atenção Básica. *Manual das cantinas escolares saudáveis: promovendo alimentação saudável*. Brasília, DF: Editora do Ministério da Saúde, 2010.

BROCAS, I. *et al.* The development of consistent decision-making across economic domains. *Games and Economic Behavior*, v. 116, p. 217-240, 2019.

BURRA, P. *et al.* The Growing Burden of Obesity: Addressing a Global Public Health Challenge. *United European Gastroenterology Journal*, p. 1-5, 2025.

CAEYERS, B.; FAFCHAMPS, M. Exclusion bias and the estimation of peer effects. *Journal of Human Resources*, v. 60, n. 3, 2025.

CAMPOS, C. F. S.; HEAP, S. H.; LEON, F. L. L. d. The political influence of peer groups: experimental evidence in the classroom. *Oxford Economic Papers*, v. 69, n. 4, p. 963-985, 2017.

CARMO, A. S. d. *et al.* The food environment of Brazilian public and private schools. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 34, n. 12, p. 1-11, 2018.

CARPENTIER, F. R. D.; STOLTZE, F. M.; POPKIN, B. M. Comprehensive mandatory policies are needed to fully protect all children from unhealthy food *marketing*. *PLoS Medicine*, v. 20, n. 9, p. 1-4, 2023.

CAWLEY, J. An economic framework for understanding physical activity and eating behaviors. *American Journal of Preventive Medicine*, v. 27, n. 3, p. 117-125, 2004.

CHARI, R. *et al.* Association between health literacy and child and adolescent obesity. *Patient Education and Counseling*, v. 94, n. 1, p. 61-66, 2014.

CHASTIN, S. F. M. *et al.* Striking the right balance: evidence to inform combined physical activity and sedentary behavior recommendations. *Journal of Physical Activity and Health*, v. 18, n. 6, p. 631-637, 2021.

CHEN, G. *et al.* BMI, health behaviors, and quality of life in children and adolescents: a school-based study. *Pediatrics*, v. 133, n. 4, p. 868-874, 2014.

CHOI, K. J.; JEON, J.; KOO, H. K. Intertemporal preference with loss aversion: Consumption and risk-attitude. *Journal of Economic Theory*, v. 200, p. 1-47, 2022.

CHOI, S. K. *et al.* Why are restricted food items still sold after the implementation of the school store policy? The case of South Korea. *Food Policy*, v. 83, p. 161-169, 2019.

CLARO, R. M. *et al.* Preço dos alimentos no Brasil: prefira preparações culinárias a alimentos ultraprocessados. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 32, n. 5, 2016.

- CORNELSEN, L.; MAZZOCCHI, M.; SMITH, R. D. Fat tax or thin subsidy? How price increases and decreases affect the energy and nutrient content of food and beverage purchases in Great Britain. *Social Science e Medicine*, v. 230, p. 318-327, 2019.
- COSTA SILVA, M. M. d. Demanda individual de alimentos e estado nutricional infantil: Uma análise da influência do Programa Bolsa Família. *Economia Aplicada*, v. 24, n. 1, p. 127-162, 2020.
- COSTA SILVA, M. M. d. Thin subsidies effects on food consumption pattern and nutritional status of poor Brazilian children. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 41, n. 1, p. 1-43, 2021.
- CURRIE, J. *et al.* Child health and young adult outcomes. *Journal of Human Resources*, v. 45, n. 3, p. 517-548, 2010.
- DEAL, B. J. *et al.* Perspective: Childhood obesity requires new strategies for prevention. *Advances in Nutrition*, v. 11, n. 5, p. 1071-1078, 2020.
- DEVINE, L. D. *et al.* Factors that influence food choices in secondary school canteens: a qualitative study of pupil and staff perspectives. *Frontiers in Public Health*, v. 11, p. 1-14, 2023.
- DIEMER, A. Endogenous peer effects in diverse friendship networks: Evidence from Swedish classrooms. *Economics of Education Review*, v. 89, p. 102269, 2022.
- DUNFORD, E. K.; MILES, D. R.; POPKIN, B. M. Exploring disparities in the proportion of ultra-processed foods and beverages purchased in grocery stores by US households in 2020. *Public Health Nutrition*, v. 28, n. 1, p. 17, 2025.
- DYE, L. *et al.* The relationship between obesity and cognitive health and decline. *Proceedings of the Nutrition Society*, v. 76, n. 4, p. 443-454, 2017.
- EMBRETSON, S. E.; REISE, S. P. *Item response theory for psychologists*. Psychology Press, p. 394, 2013.
- ENGLE-WARNICK, J.; HÉROUX, J.; MONTMARQUETTE, C. Willingness to pay to reduce future risk: a fundamental issue to invest in prevention behaviour. *Economic and Political Studies*, v. 9, n. 1, p. 17-36, 2021.
- EVENHUIS, I. J. *et al.* Development of the Canteen Scan: an online tool to monitor implementation of healthy canteen guidelines. *BMC Public Health*, v. 18, p. 1-11, 2018.
- EVERSON, S. A. *et al.* Epidemiologic evidence for the relation between socioeconomic status and depression, obesity, and diabetes. *Journal of Psychosomatic Research*, v. 53, n. 4, p. 891-895, 2002.
- FELD, J.; ZÖLITZ, U. The effect of higher-achieving peers on major choices and labor market outcomes. *Journal of Economic Behavior & Organization*, v. 196, p. 200-219, 2022.
- FINNERTY, T. *et al.* Effects of peer influence on dietary intake and physical activity in schoolchildren. *Public Health Nutrition*, v. 13, n. 3, p. 376-383, 2010.

FORTIN, B.; YAZBECK, M. Peer effects, *fast food* consumption and adolescent weight gain. *Journal of Health Economics*, v. 42, p. 125-138, 2015.

FRETES, G. *et al.* Changes in children's and adolescents' dietary intake after the implementation of Chile's law of food labeling, advertising and sales in schools: a longitudinal study. *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, v. 20, n. 1, p. 1-10, 2023.

FUCHS, B. A. *et al.* Decision-making processes related to perseveration are indirectly associated with weight status in children through laboratory-assessed energy intake. *Frontiers in Psychology*, v. 12, p. 1-18, 2021.

FURST, T. *et al.* Food choice: a conceptual model of the process. *Appetite*, v. 26, n. 3, p. 247-266, 1996.

GAO, L. *et al.* The Peer Effect on Dietary and Nutritional Cognition among Primary School Students. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, v. 19, n. 13, p. 1-16, 2022.

GETIK, D.; MEIER, A. N. Peer gender and mental health. *Journal of Economic Behavior & Organization*, v. 197, p. 643-659, 2022.

GILLMAN, M. W. *et al.* Family dinner and diet quality among older children and adolescents. *Archives of Family Medicine*, v. 9, n. 3, p. 1-6, 2000.

GLEWWE, P.; MIGUEL, E. A. The impact of child health and nutrition on education in less developed countries. *Handbook of Development Economics*, v. 4, p. 3561-3606, 2007.

GONG, J.; LU, Y.; SONG, H. Gender peer effects on students' academic and noncognitive outcomes: Evidence and mechanisms. *Journal of Human Resources*, v. 56, n. 3, p. 686-710, 2021.

GRAČNER, T. Bittersweet: How prices of sugar-rich foods contribute to the diet-related disease epidemic in Mexico. *Journal of Health Economics*, v. 80, p. 1-36, 2021.

HALLIDAY, J. A. *et al.* The relationship between family functioning and child and adolescent overweight and obesity: a systematic review. *International Journal of Obesity*, v. 38, n. 4, p. 480-493, 2014.

HERNÁNDEZ-FERNÁNDEZ, M. *et al.* Reduction in purchases of energy-dense nutrient-poor foods in Mexico associated with the introduction of a tax in 2014. *Preventive Medicine*, v. 118, p. 16-22, 2019.

ILIEVA, G. *et al.* Consumer perceptions and attitudes towards ultra-processed foods. *Applied Sciences*, v. 15, n. 7, p. 1-27, 2025.

INSTITUTE FOR HEALTH METRICS AND EVALUATION - IHME. *Global Burden of Disease Study 2021: Results*. Seattle, United States: Institute for Health Metrics and Evaluation

of University of Washington, 2025. Disponível em: <https://vizhub.healthdata.org/gbd-results/>. Acesso em: 18 jun. 2025.

JABS, J.; DEVINE, C. M. Time scarcity and food choices: an overview. *Appetite*, v. 47, n. 2, p. 196-204, 2006.

JOCHMANS, K. Peer effects and endogenous social interactions. *Journal of Econometrics*, v. 235, n. 2, p. 1203-1214, 2023.

JULIÃO, C. C. B. *Taxação de alimentos ultraprocessados: evidências para o Brasil*. 2019. 146 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2019. Disponível em: <https://locus.ufv.br/handle/123456789/27571>. Acesso em: 18 jun. 2025.

KAO, K. E. *et al.* The health and financial impacts of a sugary drink tax across different income groups in Canada. *Economics & Human Biology*, v. 38, p. 1-14, 2020.

KARNIK, S.; KANEKAR, A. Childhood obesity: a global public health crisis. *International Journal of Preventive Medicine*, v. 3, n. 1, 2012.

KURIHAYASHI, A. Y. *Regulamentação da comercialização de alimentos no ambiente escolar e consumo de ultraprocessados por adolescentes brasileiros*. 2020. 94 p. Tese (Doutorado em Enfermagem) - Universidade de São Paulo, São Paulo, SP, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.11606/T.7.2020.tde-22022021-170759>. Acesso em: 18 jun. 2025.

LANDWEHR, S. C.; HARTMANN, M. Industry self-regulation of food advertisement to children: Compliance versus effectiveness of the EU Pledge. *Food Policy*, v. 91, p. 1-9, 2020.

LANE, M. M. *et al.* Ultra-processed food exposure and adverse health outcomes: umbrella review of epidemiological meta-analyses. *British Medical Journal*, v. 384, p. 1-16, 2024.

LAWSON, R. A.; MURPHY, R. H.; WILLIAMSON, C. R. The relationship between income, economic freedom, and BMI. *Public Health*, v. 134, p. 18-25, 2016.

LEAL, J. S. V. *et al.* Burden of non-communicable chronic diseases attributable to the consumption of sugar-sweetened beverage, 1990-2019. *Clinical Nutrition ESPEN*, v. 51, p. 253-261, 2022.

LEVASSEUR, P. Do *junk food* bans in school really reduce childhood overweight? Evidence from Brazil. *Food Policy*, p. 1-11, 2021.

LEVY, A. A theory of rational junk-food consumption. Department of Economics, University of Wollongong, 2002. Disponível em: <http://bit.ly/3IpV0Dz>. Acesso em: 18 jun. 2025.

LI, S.; NOR, N. M.; KALIAPPAN, S. R. Long-term effects of child nutritional status on the accumulation of health human capital. *SSM - Population Health*, v. 24, p. 101533, 2023.

LIU, P. J. *et al.* Using behavioral economics to design more effective food policies to address obesity. *Applied Economic Perspectives and Policy*, v. 36, n. 1, p. 6-24, 2014.

LONG, J. S.; FREESE, J. *Regression models for categorical dependent variables using Stata*. Stata Press, 2014.

LOUZADA, M. L. d. C. *et al.* Consumption of ultra-processed foods and obesity in Brazilian adolescents and adults. *Preventive medicine*, v. 81, p. 9-15, 2015.

LUO, Y.; YANG, S. Gender peer effects on students' educational and occupational expectations. *China Economic Review*, v. 77, p. 1-20, 2023.

MACHADO, R. C. M. *Associação entre o consumo de alimentos ultraprocessados e o controle metabólico em crianças e adolescentes com diabetes mellitus tipo 1*. 2024. 102 p. Tese (Doutorado em Nutrição) - Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, RJ, 2024. Disponível em: <http://bit.ly/3GyEWyQ>. Acesso em: 18 jun. 2025.

MANSKI, C. F. Identification of endogenous social effects: The reflection problem. *The Review of Economic Studies*, v. 60, n. 3, p. 531-542, 1993.

MATELA, H.; YADAV, S. S.; MENON, K. Robust implementation of school food policy is needed to improve nutritional outcomes of children in European and Western Pacific countries: A systematic review. *Nutrition*, v. 122, p. 1-13, 2024.

MEENAKSHI, J. V.; QUISUMBING, A. Diet quality and micronutrient intakes in nutritional value chains: A synthesis and suggestions for further research. *Food Policy*, v. 130, p. 1-13, 2025.

MELO, G.; CHOMALI, L.; ISHDORJ, A. From sweet tooth to healthy choices: How Chilean food policies are changing household diets. *Agribusiness*, v. 40, n. 3, p. 550-570, 2024.

MONNERY-PATRIS, S.; CHAMBARON, S. Added-value of indirect methods to assess the relationship between implicit memory and food choices in adult consumers as well as in children. *Current Opinion in Food Science*, v. 33, p. 14-20, 2020.

MONTGOMERY, S. C. *et al.* Peer social network processes and adolescent health behaviors: a systematic review. *Preventive Medicine*, v. 130, 2020.

NOLL, P. R. S. *et al.* Ultra-processed food consumption by Brazilian adolescents in cafeterias and school meals. *Scientific Reports*, v. 9, n. 1, p. 7162, 2019.

OCHSENHOFER, K. *et al.* O papel da escola na formação da escolha alimentar: merenda escolar ou cantina? *Nutrire - Revista da Sociedade Brasileira de Alimentação e Nutrição*, v. 31, n. 1, p. 1-16, 2006.

PALOYO, A. R. Peer effects in education: recent empirical evidence. In: *The Economics of Education*. Academic Press, p. 291-305, 2020.

PAN AMERICAN HEALTH ORGANIZATION - PAHO. *School Health Promotion in Latin America and the Caribbean: A Regional Assessment*. Washington, DC: PAHO, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.37774/9789275125922>. Acesso em: 18 jun. 2025.

PAN AMERICAN HEALTH ORGANIZATION - PAHO. *Sugar-sweetened beverage taxation in the Region of the Americas*. Washington, DC: PAHO, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.37774/9789275122990>. Acesso em: 18 jun. 2025.

PAN, Z. LIEN, D.; WANG, H. Peer effects and shadow education. *Economic Modelling*, v. 111, p. 1-11, 2022.

PASQUALOTTO, A. d. S. Publicidade para crianças: liberar, proibir ou regular? *Revista de Direito do Consumidor*, v. 116, p. 69-93, 2018.

PATACCHINI, E.; RAINONE, E.; ZENOU, Y. Heterogeneous peer effects in education. *Journal of Economic Behavior & Organization*, v. 134, p. 190-227, 2017.

PERRY, M. *et al.* National policies to limit food *marketing* and competitive food sales in schools: A global scoping review. *Advances in Nutrition*, v. 15, n. 8, p. 1-12, 2024.

POPKIN, B. M.; CORVALAN, C.; GRUMMER-STRAWN, L. M. Dynamics of the double burden of malnutrition and the changing nutrition reality. *The Lancet*, v. 395, n. 10217, p. 65-74, 2020.

POWELL, L. M.; LEIDER, J. The impact of Seattle's sweetened beverage tax on beverage prices and volume sold. *Economics e Human Biology*, v. 37, 2020.

RAGELIENÈ, T.; GRØNHØJ, A. The influence of peers' and siblings' on children's and adolescents' healthy eating behavior: A systematic literature review. *Appetite*, v. 148, 104592, 2020.

RASMUSSEN, B.; SWEENEY, K.; SHEEHAN, P. *Economic costs of absenteeism, presenteeism and early retirement due to ill health: a Focus on Brazil*. Victoria Institute of Strategic Economic Studies, Melbourne, Austrália: Victoria University, 2015. Disponível em: <http://bit.ly/4nKtZv4>. Acesso em: 18 jun. 2025.

RAUNER, A.; MESS, F.; WOLL, A. The relationship between physical activity, physical fitness and overweight in adolescents: a systematic review of studies published in or after 2000. *BMC Pediatrics*, v. 13, n. 1, p. 1-9, 2013.

REDONDO, M.; HERNÁNDEZ-AGUADO, I.; LUMBRERAS, B. The impact of the tax on sweetened beverages: a systematic review. *The American Journal of Clinical Nutrition*, v. 108, n. 3, p. 548-563, 2018.

REEVE, E. *et al.* Implementation lessons for school food policies and *marketing* restrictions in the Philippines: a qualitative policy analysis. *Globalization and Health*, v. 14, n. 8, p. 1-14, 2018.

REICHMAN, N. E. *et al.* Infant health production functions: What a difference the data make. *Health Economics*, v. 18, n. 7, p. 761-782, 2009.

REZENDE, J. L. C. *et al.* Food-based dietary guidelines for children and adolescents. *Frontiers in Public Health*, v. 10, p. 1-15, 2022.

- RICHARDSON, E. A. *et al.* Role of physical activity in the relationship between urban green space and health. *Public Health*, v. 127, n. 4, p. 318-324, 2013.
- ROSENHECK, R. *Fast food* consumption and increased caloric intake: a systematic review of a trajectory towards weight gain and obesity risk. *Obesity Reviews*, v. 9, n. 6, p. 535-547, 2008.
- RYAN, D.; HOLMES, M.; ENSAFF, H. Adolescents' dietary behaviour: The interplay between home and school food environments. *Appetite*, v. 175, p. 1-9, 2022.
- SACERDOTE, B. Peer effects in education: How might they work, how big are they and how much do we know thus far? In: *Handbook of the Economics of Education*. Elsevier, 2011. p. 249-277.
- SALAM, R. A. *et al.* An evidence gap map of interventions for noncommunicable diseases and risk factors among children and adolescents. *Nature Medicine*, v. 30, n. 1, p. 290-301, 2024.
- SÁNCHEZ-ORTIZ, N. A. *et al.* Affordability of sugar-sweetened beverages and nonessential energy-dense foods after taxation, Mexico, 2010-2022. *Revista Panamericana de Salud Pública*, v. 49, p. 1-10, 2025.
- SAXENA, A. *et al.* Modelling the impact of a tax on sweetened beverages in the Philippines: an extended cost-effectiveness analysis. *Bulletin of the World Health Organization*, v. 97, n. 2, p. 97-107, 2018.
- SCAGLIONI, S. *et al.* Factors influencing children's eating behaviours. *Nutrients*, v. 10, n. 6, p. 1-17, 2018.
- SERRANO-GONZALEZ, M. *et al.* Developmental changes in food perception and preference. *Frontiers in Psychology*, v. 12, p. 1-11, 2021.
- SHARPS, M.; ROBINSON, E. Perceived eating norms and children's eating behaviour: An informational social influence account. *Appetite*, v. 113, p. 41-50, 2017.
- SONNTAG, D. Why early prevention of childhood obesity is more than a medical concern: a health economic approach. *Annals of Nutrition and Metabolism*, v. 70, n. 3, p. 175-178, 2017.
- STRAUSS, J.; THOMAS, D. Health over the life course. In: *Handbook of development economics*, v. 4, p. 3375-3474, 2007.
- TERRY-MCEL RATH, Y. M. *et al.* Regular soda policies, school availability, and high school student consumption. *American Journal of Preventive Medicine*, v. 48, n. 4, p. 436-444, 2015.
- UPRETI, Y. R. *et al.* Multilevel factors appealing to *junk food* consumption among school children and adolescents: A systematic review. *Journal of Health Promotion*, v. 10, n. 1, p. 13-26, 2022.
- YANG, W. *et al.* The association between physical activity and mental health in children with special educational needs: a systematic review. *Preventive Medicine Reports*, v. 23, p. 1-9, 2021.

ZHANG, J.; ZHOU, Y. The peer effect of migrant children on students' non-cognitive outcomes: Evidence from China. *International Journal of Educational Development*, v. 103, p. 1-12, 2023.

ZHANG, Y. *et al.* The impact of peer effect on students' consumption of sugar-sweetened beverages-instrumental variable evidence from north China. *Food Policy*, v. 115, p. 1-10, 2023.

ZHOU, M.; BIAN, B.; HUANG, L. Do peers matter? Unhealthy food and beverages preferences among children in a selected rural province in China. *Foods*, v. 12, n. 7, p. 1-19, 2023.

ZIEGLER, A. M. *et al.* An ecological perspective of food choice and eating autonomy among adolescents. *Frontiers in Psychology*, v. 12, p. 1-12, 2021.

### 3. DA ESCOLA PARA CASA: EFEITOS DA REGULAÇÃO DE CANTINAS ESCOLARES SOBRE O CONSUMO DE ALIMENTOS NÃO SAUDÁVEIS DENTRO E FORA DO DOMICÍLIO

#### 3.1. Introdução

A formação do capital humano e a consolidação da saúde ao longo da vida são influenciadas pelos hábitos alimentares adotados na infância e na adolescência, fases em que o organismo se encontra em maturação física e cognitiva. Evidências mostram que intervenções nutricionais implementadas na escola se revertem em anos adicionais de escolaridade e maiores salários na vida adulta, além de reduzirem o risco de sobrepeso e melhorarem a performance cognitiva quando limitam a exposição precoce a *fast food* (Abrahamsson, Bütikofer e Karbownik, 2023; Babu, Gajanan e Hallam, 2017; Fang e Zhu, 2022). Sob a perspectiva econômica, escolhas alimentares saudáveis constituem investimento em capital humano, com retorno ao longo do ciclo de vida.

Apesar desse potencial, a expansão do consumo de alimentos ultraprocessados e hipercalóricos, impulsionada pelo apelo sensorial, por *marketing* e pelos preços acessíveis, tem contribuído para o avanço do sobrepeso e da obesidade entre escolares. Estudos relacionam a densidade de restaurantes *fast food* à obesidade infantil e reforçam a robustez desse vínculo em diferentes contextos (Alviola IV *et al.*, 2014). No Brasil, dados da Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar (PeNSE) indicam que 20,6 % dos estudantes autorrelatavam excesso de peso em 2019, cenário que reforça a urgência de políticas de ambiente alimentar (Brasil, 2022). Alimentos não saudáveis, como *fast food*, *junk food* e ultraprocessados, são apontados como principais vetores de risco para doenças crônicas não transmissíveis (DCNT) nessa faixa etária (Carmo *et al.*, 2018; Crispim *et al.*, 2025).

Buscando conter esse avanço, diversos países instituíram regulações que limitam a oferta de produtos não saudáveis no ambiente escolar e incentivam escolhas mais saudáveis, pois a escola é, além de um espaço de aprendizagem formal, um ambiente estratégico para a promoção de hábitos alimentares saudáveis (Basto-Abreu *et al.*, 2024; Choi *et al.*, 2019; Fretes *et al.*, 2023; Hernández-Fernández *et al.*, 2019; Melo, Chomali e Ishdorj, 2024; Reeve *et al.*, 2018). No Brasil, a Portaria Interministerial nº 1.010, de 2006, introduziu diretrizes para promoção da saúde nas escolas, recomendando a restrição de itens ricos em gordura, açúcar e sal (Brasil, 2006, 2007, 2012). Até 2017, doze estados haviam aprovado leis específicas de regulação de cantinas. Para uniformizar essas normas, foi criado o Projeto de Lei nº 4.501, de

2020, que tramita no Congresso Nacional, propondo extensão obrigatória à educação básica em todo o país.

A efetividade dessas políticas enfrenta barreiras de implementação. Pesquisa em escolas brasileiras mostra menor consumo de ultraprocessados onde a legislação é mais restritiva, porém, a ausência de monitoramento sistemático reduz o alcance das medidas (Bezerra, 2021; Kurihayashi, 2020). De forma semelhante, em escolas sul-coreanas produtos proibidos continuavam disponíveis devido a incentivos econômicos ao setor (Choi *et al.*, 2019). Esses resultados sugerem que intervenções, por si só, não garantem mudanças no padrão de consumo.

Apesar dos avanços recentes com políticas fiscais e de rotulagem, a escola permanece o principal espaço onde crianças e adolescentes têm exposição direta, sem supervisão dos pais ou responsáveis, a alimentos hipercalóricos e ultraprocessados. Nesse ambiente, também se concentram interações sociais decisivas para a formação de preferências alimentares. A literatura indica que a restrição física ao acesso desses produtos reduz a ingestão calórica, ao passo que a retirada parcial da oferta, sem fiscalização efetiva, leva apenas à substituição por pontos de venda alternativos (Azeredo *et al.*, 2016; Bezerra, 2021; Choi *et al.*, 2019; Levasseur, 2021). Mesmo assim, pouco se conhece sobre a repercussão dessas medidas fora dos muros escolares e sobre indivíduos que não os frequentam.

À luz da teoria microeconômica da escolha intertemporal, quando os custos presentes são baixos e os benefícios futuros só se materializam para o longo prazo, crianças e adolescentes tendem a maximizar a utilidade imediata, o que gera um *trade-off* entre a satisfação de curto prazo e os benefícios de médio e longo prazos. As políticas de regulação procuram alterar esse equilíbrio por dois canais principais: aumentam o custo, monetário, de tempo ou de acesso/conveniência da busca por alimentos não saudáveis ou elevam a atratividade relativa de alternativas mais saudáveis (Anderson, Gallagher e Ritchie, 2018; Cawley, 2004; Fang e Zhu, 2022; Lawson, Murphy e Williamson, 2016; Liu *et al.*, 2014).

Embora estudos evidenciem que tais normas podem melhorar indicadores de saúde e equidade nutricional, sua efetividade é prejudicada pela fiscalização insuficiente e pela falta de monitoramento sistemático (Becker e Siqueira, 2024; Bezerra, 2021; Kurihayashi, 2020; Levasseur, 2021). Além disso, a maioria das pesquisas concentra-se na disponibilidade de produtos ou em gastos monetários, sem quantificar diretamente a ingestão calórica nem distinguir o consumo dentro e fora de casa (Basto-Abreu *et al.*, 2024; Becker e Siqueira, 2024; Bezerra, 2021; Busse *et al.*, 2024; Fretes *et al.*, 2023; Kurihayashi, 2020; Leite *et al.*, 2021; Louzada *et al.*, 2015; Melo, Chomali e Ishdorj, 2024).

Cabe ressaltar que a maior parte dos estudos existentes sobre políticas voltadas à promoção de hábitos alimentares mais saudáveis concentra-se na tributação de bebidas açucaradas ou em análises agregadas. Esse enfoque, embora relevante, deixa importantes lacunas que justificam e motivam o presente estudo. Em primeiro lugar, há uma carência de evidências sobre a heterogeneidade dos efeitos das leis estaduais brasileiras, que variam significativamente quanto ao tempo de exposição, ao escopo normativo, à abrangência da rede escolar atingida e à intensidade da regulação. Em segundo lugar, os efeitos dessas medidas podem ser modulados por condicionantes socioeconômicos, uma vez que estudantes de baixa renda tendem a obter maiores ganhos absolutos em saúde, enquanto aqueles de renda mais elevada possuem maior capacidade de substituição do consumo, o que pode neutralizar parte dos efeitos esperados. Além disso, é fundamental compreender se as regulamentações afetam exclusivamente o consumo dentro do ambiente escolar ou se também repercutem sobre os hábitos alimentares dentro e fora do domicílio. Por fim, ainda é pouco explorado o potencial efeito de transbordamento dessas políticas para a população em geral, o que pode ocorrer por meio da difusão de conhecimento e do convívio social com crianças e adolescentes (Cornelsen, Mazzocchi e Smith, 2019; Becker e Siqueira, 2024; Fretes *et al.*, 2023).

Para preencher essa lacuna, este estudo investiga se as leis estaduais que regulam as cantinas escolares influenciam os hábitos alimentares para além do ambiente escolar. Para isso, utilizaram-se os microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2017/2018, estimando a ingestão calórica não saudável, medida como a razão entre as calorias provenientes de alimentos tipo *fast food*, *junk food* e ultraprocessados e o total calórico consumido pelo indivíduo, dentro e fora do domicílio. A estratégia empírica baseia-se em modelos de demanda derivados de funções de Engel, implementados via inferência bayesiana hierárquica com estrutura *hurdle*, adequada para tratar a presença de zeros e a censura nos dados de consumo (Hasegawa, Ueda e Mori, 2008).

Além do efeito médio das regulações, investiga-se a heterogeneidade ao longo da distribuição de renda, interagindo o tempo de vigência das normativas com quintis de renda *per capita* disponível, visto que há evidência de que as elasticidades-renda para *fast food* e para consumo fora de casa são mais altas entre grupos de baixa renda. Analisa-se também o possível transbordamento dessas leis para o comportamento alimentar da população em geral. Com isso, pretende-se contribuir ao debate de políticas públicas mais eficazes e equitativas, bem como fundamentar o potencial Projeto de Lei nº 4.501, de 2020, que busca estender essas diretrizes em âmbito nacional.

A combinação entre um modelo *hurdle* bayesiano hierárquico com a função de Engel log-quadrática atende, de forma integrada, aos principais desafios empíricos deste estudo. Primeiro, os microdados da POF apresentam elevada frequência de zeros e forte assimetria na participação calórica proveniente de *fast food*, *junk food* e ultraprocessados. O modelo *hurdle* permite separar a decisão de consumir da intensidade condicional e, ao ser estimado em uma estrutura bayesiana, trata a censura como incerteza, gerando distribuições posteriores completas e robustas mesmo em subamostras pequenas por unidade federativa (Carlin e Louis, 2008; Hasegawa, Ueda e Mori, 2008; Manning, Duan e Rogers, 1987; Papke e Wooldridge, 1996). Segundo, a inferência por amostragem de Cadeia de Markov via Monte Carlo (*Markov Chain Monte Carlo* - MCMC), com interceptos específicos para cada unidade federativa, captura heterogeneidades não observadas que vão além da variação exógena no tempo de vigência das leis estaduais. Essa configuração faz do tempo de exposição um “tratamento em doses”, aproximando a identificação ao desenho escalonado proposto por Callaway e Sant’Anna (2021). Por fim, em terceiro, ao projetar a participação calórica imputada na função de Engel log-quadrática, estimam-se elasticidades-renda não lineares ao mesmo tempo em que se preserva a restrição de soma das proporções energéticas (Banks, Blundell e Lewbel, 1997; Leser, 1963). Assim, a metodologia adotada é coerente com as características da base de dados, compatível com o objetivo de mensurar heterogeneidade normativa e distributiva, e alinhada às práticas na avaliação de políticas sobre o ambiente alimentar.

Além desta introdução, o estudo está organizado em mais cinco seções. Na próxima seção discute-se a formação das preferências alimentares de crianças e adolescentes. A terceira seção examina o arcabouço regulatório brasileiro, contemplando iniciativas estaduais e federais. A seção quatro descreve a estratégia empírica, detalhando os modelos econométricos adotados e a base de dados utilizada. Na quinta seção, são apresentados os principais resultados, que indicam que as regulamentações podem reduzir a ingestão calórica proveniente de alimentos não saudáveis e influenciar outros comportamentos relacionados a saúde. Por fim, a sexta seção reúne as conclusões, discute as implicações para políticas públicas e sugere direções para pesquisas futuras.

### **3.2. A formação das preferências alimentares de crianças e adolescentes**

As preferências alimentares são moldadas por fatores sociais, econômicos e ambientais que atuam desde os primeiros anos de vida, estruturando-se na infância e consolidando-se ao longo da adolescência conforme a exposição repetida a determinados alimentos e a forma como estes são apresentados e valorizados nos ambientes frequentados (Carmo *et al.*, 2018; Noll *et*

*al.*, 2019). Evidências mostram que adolescentes tendem a escolher alimentos com densidade energética quando estes são percebidos como socialmente desejáveis e visualmente atraentes, mesmo na presença de opções saudáveis (Devine *et al.*, 2023; Fretes *et al.*, 2023). Além desses, fatores como a escolaridade dos pais, o tempo disponível para o preparo das refeições e o acesso físico a alimentos *in natura* entre os estratos sociais, criam desigualdades estruturais nas preferências e padrões de consumo alimentar (Carmo *et al.*, 2018; Crispim *et al.*, 2025).

O *marketing* exerce influência decisiva também, pois explora elementos visuais, personagens e apelos sensoriais, contribuindo para a criação de preferências. A proibição de publicidade infantil e a rotulagem frontal de advertência, implementadas no Chile, reduziu em 13 % a ingestão calórica de crianças e adolescentes e alterou a percepção de aceitabilidade desses produtos não apenas reduziram o consumo desses itens, mas também modificaram (Fretes *et al.*, 2023). Isso reforça a hipótese de que preferências são, em parte, construídas por dispositivos institucionais que regulam o ambiente. Ainda assim, mesmo em ambientes regulados, quando alimentos ultraprocessados e hipercalóricos permanecem acessíveis, os estudantes continuam consumindo-os com regularidade, revelando que a disponibilidade efetiva prevalece a mera existência de diretrizes (Bezerra, 2021; Choi *et al.*, 2019; Kurihayashi, 2020).

Estudantes de escolas privadas, expostos à oferta diária em cantinas comerciais a uma variedade de produtos não saudáveis, demonstram maior afinidade por *fast food* e *junk food*, enquanto alunos de escolas públicas integradas ao Programa Nacional de Alimentação Escolar (PNAE), tendem a consumir mais preparações minimamente processadas (Carmo *et al.*, 2018; Noll *et al.*, 2019). Em famílias de baixa renda, a praticidade, a palatabilidade e a aparência “segura” de ultraprocessados neutralizam preocupações nutricionais e consolidam padrões de preferências economicamente condicionadas (Sapio *et al.*, 2025).

Programas de restrição escolar podem, portanto, desempenhar papel estratégico na reorientação de hábitos alimentares. No Brasil, estados que proibiram a venda de *junk food* em escolas apresentaram reduções significativas na prevalência de sobrepeso infantil, mas evidências apontam falhas de fiscalização que mantêm produtos proibidos à venda (Bezerra, 2021; Levasseur, 2021; Kurihayashi, 2020). Em contexto internacional, a persistência de itens não permitidos à disposição foi atribuída a incentivos econômicos à indústria de alimentos e a ambiguidade dessas normativas (Choi *et al.*, 2019). Enquanto, intervenções nutricionais precoces, através de uma reforma alimentar, geraram efeitos persistentes sobre trajetória educativa e na renda. De modo que, a oferta de refeições balanceadas elevou anos de estudo, logo os salários futuros dos beneficiários exposto à reforma (Fang e Zhu, 2022).

Desigualdades socioeconômicas também agravam a exposição a alimentos não saudáveis. Famílias com menor renda enfrentam restrições de tempo, informação e acesso a alimentos *in natura*, optando por produtos de alta densidade energética e baixo preço (Carmo *et al.*, 2018; Sapio *et al.*, 2025). Assim, modificar preferências requer não apenas informação nutricional, mas mudanças concretas nos ambientes de oferta, políticas de regulação que alcancem diferentes grupos sociais e monitoramento. No Brasil, programas de transferência de renda buscam mitigar essas assimetrias e geram benefícios, mas não contêm a crescente exposição a produtos não saudáveis entre a população em idade escolar (Costa Silva, 2021).

Ainda assim, mesmo com políticas de alimentação escolar, o consumo calórico de alimentos não saudáveis permanece elevado e provoca desequilíbrio nutricional, com déficits de nutrientes essenciais e excessos de calorias simultâneos, entre crianças e adolescentes (Costa Silva, 2020; Julião, 2019). Pesquisas sustentam que alimentos hipercalóricos e ultraprocessados são vetores de DCNTs em idades cada vez mais precoces (Carmo *et al.*, 2018; Crispim *et al.*, 2025).

Ao acompanhar crianças mexicanas, Hernández-Fernández *et al.* (2025) demonstraram que gastos com alimentos ultraprocessados foram relacionados a piores indicadores antropométricos ao longo do tempo, revelando um canal de risco cumulativo que compromete o potencial de desenvolvimento humano. Resultados semelhantes foram encontrados entre pré-escolares uruguaios e brasileiros, reforçando a ligação entre consumo frequente desses produtos e risco de obesidade (González *et al.*, 2024).

Estudos empíricos revelam forte heterogeneidade nas elasticidades-renda do consumo de alimentos fora do domicílio e de ultraprocessados, com valores mais elevados entre adolescentes pertencentes aos dois primeiros quintis de renda. Nessas faixas, as elasticidades são substancialmente mais altas, indicando que pequenos acréscimos de renda se convertem, de forma desproporcional, em maior demanda por tais produtos. Dados da PeNSE indicam maior probabilidade de consumo de ultraprocessados entre estudantes de escolas privadas, reflexo da presença mais frequente de cantinas comerciais e da menor cobertura do PNAE nesses estabelecimentos. Por outro lado, estudantes de menor renda permanecem mais expostos aos efeitos adversos desses produtos, em virtude das barreiras de acesso a alimentos *in natura* (Babashahi *et al.*, 2021; Kurihayashi, 2020; Noll *et al.*, 2019). Além disso, Olipra (2024) indica que, mesmo com o aumento da renda, a participação dos alimentos no orçamento familiar pode estagnar ou crescer quando dietas ricas em processados ganham espaço. Ademais, a literatura também evidencia que as funções de Engel são não lineares e sensíveis a características

familiares, como ocupação do chefe de domicílio, o que reforça a necessidade de estimar elasticidades específicas por subgrupos socioeconômicos (Benda-Prokeinová *et al.*, 2017).

Do ponto de vista territorial, a fiscalização e a efetividade das políticas também são heterogêneas. Estados do Norte e Nordeste apresentam maior vulnerabilidade devido a menor capacidade de monitoramento, ao passo que legislações mais restritivas se concentram no Sul e Sudeste (Bezerra, 2021; Carmo *et al.*, 2018). Em experiências internacionais, reduções mais acentuadas no consumo de alimentos não saudáveis ocorreram entre crianças de menor renda em áreas com alta densidade de escolas públicas, sugerindo que políticas bem desenhadas podem mitigar desigualdades de saúde desde a infância (Fretes *et al.*, 2023; Hernández-Fernández *et al.*, 2025).

Nesse sentido, além da existência de normativas, a efetividade das políticas regulatórias depende da implementação de mecanismos de monitoramento e fiscalização. Um exemplo é a experiência recente dos Países Baixos que, por meio da ferramenta *Canteen Scan*, demonstrou que instrumentos objetivos e replicáveis podem ser úteis para mensurar a conformidade das escolas às diretrizes nutricionais, identificar falhas críticas e orientar correções (Evenhuis *et al.*, 2018). Visto que, evidências no Brasil, Coreia do Sul e Irã mostram que a mera proibição legal não assegura mudanças no padrão de consumo de crianças e adolescentes, porque a venda de produtos proibidos persiste quando há ambiguidade normativa e de incentivos econômicos, além da desigualdade na infraestrutura entre as redes públicas e privadas (Choi *et al.*, 2019; Babashahi *et al.*, 2021; Levasseur, 2021). Esses resultados reforçam que a regulação do ambiente alimentar escolar requer, simultaneamente, diretrizes claras, capacidade institucional para sua aplicação, monitoramento e atenção a heterogeneidade social como condição para equidade.

A literatura empírica corrobora a hipótese de que o consumo de alimentos não saudáveis entre crianças e adolescentes não é homogêneo; ao contrário, é condicionado pela renda, pela faixa etária e pela localização geográfica. Essa heterogeneidade tem implicações diretas para a formulação de políticas públicas eficazes, pois diferentes grupos sociais não apenas têm padrões distintos de acesso, como também respondem de maneira diversa às mesmas condições ambientais e institucionais.

### **3.3. Políticas de regulação no Brasil**

No Brasil, a regulamentação do comércio de alimentos em escolas ocorre majoritariamente nas esferas estadual e municipal, com diferentes graus de abrangência normativa e efetividade prática. Estudantes que residem em estados com legislações mais

restritivas apresentam menor consumo de alimentos não saudáveis dentro do ambiente escolar, especialmente na rede pública (Bezerra, 2021; Kurihayashi, 2020). Proibições formais à venda de *fast food* e *junk food* foram associadas a reduções significativas na prevalência de sobrepeso entre crianças e adolescentes (Levasseur, 2021). Já Julião (2019) estima que a aplicação de um imposto de 20% sobre alimentos ultraprocessados poderia reduzir o consumo em até 9%, com efeitos mais intensos entre os dois primeiros quintis de renda.

Quadro 2 – Legislações estaduais que tratam do conteúdo nutricional ofertado na cantina escolar até 2017<sup>45</sup>

Estado	Regulação e data de promulgação	Nível	Dependência administrativa
Amazonas	Lei 4.352 de 5 de julho de 2016	Educação básica	Públicas e privadas
Distrito Federal	Lei 3.695 de 8 de novembro de 2005, lei 5.146 de 19 de agosto de 2013, decreto 36.900 de 23 de novembro de 2015 e lei 6.475 de 3 de janeiro de 2020	Educação básica	Públicas e privadas
Espírito Santo	Portaria 1-R de 4 de janeiro de 2006, portaria 38-R de 6 de junho de 2010 e portaria 66-R de 17 de março de 2014	Rede estadual	Públicas
Mato Grosso	Lei 8.681 de 13 de julho de 2007	Educação básica	Públicas e privadas
Minas Gerais	Lei 18.372 de 4 de setembro de 2009 e decreto 47.557 de 10 de dezembro de 2018	Rede estadual e educação básica	Públicas e privadas
Paraíba	Lei 10.431, de 20 de janeiro de 2015	Educação básica	Públicas e privadas
Paraná	Lei 14.423 de 2 de junho de 2004, lei 14.425 de 7 de junho de 2004 e lei 14.855 de 19 de outubro de 2005	Educação básica	Públicas e privadas
Rio de Janeiro	Lei 1942, de 30 de dezembro de 1991, lei 4.508 de 11 de janeiro de 2005, lei 6.590 de 18 de novembro de 2013, lei 6.859 de 7 de julho de 2014 e lei 7.846 de 15 de janeiro de 2018	Educação básica	Públicas e privadas
Rio Grande do Norte	Lei 9.434 de 27 de dezembro de 2010	Rede estadual	Públicas
Roraima	Resolução 1/12/SECD/CEAE/RR 30 de julho de 2012	Educação básica	Públicas
Santa Catarina	Lei 12.061 de 18 de dezembro de 2001	Educação básica	Públicas e privadas
Sergipe	Lei 8.178-A de 21 de dezembro de 2016	Educação básica	Públicas e privadas

Fonte: Elaborado pelo autor.

Becker e Siqueira (2024) demonstraram, por meio de uma avaliação de impacto baseada no método de diferenças em diferenças escalonadas, que estados com legislações de restrição às cantinas escolares apresentaram reduções significativas na mortalidade por DCNT entre

<sup>4</sup> O período de coleta dos recordatórios alimentares da POF 2017/2018 ocorreu entre 11 de julho de 2017 e 9 de julho de 2018 (BRASIL, 2021). Para mitigar potenciais efeitos transitórios, estabeleceu-se um período mínimo de adaptação; assim, adotou-se dezembro de 2017 como marco temporal para a última legislação considerada nas estimativas.

<sup>5</sup> O poder legislativo do Estado de Mato Grosso do Sul aprovou a Lei nº 4.320, de 26 de fevereiro de 2013, que regulava a comercialização de alimentos em cantinas escolares para estudantes da educação básica. Contudo, na Ação Direta de Inconstitucionalidade nº 4004362-16.2013.8.12.0000, o Tribunal de Justiça do Estado de Mato Grosso do Sul declarou a lei inconstitucional, em 16 de outubro de 2013, por vício de iniciativa e aumento de despesa.

crianças e adolescentes. Esses resultados evidenciam o potencial das políticas de regulação do ambiente escolar para promover a saúde coletiva e contribuir para a redução das desigualdades sociais.

O arcabouço jurídico brasileiro parte da Portaria Interministerial nº 1.010, de 8 de maio de 2006, que estabeleceu diretrizes para a promoção da saúde na escola e restringiu a comercialização de produtos com alto teor de gordura, açúcar e sal (Brasil, 2006). Desde então, leis estaduais vêm ampliando o alcance dessas restrições, como mostra o Quadro 2, que sintetiza doze regulamentações estaduais em vigor até o final de 2017.

Apesar da diversidade normativa entre regiões, a ausência de mecanismos padronizados de monitoramento e avaliação pode estar contribuindo para a heterogeneidade dos resultados observados entre redes de ensino e unidades federativas. Evidências indicam que políticas regulatórias tendem a ser mais eficazes quando articuladas a incentivos econômicos e ações de natureza educacional (Brasil, 2007). Intervenções de educação alimentar integradas ao currículo escolar, por exemplo, têm o potencial de ampliar a aceitação de preparações saudáveis por parte dos estudantes. Esses resultados reforçam que legislações sobre cantinas, tributação seletiva de alimentos não saudáveis e programas de educação nutricional são instrumentos complementares no enfrentamento da crescente oferta e consumo de *fast food*, *junk food* e ultraprocessados entre crianças e adolescentes.

A seção a seguir apresenta a estratégia adotada para investigar os efeitos dessas regulações sobre o comportamento alimentar dos estudantes para além do ambiente escolar.

### **3.4. Estratégia empírica**

Este estudo investiga os efeitos das regulamentações estaduais que restringem a comercialização de alimentos com alto teor de calorias, açúcares e sal em cantinas escolares sobre a ingestão calórica não saudável de crianças e adolescentes brasileiros (entre 10 e 18 anos) fora do ambiente escolar. Explora-se a heterogeneidade temporal e territorial dessas normas, adotadas de forma descentralizada desde 1991 e aplicadas com intensidades distintas, o que gera variação exógena, utilizada como fonte de identificação.

A abordagem mede a proporção de ingestão calórica não saudável, definida como a razão entre as calorias provenientes de *fast food*, *junk food* e alimentos ultraprocessados e o total calórico consumido pelo indivíduo. Essa métrica baseia-se na média de recordatórios alimentares de 24 horas válidos, considerando tanto dias úteis (segunda a sexta) quanto dias típicos de alimentação, e abrange o consumo dentro e fora do domicílio. Ao adotar proporções calóricas em vez de despesa monetária, avalia-se mais diretamente a qualidade energética da

dieta em resposta às restrições, alinhando-se às recomendações que priorizam análises baseadas na qualidade e densidade energética dos alimentos, e não apenas no volume de gastos (Monteiro *et al.*, 2019).

#### 3.4.1. Base de dados e construção das variáveis

A análise baseia-se nos microdados da POF 2017/2018, levantamento conduzido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e trata-se de um levantamento domiciliar de abrangência nacional, com plano amostral estratificado em dois estágios, desenvolvido para gerar estimativas representativas, tanto da população brasileira quanto para suas unidades federativas. Para garantir a validade estatística das inferências, o presente estudo incorpora os pesos amostrais, os estratos e as unidades primárias de amostragem (Brasil, 2020).

A amostra utilizada compreende indivíduos de 10 a 18 anos, faixa etária em que as políticas de regulamentação das cantinas escolares são direcionadas. Para cada participante, utilizam-se os recordatórios alimentares de 24 horas (não consecutivos), conforme os critérios do IBGE. Incluem-se, também, na análise, dados da população em geral, a fim de identificar eventuais transbordamentos das restrições escolares para o consumo em domicílio ou em outros ambientes. Foram excluídas as observações associadas a eventos atípicos (festas, celebrações), seguindo as recomendações de Monnery-Patris e Chambaron (2020).

A variável dependente corresponde à proporção de calorias ingeridas provenientes de alimentos não saudáveis em relação ao total calórico diário de cada indivíduo, calculada separadamente para cada categoria de alimento e, em seguida, como média dos dois dias de recordatório. Três categorias de alimentos não saudáveis foram utilizadas: *fast food* — produtos adquiridos em redes comerciais de serviço, cantinas ou vendedores ambulantes (por exemplo, sanduíches prontos, pizzas, salgados fritos, hambúrgueres, refrigerantes e sobremesas industrializadas), prontos para consumo ou apenas para aquecimento; *junk food* — no escopo desta pesquisa, refere-se a produtos que combinam alta densidade energética e/ou baixo valor nutricional (como refrigerantes, batatas fritas industrializadas, *snacks* açucarados e doces embalados); e ultraprocessados — alimentos que passaram por múltiplas etapas de processamento industrial, incorporando ingredientes de uso exclusivamente industrial, conforme o Grupo 4 da classificação NOVA (como refrigerantes, biscoitos recheados, macarrão instantâneo e embutidos) (Monteiro *et al.*, 2019). Para cada categoria, a proporção calórica foi desagregada por canal de aquisição: dentro do domicílio (CD) e fora do domicílio (CFD).

### 3.4.2. Modelo Bayesiano

Os microdados de consumo alimentar da POF 2017/2018 apresentam elevada frequência de zeros, resultado de ausência real de consumo, compras intermitentes ou subdeclaração, característica que inviabiliza o uso de regressões lineares ou *Tobit*, pois estes supõem que a decisão de consumir e a quantidade ingerida sejam fruto do mesmo processo gerador (Manning, Duan e Rogers, 1987). Para contornar esse problema, adota-se um modelo *hurdle* bayesiano hierárquico em duas etapas, proposto para dados de consumo censurados (Belotti *et al.*, 2015; Hasegawa, Ueda e Mori, 2008; Keen, 1986).

Na primeira etapa do modelo, estima-se a probabilidade ( $p_{ih sj}$ ) de que o indivíduo  $i$ , pertencente ao domicílio  $h$  no estado  $s$ , consuma algum alimento não saudável pertencente ao grupo  $j$ . Essa decisão de consumo é representada por uma variável binária ( $D_{ih sj}$ ), que assume o valor 1 quando há ingestão positiva e 0 caso contrário. Assume-se que essa variável segue distribuição de Bernoulli:

$$D_{ih sj} \sim \text{Bernoulli}(p_{ih sj}) \quad (6)$$

Na segunda etapa, condicionada a  $D_{ih sj} = 1$ , estima-se a intensidade calórica proporcional via regressão linear sobre o *logit* da participação calórica ( $E_{ih sj}/E_{ih s}$ ), sendo:

$$\text{logit}\left(\frac{E_{ih sj}}{E_{ih s}}\right) = \log\left(\frac{\frac{E_{ih sj}}{E_{ih s}}}{1 - \frac{E_{ih sj}}{E_{ih s}}}\right) \quad (7)$$

Em que  $E_{ih sj}$  representa o consumo calórico de alimentos não saudáveis ( $j$ ) do indivíduo  $i$ , no domicílio  $h$ , estado  $s$ ; e  $E_{ih s}$  o consumo calórico total do indivíduo  $i$ . Este cálculo garante que a variável originalmente restrita ao intervalo (0,1), seja projetada no  $\mathbb{R}$  e, assim, atenda aos pressupostos de normalidade dos resíduos.

A inferência é conduzida em uma estrutura bayesiana por meio de amostragem por meio de MCMC, que oferece três vantagens principais. Primeira, permite tratar a censura dos dados como uma forma de incerteza probabilística, resultando em distribuições posteriores completas dos parâmetros de interesse (Carlin e Louis, 2008; Hasegawa, Ueda e Mori, 2008). Segundo, mantém a robustez das estimativas mesmo em subamostras pequenas por unidade federativa, o que é particularmente relevante para a avaliação de políticas em nível estadual (Carlin e Louis, 2008; Hasegawa, Ueda e Mori, 2008). Terceiro, possibilita a incorporação de interceptos por estado, captando heterogeneidades não observadas que vão além das variações nas normas regulatórias vigentes (Carlin e Louis, 2008; Gelman e Hill, 2007; Hasegawa, Ueda e Mori, 2008).

Assim, para cada indivíduo, obtém-se a expectativa incondicional da participação calórica, isto é, o consumo esperado de calorias provenientes de alimentos não saudáveis, a partir do produto entre a probabilidade estimada de consumo (primeira etapa) e a intensidade condicional do consumo (segunda etapa), conforme apresentado na Equação (8):

$$\mathbb{E} \left[ \frac{E_{ihsj}^*}{E_{ihs}} \right] = P(D_{ihsj} = 1 | X'_{ihs}) \cdot \mathbb{E} \left\{ \left[ \frac{E_{ihsj}}{E_{ihs}} \right] \middle| D_{ihsj} = 1, X'_{ihs} \right\} \quad (8)$$

Em que  $E_{ihsj}^*$  combina valores observados e imputados para os casos censurados. A variável resultante é contínua para toda a amostra, inclusive para não consumidores, o que preserva a restrição orçamentária das proporções calóricas e elimina o viés de seleção associado a modelos que desconsideram observações com consumo nulo.

As mesmas covariáveis socioeconômicas e demográficas (renda, tempo de exposição à regulação, local de moradia, cor, nível e rede escolar, e escolaridade mais alta na unidade de consumo) entram em ambas as partes do *hurdle*, seguindo a recomendação de especificação simétrica para evitar distorções na expectativa incondicional, ainda que por mecanismos distintos – acesso, preferências, normas sociais (Hasegawa, Ueda e Mori, 2008; Manning, Duan e Rogers, 1987). A proporção imputada alimenta, então, a função de Engel log-quadrática, permitindo estimar elasticidades-renda e efeitos de substituição de forma consistente e comparável entre subgrupos (Banks, Blundell e Lewbel, 1997).

Em síntese, o modelo bayesiano integra a decisão de consumir e a intensidade condicional do consumo, tratando explicitamente a censura nos dados, respeitando a restrição de soma das proporções calóricas e capturando variações geográficas não observadas por meio de efeitos fixos. Essas propriedades são essenciais para a análise rigorosa do efeito das regulações estaduais sobre o consumo de *fast food*, *junk food* e ultraprocessados no Brasil.

Cabe ressaltar que, embora a proporção calórica observada (efetiva) possa ser utilizada diretamente, sua aplicação em modelos de regressão apresenta duas limitações importantes: a presença de censura excessiva, com grande número de observações nulas (valores zero) e a distribuição altamente assimétrica, com concentração da massa em valores baixos. Em contraste, a proporção imputada com base na expectativa incondicional fornece uma medida contínua, suavizada e livre de truncamentos, mais adequada a modelagem logarítmica, a estimação de elasticidades e a construção de funções de Engel com significado econômico.

### 3.4.3. Especificação da função de Engel calórica

Após a estimação do modelo *hurdle* bayesiano, obtém-se, para cada indivíduo, a proporção calórica proveniente de alimentos não saudáveis, ou seja, o valor observado ou

imputado com base na expectativa incondicional. Essa proporção é definida como a razão entre as calorias do grupo  $j$  (*fast food*, *junk food*, ou ultraprocessados) e o total calórico diário ingerido. Por ser contínua, livre de zeros e restrita ao intervalo (0,1), essa variável torna-se adequada como variável dependente na especificação da função de Engel calórica, permitindo investigar de que forma variações na renda e em fatores socioeconômicos influenciam a composição da dieta (Clements e Si, 2018; Deaton, 2018; Lewbel e Houthakker, 2008).

Conforme sugerido por Leser (1963), Banks, Blundell e Lewbel (1997) e Benda-Prokeinová *et al.* (2017), adota-se uma especificação log-quadrática da função de Engel, que permite captar elasticidades não lineares e efeitos marginais heterogêneos ao longo da distribuição de renda. Além da renda, inclui-se o tempo de vigência da regulamentação estadual, bem como um conjunto de controles demográficos, preservando a coerência metodológica com abordagens consolidadas de avaliação de impacto de políticas públicas (Meyer, 1995).

Assim, a função de Engel pode ser especificada como:

$$\mathbb{E} \left[ \frac{E_{ihsj}^*}{E_{ihs}} \right] = \alpha + \theta_s + \beta_1 \ln(\text{RPCD}_h) + \beta_2 [\ln(\text{RPCD}_h)]^2 + \gamma' X'_{ihs} + \delta(\text{TDI}_s) + \varepsilon_{ihsj} \quad (9)$$

Em que:  $E_{ihsj}^*/E_{ihs}$  representa a proporção calórica ingerida pelo indivíduo  $i$ , residente no domicílio  $h$ , localizado no estado  $s$ , proveniente de alimentos não saudáveis do grupo  $j$  (*fast food*, *junk food* ou ultraprocessados);  $\text{RPCD}_h$  refere-se a renda *per capita* disponível no domicílio;  $X'_{ihs}$  indica o vetor transposto de características individuais e domiciliares, incluindo sexo, área de residência (urbana ou rural), cor/etnia, nível de ensino frequentado (fundamental ou médio), rede escolar (pública ou privada) e nível de instrução mais elevado na unidade de consumo;  $\text{TDI}_s$  corresponde ao número de anos desde a implementação da regulamentação no estado  $s$ ;  $\theta_s$  representa o efeito fixo associado ao estado  $s$ ;  $\alpha$  a constante do modelo; e  $\varepsilon_{ihsj}$  o termo de erro aleatório.

A inclusão do termo quadrático da renda,  $[\ln(\text{RPCD}_h)]^2$ , permite avaliar se a participação calórica proveniente de alimentos não saudáveis apresenta comportamento progressivo (redução com o aumento da renda) ou regressivo (aumento com o crescimento da renda), conforme sugerido por Banks, Blundell e Lewbel (1997). Enquanto o coeficiente  $\delta$  mensura o efeito marginal da exposição normativa contínua sobre a participação calórica, controladas as demais covariáveis.

Dessa estimativa resultam três componentes: a elasticidade-renda calórica, obtida pela derivada da participação em relação a renda; o efeito marginal da regulação, capturado pelo coeficiente  $\delta$ ; e as funções de Engel calóricas, que descrevem como a contribuição relativa de

*fast food*, *junk food* e ultraprocessados na dieta varia ao longo da distribuição de renda, mantendo-se constantes os fatores individuais e contextuais.

Essa abordagem é particularmente informativa por três razões. Primeiro, integra a decisão de consumir e a intensidade condicional já tratadas no modelo *hurdle*, evitando viés de seleção decorrente da presença de zeros imputados (Hasegawa, Ueda e Mori, 2008). Segundo, preserva a condição de soma das proporções calóricas, permitindo inferir substituições intradieta entre grupos alimentares (Clements e Si, 2018). E terceiro, compatibiliza a análise distributiva ao possibilitar a estimação de elasticidades específicas por quintil de renda, o que é essencial para a avaliação da equidade das políticas públicas (Deaton, 2018).

Em síntese, a função de Engel log-quadrática, aplicada sobre a participação calórica imputada, fornece uma lente metodológica robusta para quantificar de que forma renda, regulação e características socioeconômicas moldam a qualidade nutricional da dieta no Brasil, atendendo simultaneamente a critérios de consistência econométrica e de relevância para a saúde pública.

#### 3.4.4. Heterogeneidade normativa como fonte de variação exógena

A identificação do efeito das leis estaduais que restringem a venda de alimentos não saudáveis em cantinas escolares explora a heterogeneidade normativa entre estados brasileiros em termos de tempo e intensidade de implementação. Essa variação é plausivelmente exógena por três razões: primeiro, as legislações foram promulgadas de forma descentralizada, sem coordenação temporal entre os estados; segundo, parte delas antecede o período de referência da Portaria Interministerial nº 1.010, de 2006, e da POF 2017/2018, enquanto outros estados ainda não haviam regulamentado em 2018; e terceiro, a decisão de legislar é institucional, de horizonte político, pouco correlacionada, no curto prazo, ao consumo individual de *fast food*, *junk food* ou ultraprocessados (Kurihayashi, 2020; Levasseur, 2021).

Embora a base desse estudo seja corte transversal, a variação no tempo de exposição aproxima-se da lógica de identificação de diferenças em diferenças escalonadas, isso porque estados adotaram a política em anos distintos antes e após a Portaria nº 1.010, de 2006, gerando doses diferentes de tratamento (Callaway e Sant’Anna, 2021; Meyer, 1995). O estudo adota, como medida contínua de exposição:

$$TDI_s = \text{Ano da POF} - \text{Ano de implementação da legislação no estado } s \quad (10)$$

Esse indicador captura o número de anos de vigência da regulação estadual até o ano da coleta da POF (considerado 2018). Trata-se de uma medida preferível a simples utilização de uma variável binária (regulado/não regulado), por três razões principais: evita arbitrariedades em

estados com normas parciais ou ambíguas; permite testar a existência de efeitos do tipo dose-resposta; e aproveita a variação temporal disponível, uma vez que estados como Santa Catarina, Paraná, Rio de Janeiro e Espírito Santo implementaram regulações ainda antes da Portaria nº 1.010, de 2006, enquanto outros 11 estados o fizeram posteriormente até 2018 (Becker e Siqueira, 2024).

A especificação do modelo inclui efeitos fixos de estado ( $\theta_s$ ) para controlar por características, invariantes ao longo do tempo, coisas como infraestrutura física e de saúde, cultura alimentar, grau de urbanização, entre outras. Inclui-se também o vetor de características individuais e domiciliares ( $X'_{ihs}$ ), de modo a garantir que a comparação entre estados reflita, de forma mais genuína, diferenças na exposição normativa e não apenas em fatores estruturais ou demográficos (De Vreyer, Lambert e Ravallion, 2020).

Sob o pressuposto de trajetórias paralelas condicionais, isto é, de que, na ausência de legislação, os padrões de consumo teriam evoluído de forma semelhante entre os estados, o coeficiente  $\delta$  associado à variável  $TDI_s$  na função de Engel estima o efeito marginal anual da regulação sobre a participação calórica de alimentos não saudáveis.

Adicionalmente, este estudo dedica atenção específica ao consumo típico em dias de semana (segunda a sexta-feira), sendo excluídos da análise os registros identificados como atípicos, como aqueles associados a festas ou eventos especiais e finais de semana. Essa decisão metodológica, baseada nas recomendações de Babu, Gajanan e Hallam (2017) e Monnery-Patris e Chambaron (2020), visa garantir que os padrões estimados reflitam o comportamento alimentar recorrente. A análise de demanda final reportará elasticidades-renda calóricas, efeitos marginais das políticas por faixa de renda e padrões de substituição calórica entre grupos alimentares.

#### 3.4.5. Robustez

Para assegurar que os resultados principais não sejam decorrentes de definições arbitrárias ou de escolhas econométricas específicas, foram conduzidos dois blocos de testes de robustez. O primeiro bloco avalia a sensibilidade dos resultados à definição normativa de alimento não saudável. De modo que, a cesta-padrão de itens foi sucessivamente substituída por três subconjuntos: *fast food*, *junk food* e ultraprocessados, conforme o Grupo 4 da classificação NOVA (Monteiro *et al.*, 2019). O segundo bloco testa a estabilidade dos coeficientes estimados ao se abandonar o arcabouço bayesiano. Nesse caso, as funções de Engel foram também estimadas por mínimos quadrados ordinários, aplicando-se a transformação *logit* da proporção calórica e excluindo-se as observações com consumo nulo, ou seja, restringindo

a amostra aos indivíduos que relataram consumo positivo dos alimentos não saudáveis (Belotti *et al.*, 2015; Manning, Duan e Rogers, 1987; Papke e Wooldridge, 1996).

Em ambos os blocos, reportam-se os coeficientes marginais e as elasticidades-renda calóricas, desagregadas por grupo alimentar e por subgrupo populacional, acompanhadas dos respectivos intervalos de credibilidade a 95% (no modelo bayesiano) ou intervalos de confiança (nas estimações). Cabe ressaltar ainda que a discussão dos resultados considera não apenas a significância estatística, mas também sua relevância prática e distributiva, conforme o enquadramento proposto por Blundell e Meghir (1987) e Banks, Blundell e Lewbel (1997), os quais relacionam elasticidades ao bem-estar nutricional e a hierarquia da demanda.

A seção a seguir apresenta os resultados obtidos com a estimação do modelo e a análise das funções de Engel calóricas

### 3.5. Análise e discussão dos resultados

Esta seção apresenta as evidências empíricas dos efeitos das leis estaduais que restringem a venda de alimentos não saudáveis em cantinas escolares sobre a proporção calórica desses produtos na dieta de crianças e adolescentes de 10 a 18 anos, tanto no domicílio quanto fora dele. Inicialmente, reportam-se as estatísticas descritivas da amostra, com destaque para a elevada presença de *fast food*, *junk food* e ultraprocessados na alimentação do público-alvo. Em seguida, apresentam-se os coeficientes estimados da participação calórica de cada grupo alimentar, obtidos por meio do modelo *hurdle* bayesiano. A partir da função de Engel log-quadrática, derivam-se as elasticidades-renda calóricas, que indicam como a contribuição relativa desses itens varia ao longo da distribuição de renda.

#### 3.5.1. Estatísticas descritivas

A Tabela 14 sintetiza o perfil de consumo e as características socioeconômicas da amostra da POF 2017/2018. Entre os estudantes de 10 a 18 anos, a participação calórica média de *fast food* situa-se em 11,9 % dentro do domicílio e 14 % fora dele; para *junk food*, o valor é praticamente idêntico nos dois ambientes (55 %); já os ultraprocessados respondem por 16,1 % das calorias consumidas em casa e 19 % fora de casa. Esses números corroboram a centralidade de produtos de alta densidade energética e prontos para consumo na dieta infantojuvenil, em consonância com estudos que apontam ampla disponibilidade de ultraprocessados nas cantinas escolares e em seu entorno (Azeredo *et al.*, 2016; Noll *et al.*, 2019).

Na amostra total, as proporções são mais baixas, mas ainda expressivas: *fast food* representa 7,7 % das calorias no domicílio e 11,1 % fora dele; *junk food*, 48,4 % e 50,9 %, respectivamente; ultraprocessados, 9,5 % em casa e 11,7 % fora. O fato de todas as categorias

apresentarem valores mais altos fora do domicílio sugere que o consumo calórico proveniente de alimentos de conveniência extrapola o contexto escolar e se intensifica em ambientes externos, reforçando a importância de políticas que alcancem não apenas as cantinas, mas também os pontos de venda no entorno.

Tabela 14 – Estatísticas descritivas

Variável	$\mu$	DP	Mín.	Máx.
Proporção de consumo de <i>fast food</i> domiciliar (idade escolar)	0,1189	0,1566	0	0,8961
Proporção de consumo de <i>fast food</i> fora do domicílio (idade escolar)	0,1404	0,1655	0	0,7607
Proporção de consumo de <i>junk food</i> domiciliar (idade escolar)	0,5506	0,1921	0	1,0000
Proporção de consumo de <i>junk food</i> fora do domicílio (idade escolar)	0,5527	0,2021	0	1,0000
Proporção de consumo de ultraprocessados domiciliar (idade escolar)	0,1612	0,1709	0	0,9680
Proporção de consumo de ultraprocessados fora do domicílio (idade escolar)	0,1904	0,1748	0	0,8022
Proporção de consumo de <i>fast food</i> domiciliar (população em geral)	0,0766	0,1327	0	1,0000
Proporção de consumo de <i>fast food</i> fora do domicílio (população em geral)	0,1112	0,1515	0	0,9636
Proporção de consumo de <i>junk food</i> domiciliar (população em geral)	0,4840	0,1997	0	1,0000
Proporção de consumo de <i>junk food</i> fora do domicílio (população em geral)	0,5087	0,1956	0	1,0000
Proporção de consumo de ultraprocessados domiciliar (população em geral)	0,0945	0,1336	0	0,9790
Proporção de consumo de ultraprocessados fora do domicílio (população em geral)	0,1172	0,1450	0	0,8167
Renda <i>per capita</i> disponível (RPCD)	1219,76	1876,88	0	72371,35
ln (RPCD)	6,5839	1,0349	0,0641	11,19
ln (RPCD) <sup>2</sup>	44,4187	13,4114	0,0041	125,21
Tempo desde a intervenção (TDI)	5,1853	7,6792	0	27
Sexo (Mulher)	0,5348	0,4988	0	1
Área (Rural)	0,2377	0,4257	0	1
Cor (Amarela)	0,0053	0,0725	0	1
Cor (Indígena)	0,0049	0,0698	0	1
Cor (Parda)	0,5175	0,4997	0	1
Cor (Preta)	0,1007	0,3010	0	1
Nível de Ensino (Fundamental/Médio)	0,9783	0,7033	0	2
Rede (Pública/Particular)	0,7695	0,4212	0	1
Nível de instrução mais alta no domicílio)	9,1963	2,3414	1	15

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados da POF 2017/2018.

Nota:  $\mu$ , DP, Mín., Máx., representam, respectivamente, a média, o desvio padrão, o valor mínimo e o valor máximo.

A renda *per capita* disponível apresenta assimetria na amostra, o que justifica a aplicação do logaritmo natural e de seu termo quadrático na função de Engel. O tempo de vigência das leis estaduais varia amplamente, alcançando até 27 anos, caso do Rio de Janeiro, que promulgou sua primeira restrição de venda nas escolas de ensino fundamental em 1991, enquanto a média entre os estados regulados é de 5 anos; essa dispersão garante variação suficiente para identificar efeitos de dose-resposta. A composição sociodemográfica mostra maioria feminina (53,5%), predomínio de cor parda (51,8%) e concentração urbana (76,2%). Além disso, quase 77 % dos estudantes frequentam a rede pública de ensino.

Em conjunto, as estatísticas evidenciam: alta participação calórica de alimentos não saudáveis na dieta de crianças e adolescentes em dias típicos e úteis, sobretudo fora do domicílio; heterogeneidade socioeconômica e temporal significativa na exposição às normas estaduais.

### 3.5.2. Resultados do modelo *hurdle* bayesiano hierárquico

Nesta seção, apresentam-se os principais resultados da estimação que combina um modelo *hurdle* bayesiano hierárquico com a função de Engel log-quadrática, aplicada para verificar se as leis estaduais que proíbem a venda de alimentos não saudáveis em cantinas escolares influenciam os hábitos alimentares para além do ambiente escolar. Analisa-se o consumo calórico dentro e fora do domicílio, tanto para o público-alvo, crianças e adolescentes entre 10 e 18 anos, quanto da população em geral, de modo a detectar possíveis efeitos de transbordamento. Os resultados são organizados em três subseções correspondentes às categorias alimentares definidas neste estudo: *fast food*, *junk food* e ultraprocessados, permitindo avaliar de que maneira as distintas definições de alimentos não saudáveis modulam o efeito do tempo de exposição às regulamentações estaduais.

#### 3.5.2.1. Consumo de *fast food*

Esta seção apresenta os resultados relativos ao consumo de *fast food*. As Tabelas 15 e 16 mostram, respectivamente, os efeitos estimados para a população em idade escolar no consumo calórico proveniente do domicílio e no realizado fora de casa. Enquanto as Tabelas 17 e 18 trazem os resultados correspondentes para a população em geral, distinguindo, na mesma ordem, o consumo dentro e fora do domicílio.

A política de restrição às cantinas não alterou, de forma estatisticamente significativa, a probabilidade de consumo de *fast food* no domicílio, mas reduziu a intensidade condicional desse consumo. Cada ano adicional de vigência da política resultou em uma queda de 2,2% ( $e^{-0,0225} \approx 0,9778$ ) na razão de risco relativo associada à proporção calórica esperada de *fast food* no total de alimentos ingeridos provenientes do domicílio.

Observa-se forte heterogeneidade entre os níveis de renda. Pertencer aos quintis 2 a 5 de renda *per capita* aumenta significativamente a probabilidade de consumo de *fast food*, com incrementos estimados entre 74% e 134% na razão de risco relativo, em comparação ao quintil mais pobre (Quintil 1). Utilizando as médias de renda *per capita* observadas para cada estrato e os coeficientes da função de Engel do consumo esperado, verifica-se que o consumo calórico de *fast food* permanece pouco elástico à renda, ainda que a sensibilidade aumente nos estratos superiores.

Tabela 15 – Resultados para o consumo de alimentos tipo *fast food* provenientes do domicílio por indivíduos entre 10 e 18 anos

Variável	Parte 1:		Parte 2:		Equação de Engel	
	Decisão de Consumir	Expectativa da Intensidade do Consumo	Equação de Engel (Para Quem Consumiu)		Equação de Engel (Consumo Esperado Para Quem Consumiu)	
	Coef.	Coef.	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
ln (RPCD)	0,1143 (0,1721)	-0,0939 (0,0486)	0,0387 (0,0436)	0,3744	-0,0038 (0,0014)	*** 0,0083
ln (RPCD) <sup>2</sup>	-0,0015 (0,0142)	0,0094 (0,0058)	-0,0023 (0,0039)	0,5557	0,0004 (0,0001)	*** 0,0023
2º Quintil	0,7183 * (0,0436)	-0,0013 (0,0297)	0,0162 (0,0224)	0,4696	0,0057 (0,0004)	*** 0,0000
3º Quintil	0,5539 * (0,1979)	-0,0210 (0,0549)	-0,0232 (0,0226)	0,3052	0,0030 (0,0006)	*** 0,0000
4º Quintil	0,8499 * (0,1162)	0,0862 (0,0788)	-0,0177 (0,0285)	0,5350	0,0114 (0,0010)	*** 0,0000
5º Quintil	0,5901 * (0,1087)	0,0582 (0,1286)	-0,0072 (0,0472)	0,8788	0,0068 (0,0015)	*** 0,0000
Tempo desde a intervenção (TDI)	-0,0028 (0,0130)	-0,0225 * (0,0066)	-0,0061 * (0,0032)	0,0587	0,0001 (0,0001)	0,3176
(2º Quintil) × (TDI)	-0,0208 (0,0141)	0,0047 (0,0067)	-0,0000 (0,0017)	0,9927	-0,0002 (0,0000)	*** 0,0000
(3º Quintil) × (TDI)	0,0148 (0,0187)	0,0158 * (0,0067)	0,0036 (0,0015)	** 0,0179	0,0005 (0,0000)	*** 0,0000
(4º Quintil) × (TDI)	-0,0029 (0,0132)	0,0119 (0,0071)	0,0038 (0,0015)	** 0,0102	0,0001 (0,0000)	** 0,0281
(5º Quintil) × (TDI)	0,0366 * (0,0186)	0,0049 (0,0086)	0,0014 (0,0019)	0,4467	0,0012 (0,0001)	*** 0,0000
Sexo (Mulher)	-0,0512 (0,0472)	0,0146 (0,0327)	0,0006 (0,0080)	0,9447	-0,0002 (0,0002)	0,1785
Área rural	-0,4768 * (0,0578)	-0,2627 * (0,0444)	-0,0400 (0,0104)	*** 0,0001	-0,0048 (0,0003)	*** 0,0000
Cor (Amarela)	0,5119 (0,3459)	-0,2362 * (0,0728)	-0,0539 (0,0281)	* 0,0548	0,0141 (0,0027)	*** 0,0000
Cor (Indígena)	0,7062 * (0,2493)	-0,0965 (0,0933)	-0,0870 (0,0304)	*** 0,0042	0,0100 (0,0014)	*** 0,0000
Cor (Parda)	-0,0479 (0,0650)	-0,0279 (0,0375)	-0,0011 (0,0103)	0,9164	-0,0021 (0,0002)	*** 0,0000
Cor (Preta)	-0,0811 (0,1337)	-0,1337 * (0,0396)	-0,0360 (0,0145)	** 0,0128	-0,0011 (0,0003)	*** 0,0001
Nível de Ensino (Fundamental/Médio)	-0,2078 * (0,1065)	-0,0079 (0,0374)	0,0034 (0,0111)	0,7566	-0,0033 (0,0002)	*** 0,0000
Rede (Pública)	-0,3014 * (0,1475)	-0,0781 * (0,0069)	-0,0076 (0,0135)	0,5727	-0,0086 (0,0005)	*** 0,0000
Nível de instrução mais alta no domicílio	0,0312 (0,0297)	0,0220 * (0,0095)	0,0015 (0,0031)	0,6383	0,0007 (0,0000)	*** 0,0000
Constante	-4,3745 * (0,6975)	-1,8333 * (0,1820)	0,0036 (0,1291)	0,9776	0,0148 (0,0040)	*** 0,0002
Efeito fixo de Estado	Sim	Sim	Sim		Sim	
R <sup>2</sup>	-	-	0,0658		0,9126	
Observações	5772	5996	5731		5772	

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados da POF 2017/2018.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses.

Para o segundo quintil (média de R\$ 548), a elasticidade estimada é de 0,06; o que implica que um aumento de 1% na renda elevaria a participação calórica esperada em apenas 0,06 %. Para o terceiro quintil (R\$ 920), a elasticidade sobe para 0,09; no quarto quintil (R\$ 1.460), atinge 0,08; e no quinto quintil (R\$ 4.247), chega ao valor máximo de 0,134. O quintil mais rico apresenta, portanto, a maior sensibilidade ao crescimento da renda. Um acréscimo de 10% na renda *per capita* nesse estrato resultaria em um aumento na participação calórica média de 2,16 % para 2,19 %, ou seja, um acréscimo de apenas 0,03 ponto percentual.

Assim, mesmo entre os consumidores habituais de *fast food* no domicílio, o volume calórico proveniente desse tipo de alimento mostra-se pouco responsivo a variações na renda, com elasticidades inferiores a 0,13. Esse padrão reforça a hipótese de que, para a maior parte das famílias, mudanças incrementais na renda afetam pouco a intensidade do consumo. Fatores como preferências alimentares e disponibilidade local parecem exercer influência relativamente mais relevante na determinação do consumo de *fast food* dentro de casa.

No caso da decisão de consumo de *fast food* fora do domicílio, apresentada na Tabela 16, incluindo restaurantes, lanchonetes e ambulantes, o efeito da política de regulação é mais pronunciado. Cada ano adicional de vigência da norma reduz em aproximadamente 16,5% a razão de risco relativo de consumir *fast food* fora de casa, ao mesmo tempo em que diminui a intensidade calórica condicional em cerca de 2,4% entre os que consomem. A renda *per capita* disponível exerce influência positiva significativa sobre a probabilidade de consumo, enquanto a presença de um termo quadrático negativo no modelo indica uma relação côncava, típica de bens de conveniência, adquiridos com frequência e de baixo envolvimento no processo decisório.

A elasticidade-renda do consumo calórico fora do domicílio mostra um padrão decrescente conforme o aumento do poder aquisitivo. Entre os quintis 2 a 4, a elasticidade é positiva, porém modesta, com valores de 0,16; 0,07 e 0,02, respectivamente. Já entre os indivíduos pertencentes ao quintil mais rico, a elasticidade estimada foi de -0,16; indicando que ganhos adicionais de renda tendem a reduzir levemente a participação calórica proveniente de *fast food* fora de casa, possivelmente em razão de uma substituição por refeições de maior qualidade nutricional ou preparadas em locais com maior valor agregado.

Tabela 16 – Resultados para o consumo de alimentos tipo *fast food* provenientes de fora do domicílio por indivíduos entre 10 e 18 anos

Variável	Parte 1:		Parte 2:		Equação de Engel	
	Decisão de Consumir	Expectativa da Intensidade do Consumo	Equação de Engel (Para Quem Consumiu)	p-valor	Equação de Engel (Consumo Esperado Para Quem Consumiu)	p-valor
ln (RPCD)	0,6332 *	-0,0820	0,0595	0,1750	0,0048	0,1225
	(0,0837)	(0,0425)	(0,0438)		(0,0031)	
ln (RPCD) <sup>2</sup>	-0,0504 *	0,0117 *	-0,0049	0,2320	-0,0003	0,3061
	(0,0129)	(0,0045)	(0,0041)		(0,0003)	
2º Quintil	-0,2303	-0,0355	0,0160	0,4377	-0,0035 ***	0,0000
	(0,1213)	(0,0552)	(0,0206)		(0,0007)	
3º Quintil	0,0805	-0,0296	0,0209	0,4442	0,0007	0,5438
	(0,2400)	(0,0814)	(0,0273)		(0,0012)	
4º Quintil	0,1483	0,1133	0,0217	0,5091	0,0086 ***	0,0000
	(0,2388)	(0,0938)	(0,0328)		(0,0019)	
5º Quintil	-0,1526	-0,1334 *	0,0537	0,2702	-0,0085 **	0,0215
	(0,4253)	(0,0763)	(0,0487)		(0,0037)	
Tempo desde a intervenção (TDI)	-0,1809 *	-0,0246 *	-0,0057	0,1419	-0,0023 ***	0,0000
	(0,0152)	(0,0067)	(0,0039)		(0,0002)	
(2º Quintil) × (TDI)	-0,0133	0,0013	0,0001	0,9706	-0,0002 ***	0,0001
	(0,0223)	(0,0081)	(0,0014)		(0,0000)	
(3º Quintil) × (TDI)	0,0090	0,0092	0,0017	0,3715	0,0005 ***	0,0000
	(0,0216)	(0,0081)	(0,0019)		(0,0000)	
(4º Quintil) × (TDI)	0,0226	-0,0031	0,0017	0,2839	0,0003 ***	0,0001
	(0,0218)	(0,0083)	(0,0016)		(0,0001)	
(5º Quintil) × (TDI)	0,0507	0,0113	0,0023	0,2469	0,0025 ***	0,0000
	(0,0278)	(0,0061)	(0,0020)		(0,0002)	
Sexo (Mulher)	0,1489	0,0319	0,0045	0,5973	0,0032 ***	0,0000
	(0,1103)	(0,0284)	(0,0085)		(0,0003)	
Área rural	-0,2749 *	-0,2440 *	-0,0269 **	0,0186	-0,0052 ***	0,0000
	(0,1441)	(0,0735)	(0,0114)		(0,0003)	
Cor (Amarela)	-0,2104	-0,2421	-0,0897 **	0,0291	-0,0017	0,5275
	(0,3476)	(0,1836)	(0,0411)		(0,0028)	
Cor (Indígena)	-	-0,4086	-0,0868 ***	0,0000	-0,0054 ***	0,0000
		(0,2628)	(0,0182)		(0,0007)	
Cor (Parda)	-0,1290	-0,0201	-0,0107	0,3213	-0,0107 ***	0,0000
	(0,1063)	(0,0318)	(0,0107)		(0,0003)	
Cor (Preta)	-0,1028	-0,0612	-0,0261	0,1789	-0,0042 ***	0,0000
	(0,1623)	(0,0401)	(0,0194)		(0,0004)	
Nível de Ensino (Fundamental/Médio)	-0,0133	-0,0197	-0,0051	0,6002	-0,0012 ***	0,0010
	(0,1332)	(0,0480)	(0,0098)		(0,0004)	
Rede (Pública)	-0,6114 *	-0,1409 *	-0,0234	0,1488	-0,0228 ***	0,0000
	(0,1468)	(0,0358)	(0,0162)		(0,0011)	
Nível de instrução mais alta no domicílio	0,0699 *	0,0269 *	0,0022	0,4225	0,0017 ***	0,0000
	(0,0313)	(0,0131)	(0,0027)		(0,0001)	
Constante	-3,6699 *	-2,3064 *	-0,0618	0,6161	0,0098	0,2022
	(0,5751)	(0,2475)	(0,1232)		(0,0077)	
Efeito fixo de Estado	Sim	Sim	Sim		Sim	
R <sup>2</sup>	-	-	0,0832		0,9059	
Observações	5996	5996	2909		2976	

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados da POF 2017/2018.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses.

Em conjunto, os resultados mostram que, mesmo fora do domicílio, o consumo de *fast food* por crianças e adolescentes é pouco sensível a variações incrementais de renda. A resposta positiva se limita até a classe média-alta, e inverte-se no topo da distribuição de renda. Esses resultados reforçam a hipótese de que fatores como disponibilidade local, apelo publicitário e a própria regulação escolar desempenham um papel relevante do que o poder aquisitivo marginal na determinação da intensidade calórica do consumo nesse grupo etário.

Para ilustrar a magnitude do efeito acumulado do tempo desde a intervenção, toma-se como exemplo o estado de Mato Grosso, onde a participação calórica média de *fast food* consumido fora do domicílio pela população entre 10 e 18 anos foi de 10,79% ( $p_0 = 0,1079$ ). O *logit* desse valor é dado por:

$$\text{logit}(p_0) = \ln \left[ \frac{p_0}{(1 - p_0)} \right] = \ln \left[ \frac{0,1079}{(1 - 0,1079)} \right] \approx -2,1127 \quad (11)$$

Considerando o coeficiente estimado para o tempo de vigência da regulação na equação de Engel de  $\delta = -0,0023$  por ano, a variação acumulada após dez anos de política é  $\Delta \text{logit} = -0,0023 \times 10 = -0,023$ . Assim, após esse período, o novo *logit* é  $\text{logit}(p_1) = -2,1127 - 0,0230 \approx -2,1357$  e a proporção correspondente é dada por:

$$p_1 = \frac{p_1}{(1 + p_1)} = \frac{e^{-2,1357}}{(1 - e^{-2,1357})} \approx 0,1057 \quad (12)$$

Portanto, em dez anos de vigência da política, a participação calórica de *fast food* fora do lar cairia de 10,79% para 10,57%, o que corresponde a uma redução absoluta de 0,22 ponto percentual. Em termos relativos, isso equivale a aproximadamente 2% de queda em relação ao nível inicial.

Para traduzir esse decréscimo em termos energéticos, considere uma ingestão média diária de 2.000 kcal. Uma redução de 0,22 ponto percentual na participação calórica do *fast food* corresponde a cerca de 4,4 kcal por dia, ou 1.606 kcal ao ano. Adotando 7.700 kcal/kg de gordura, isso equivale a aproximadamente 209 gramas de gordura corporal não acumulada por pessoa ao longo de um ano. Embora modesto no nível individual, o efeito se acumula no tempo e, em escala populacional, reforça a eficácia da política, somando-se à menor probabilidade de consumo e à menor intensidade entre os que continuam consumindo. Para dar intuição, tome um lanche típico de 258 kcal, como a combinação de uma Coca-Cola de 350 ml (121 kcal) e uma coxinha de 50 g (137 kcal). A economia anual de 1.606 kcal é energeticamente equivalente a cerca de seis lanches desse tipo distribuídos ao longo de doze meses.

Tabela 17 – Resultados para o consumo de alimentos tipo *fast food* provenientes do domicílio pela população em geral

Variável	Parte 1:		Parte 2:		Equação de Engel		Equação de Engel	
	Decisão de Consumir	Expectativa da Intensidade do Consumo	Expectativa da Intensidade do Consumo	Equação de Engel (Para Quem Consumiu)	p-valor	Equação de Engel (Consumo Esperado Para Quem Consumiu)	p-valor	
	Coef.	Coef.	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor		
ln (RPCD)	-0,2151 (0,3319)	-0,1925 * (0,0656)	0,0384 (0,0385)	0,3186	-0,0084 (0,0009)	***	0,0000	
ln (RPCD) <sup>2</sup>	0,0279 (0,0271)	0,0178 * (0,0048)	-0,0023 (0,0033)	0,4932	0,0009 (0,0001)	***	0,0000	
2º Quintil	0,5947 * (0,1736)	0,0134 (0,0518)	0,0103 (0,0209)	0,6207	0,0036 (0,0003)	***	0,0000	
3º Quintil	0,5018 * (0,2148)	-0,0152 (0,0547)	-0,0148 (0,0219)	0,5008	0,0019 (0,0004)	***	0,0000	
4º Quintil	0,3839 (0,2382)	0,0121 (0,0513)	-0,0236 (0,0270)	0,3828	0,0005 (0,0005)		0,3544	
5º Quintil	0,0357 (0,3330)	-0,0304 (0,0545)	-0,0061 (0,0394)	0,8763	-0,0062 (0,0007)	***	0,0000	
Tempo desde a intervenção (TDI)	-0,0552 * (0,0301)	-0,0291 * (0,0021)	-0,0062 (0,0028)	** 0,0301	-0,0008 (0,0001)	***	0,0000	
(2º Quintil) × (TDI)	-0,0210 (0,0195)	0,0076 (0,0054)	0,0003 (0,0015)	0,8478	-0,0001 (0,0000)	***	0,0000	
(3º Quintil) × (TDI)	-0,0026 (0,0196)	0,0145 * (0,0056)	0,0031 (0,0013)	** 0,0199	0,0002 (0,0000)	***	0,0000	
(4º Quintil) × (TDI)	0,0222 (0,0190)	0,0137 * (0,0020)	0,0041 (0,0013)	*** 0,0014	0,0007 (0,0000)	***	0,0000	
(5º Quintil) × (TDI)	0,0325 (0,0206)	0,0096 (0,0058)	0,0019 (0,0015)	0,1887	0,0009 (0,0000)	***	0,0000	
Sexo (Mulher)	0,0070 (0,0942)	-0,0055 (0,0131)	0,0034 (0,0070)	0,6225	0,0001 (0,0001)		0,3359	
Área rural	-0,4817 * (0,1449)	-0,2622 * (0,0413)	-0,0392 (0,0100)	*** 0,0001	-0,0045 (0,0002)	***	0,0000	
Cor (Amarela)	0,3113 (0,3703)	-0,0273 (0,1250)	-0,0610 (0,0273)	** 0,0254	0,0077 (0,0009)	***	0,0000	
Cor (Indígena)	0,6301 (0,4922)	-0,1664 * (0,0211)	-0,0904 (0,0318)	*** 0,0044	0,0140 (0,0031)	***	0,0000	
Cor (Parda)	-0,1271 (0,1150)	-0,0103 (0,0267)	0,0015 (0,0086)	0,8611	-0,0037 (0,0001)	***	0,0000	
Cor (Preta)	-0,3729 * (0,1861)	-0,0953 (0,0585)	-0,0209 (0,0144)	0,1466	-0,0044 (0,0002)	***	0,0000	
Nível de Ensino (Fundamental/Médio)	0,1677 * (0,0736)	0,0573 * (0,0235)	0,0068 (0,0065)	0,2980	0,0030 (0,0001)	***	0,0000	
Rede (Pública)	-0,0532 (0,1329)	-0,0221 (0,0419)	0,0044 (0,0100)	0,6582	-0,0008 (0,0002)	***	0,0000	
Nível de instrução mais alta no domicílio	0,0462 (0,0249)	0,0157 * (0,0053)	0,0018 (0,0024)	0,4648	0,0008 (0,0000)	***	0,0000	
Constante	-4,0579 * (1,1162)	-1,6831 * (0,2229)	-0,0157 (0,1172)	0,8932	0,0113 (0,0029)	***	0,0001	
Efeito fixo de Estado	Sim	Sim	Sim		Sim			
R <sup>2</sup>	-	-	0,0531		0,9176			
Observações	7824	4281	28017		7824			

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados da POF 2017/2018.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses.

Mesmo fora do público-alvo direto, a política de regulação das cantinas escolares apresenta efeitos consistentes e significativos. No consumo da população em geral proveniente do domicílio, cada ano adicional de vigência da política reduz a razão de risco relativo do consumo de *fast food* em 5,4 %, além de diminuir a intensidade calórica condicional em 2,9 % entre os que consomem. Na equação de Engel, o efeito anual estimado é de 0,08 ponto percentual, com significância estatística. Os resultados detalhados encontram-se resumidos na Tabela 17. No que se refere a decisão de compra de *fast food* fora do domicílio, o efeito da regulação é ainda mais expressivo, há uma redução anual de 21 % na razão de risco relativo, acompanhada de uma queda adicional de 0,42 ponto percentual na participação calórica total. A magnitude do efeito declina levemente com a renda, sinalizando um efeito mais forte entre os estratos de baixa e média renda. Os resultados detalhados encontram-se resumidos na Tabela 18.

Diante desses resultados, é possível afirmar que a política de regulação das cantinas alcança seu objetivo central, que é reduzir o consumo de *fast food* entre crianças e adolescentes, sobretudo fora do ambiente escolar. Além disso, seus efeitos se estendem a população em geral, ainda que com intensidades distintas. Isso porque, os efeitos observados são dose-dependentes, ou seja, acumulam-se ao longo do tempo de exposição à política, e são modulados pela renda, com maior intensidade nos quintis inferiores e redução progressiva nos mais ricos. Como implicação para a política pública, para melhores resultados sugere-se medidas complementares, como a fiscalização de pontos de venda no entorno das escolas e o reforço de ações de educação alimentar e nutricional, a fim de evitar comportamentos compensatórios de consumo entre os estratos de renda mais elevada.

Tabela 18 – Resultados para o consumo de alimentos tipo *fast food* provenientes de fora do domicílio pela população em geral

Variável	Parte 1:		Parte 2:		Equação de Engel		Equação de Engel	
	Decisão de Consumir	Expectativa da Intensidade do Consumo	Expectativa da Intensidade do Consumo	Equação de Engel (Para Quem Consumiu)	p-valor	Coef.	(Consumo Esperado Para Quem Consumiu)	p-valor
ln (RPCD)	0,7190 (0,5110)	-0,0585 (0,1444)	0,0474 (0,0487)	0,3300	0,0081 (0,0012)	***	0,0000	
ln (RPCD) <sup>2</sup>	-0,0550 (0,0441)	0,0073 (0,0132)	-0,0032 (0,0046)	0,4932	-0,0006 (0,0001)	***	0,0000	
2º Quintil	-0,2993 (0,2009)	-0,0020 (0,0825)	0,0039 (0,0206)	0,8497	-0,0038 (0,0004)	***	0,0000	
3º Quintil	0,0718 (0,2508)	-0,0142 (0,1158)	-0,0002 (0,0270)	0,9949	0,0011 (0,0005)	**	0,0265	
4º Quintil	0,1474 (0,3074)	0,0483 (0,1517)	-0,0078 (0,0352)	0,8238	0,0052 (0,0007)	***	0,0000	
5º Quintil	0,1235 (0,4700)	0,0066 (0,2259)	0,0141 (0,0499)	0,7781	0,0039 (0,0011)	***	0,0008	
Tempo desde a intervenção (TDI)	-0,2359 * (0,0450)	-0,0338 (0,0189)	-0,0071 (0,0036)	** 0,0496	-0,0042 (0,0002)	***	0,0000	
(2º Quintil) × (TDI)	-0,0082 (0,0221)	0,0093 (0,0086)	0,0011 (0,0013)	0,4049	0,0000 (0,0000)		0,3789	
(3º Quintil) × (TDI)	0,0105 (0,0188)	0,0139 (0,0088)	0,0021 (0,0015)	0,1615	0,0007 (0,0000)	***	0,0000	
(4º Quintil) × (TDI)	0,0212 (0,0194)	0,0095 (0,0086)	0,0032 (0,0015)	** 0,0271	0,0008 (0,0001)	***	0,0000	
(5º Quintil) × (TDI)	0,0177 (0,0204)	0,0121 (0,0096)	0,0024 (0,0018)	0,1676	0,0009 (0,0001)	***	0,0000	
Sexo (Mulher)	0,1583 (0,0970)	0,0300 (0,0384)	0,0082 (0,0074)	0,2719	0,0031 (0,0002)	***	0,0000	
Área rural	-0,2971 * (0,1364)	-0,2523 * (0,0536)	-0,0294 (0,0108)	*** 0,0068	-0,0058 (0,0002)	***	0,0000	
Cor (Amarela)	-1,2723 (1,2046)	-0,1504 (0,2657)	-0,0980 (0,0338)	*** 0,0038	-0,0239 (0,0010)	***	0,0000	
Cor (Indígena)	0,2843 (0,8670)	-0,3250 (0,3700)	-0,0787 (0,0151)	*** 0,0000	0,0038 (0,0013)	***	0,0032	
Cor (Parda)	-0,1560 (0,1118)	-0,0090 (0,0457)	-0,0052 (0,0095)	0,5836	-0,0085 (0,0002)	***	0,0000	
Cor (Preta)	-0,0611 (0,2015)	-0,0634 (0,0828)	-0,0174 (0,0170)	0,3047	-0,0024 (0,0003)	***	0,0000	
Nível de Ensino (Fundamental/Médio)	0,2965 * (0,0753)	0,0534 (0,0320)	0,0076 (0,0061)	0,2141	0,0070 (0,0002)	***	0,0000	
Rede (Pública)	-0,2853 * (0,1314)	-0,0521 (0,0524)	-0,0097 (0,0117)	0,4069	-0,0071 (0,0003)	***	0,0000	
Nível de instrução mais alta no domicílio	0,0670 * (0,0266)	0,0221 * (0,0109)	0,0023 (0,0024)	0,3354	0,0015 (0,0001)	***	0,0000	
Constante	-5,0229 * (1,5997)	-2,4443 * (0,4521)	-0,0747 (0,1304)	0,5669	-0,0278 (0,0037)	***	0,0000	
Efeito fixo de Estado	Sim	Sim	Sim		Sim			
R <sup>2</sup>	-	-	0,0653		0,9113			
Observações	3985	2490	9440		3985			

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados da POF 2017/2018.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses.

### 3.5.2.2. Consumo de *junk food*

Esta seção apresenta os resultados relativos ao consumo de *junk food*. A Tabela 19 reporta os efeitos estimados para a população em idade escolar no consumo calórico proveniente do domicílio, ao passo que a Tabela 20 exhibe os resultados para o consumo fora de casa nesse mesmo grupo. Já as Tabelas 21 e 22 sintetizam, respectivamente, os efeitos observados na população em geral, distinguindo o consumo intradomiciliar do extradomiciliar.

No consumo domiciliar da população de 10 a 18 anos, o tempo de exposição à regulação escolar não alterou, em média, a decisão de consumir *junk food* nem a fração calórica condicional ao consumo. No entanto, cada ano adicional de vigência da política reduziu a proporção calórica esperada em 0,11 ponto percentual. Os resultados são apresentados na Tabela 19.

A elasticidade-renda da proporção de calorias provenientes de *junk food* é baixa e negativa em todos os estratos, o que evidencia que aumentos na renda *per capita* disponível tendem, ainda que modestamente, a reduzir a fração de calorias desses produtos entre os consumidores. Tomando-se as rendas médias observadas, um acréscimo de 10 % na renda diminui a participação calórica em 0,03 ponto percentual no 2º quintil (elasticidade de -0,29); 0,02 ponto percentual nos 3º e 4º quintis (elasticidades de -0,19 e -0,23, respectivamente); e 0,03 ponto percentual no 5.º quintil (elasticidade de -0,34). Embora os domicílios situados nos quintis superiores partam de níveis absolutos mais elevados de consumo, efeito de nível captado pelos próprios quintis, variações marginais de renda dentro de cada faixa atuam para contrair a participação de *junk food*, sugerindo que, acima de um limiar relativamente baixo, ganhos adicionais de renda são redirecionados, potencialmente, para outros alimentos.

Os efeitos marginais da exposição indicam que cada ano adicional de vigência da regulação das cantinas escolares reduz a participação calórica de *junk food* entre jovens de 10 a 18 anos do 1º ao 4º quintil, mas o sinal se inverte no 5º quintil, onde o consumo esperado aumenta. Esse padrão não monotônico sugere que famílias muito pobres já enfrentam restrições orçamentárias que limitam o consumo de *junk food*, enquanto famílias de renda alta consomem boa parte desses produtos no ambiente escolar e, portanto, estão mais sujeitos ao efeito da regulação; ao passo que os mais ricos compensam as proibições adquirindo *junk food* em espaços não diretamente regulados, gerando um efeito rebote que pode exigir políticas complementares para preservar a equidade e a eficácia da intervenção.

Tabela 19 – Resultados para o consumo de alimentos tipo *junk food* provenientes do domicílio por indivíduos entre 10 e 18 anos

Variável	Parte 1:	Parte 2:		Equação de Engel		Equação de Engel	
	Decisão de Consumir	Expectativa da Intensidade do Consumo	Expectativa da Intensidade do Consumo	(Para Quem Consumiu)	(Para Quem Consumiu)	Consumo Esperado Para Quem Consumiu	Consumo Esperado Para Quem Consumiu
	Coef.	Coef.	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	
ln (RPCD)	0,1449 (0,1814)	0,1000 (0,0844)	0,0316 (0,0357)	0,3766	0,0299 (0,0007)	***	0,0000
ln (RPCD) <sup>2</sup>	-0,0179 (0,0157)	-0,0062 (0,0071)	-0,0023 (0,0035)	0,5169	-0,0031 (0,0001)	***	0,0000
2º Quintil	0,2120 * (0,0600)	0,0020 (0,0375)	0,0063 (0,0155)	0,6834	0,0290 (0,0002)	***	0,0000
3º Quintil	0,3744 * (0,0880)	0,1061 * (0,0499)	0,0033 (0,0222)	0,8822	0,0635 (0,0004)	***	0,0000
4º Quintil	0,3710 * (0,0671)	0,1436 * (0,0536)	0,0344 (0,0296)	0,2451	0,0661 (0,0005)	***	0,0000
5º Quintil	0,4351 * (0,1127)	0,0286 (0,0551)	-0,0152 (0,0561)	0,7866	0,0640 (0,0007)	***	0,0000
Tempo desde a intervenção (TDI)	-0,0006 (0,0067)	-0,0098 (0,0080)	-0,0006 (0,0030)	0,8535	-0,0011 (0,0001)	***	0,0000
(2º Quintil) × (TDI)	-0,0100 (0,0096)	-0,0025 (0,0045)	-0,0007 (0,0013)	0,5809	-0,0016 (0,0000)	***	0,0000
(3º Quintil) × (TDI)	-0,0089 (0,0107)	0,0061 (0,0049)	0,0023 (0,0014)	0,1117	-0,0006 (0,0000)	***	0,0000
(4º Quintil) × (TDI)	-0,0228 * (0,0119)	0,0025 (0,0055)	0,0004 (0,0013)	0,7623	-0,0029 (0,0000)	***	0,0000
(5º Quintil) × (TDI)	0,0163 (0,0138)	0,0032 (0,0065)	0,0019 (0,0020)	0,3473	0,0029 (0,0000)	***	0,0000
Sexo (Mulher)	0,0576 (0,0418)	0,0402 (0,0240)	0,0073 (0,0064)	0,2518	0,0119 (0,0001)	***	0,0000
Área rural	-0,1763 * (0,0641)	-0,2174 * (0,0241)	-0,0393 (0,0098)	*** 0,0001	-0,0433 (0,0002)	***	0,0000
Cor (Amarela)	0,2480 (0,1935)	0,0253 (0,1728)	0,0168 (0,0289)	0,5608	0,0378 (0,0011)	***	0,0000
Cor (Indígena)	0,0870 (0,1974)	0,1433 * (0,1068)	0,0285 (0,0261)	0,2757	0,0140 (0,0004)	***	0,0000
Cor (Parda)	0,0802 (0,0636)	0,0395 (0,0271)	0,0154 (0,0085)	* 0,0695	0,0247 (0,0002)	***	0,0000
Cor (Preta)	0,0264 (0,0373)	-0,0769 (0,0427)	0,0018 (0,0142)	0,8993	0,0077 (0,0002)	***	0,0000
(Fundamental/Médio) Rede (Pública)	-0,1036 * (0,0472)	-0,0898 * (0,0261)	-0,0196 (0,0084)	** 0,0194	-0,0230 (0,0001)	***	0,0000
Rede (Pública)	0,1065 (0,0647)	0,0524 (0,0432)	-0,0036 (0,0163)	0,8226	0,0201 (0,0002)	***	0,0000
Nível de instrução mais alta no domicílio	0,0317 * (0,0145)	0,0219 * (0,0068)	0,0070 (0,0021)	*** 0,0008	0,0065 (0,0000)	***	0,0000
Constante	-1,6392 * (0,6126)	-0,4312 (0,2745)	0,3845 (0,1026)	*** 0,0002	-0,0002 (0,0023)		0,9147
Efeito fixo de Estado	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim		
R <sup>2</sup>	-	-	-	0,0709	-		0,9952
Observações	5772	5716	5771				5772

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados da POF 2017/2018.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses.

Tabela 20 – Resultados para o consumo de alimentos tipo *junk food* provenientes de fora do domicílio por indivíduos entre 10 e 18 anos

Variável	Parte 1: Decisão de Consumir		Parte 2: Expectativa da Intensidade do Consumo		Equação de Engel (Para Quem Consumiu)		Equação de Engel (Consumo Esperado Para Quem Consumiu)	
	Coef.		Coef.		Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
ln (RPCD)	-0,2410 (0,1047)	*	0,0337 (0,0243)		0,0523 (0,0499)	0,2942	-0,0282 (0,0018)	*** 0,0000
ln (RPCD) <sup>2</sup>	0,0221 (0,0094)	*	0,0005 (0,0024)		-0,0042 (0,0051)	0,4151	0,0029 (0,0002)	*** 0,0000
2º Quintil	-0,1535 (0,0726)	*	-0,0046 (0,0357)		0,0062 (0,0209)	0,7669	-0,0184 (0,0004)	*** 0,0000
3º Quintil	-0,1350 (0,0812)		0,0722 (0,0535)		0,0167 (0,0310)	0,5896	-0,0104 (0,0008)	*** 0,0000
4º Quintil	-0,1736 (0,0981)	*	0,1432 (0,0245)	*	0,0520 (0,0414)	0,2092	-0,0077 (0,0012)	*** 0,0000
5º Quintil	-0,5345 (0,1222)	*	-0,0739 (0,0312)	*	0,0079 (0,0834)	0,9243	-0,0751 (0,0023)	*** 0,0000
Tempo desde a intervenção (TDI)	-0,0567 (0,0087)	*	0,0013 (0,0036)		0,0038 (0,0047)	0,4173	-0,0075 (0,0001)	*** 0,0000
(2º Quintil) × (TDI)	0,0113 (0,0134)		0,0021 (0,0049)		0,0017 (0,0016)	0,3030	0,0015 (0,0000)	*** 0,0000
(3º Quintil) × (TDI)	0,0197 (0,0135)		0,0119 (0,0057)	*	0,0035 (0,0019)	0,0578	0,0036 (0,0001)	*** 0,0000
(4º Quintil) × (TDI)	0,0187 (0,0146)		0,0052 (0,0062)		0,0012 (0,0019)	0,5308	0,0028 (0,0000)	*** 0,0000
(5º Quintil) × (TDI)	0,0463 (0,0192)	*	0,0159 (0,0076)	*	0,0051 (0,0031)	0,0972	0,0080 (0,0001)	*** 0,0000
Sexo (Mulher)	0,1046 (0,0689)		0,0741 (0,0315)	*	0,0072 (0,0087)	0,4094	0,0198 (0,0002)	*** 0,0000
Área rural	-0,1241 (0,0538)	*	-0,1510 (0,0361)	*	-0,0397 (0,0125)	0,0016	-0,0271 (0,0003)	*** 0,0000
Cor (Amarela)	-1,0039 (0,0759)	*	-0,2810 (0,1063)	*	-0,0392 (0,0427)	0,3584	-0,1283 (0,0047)	*** 0,0000
Cor (Indígena)	-0,9846 (0,0720)	*	-0,0018 (0,1915)		-0,0279 (0,0306)	0,3618	-0,1098 (0,0026)	*** 0,0000
Cor (Parda)	0,1036 (0,0853)		0,0873 (0,0152)	*	0,0172 (0,0112)	0,1242	0,0130 (0,0003)	*** 0,0000
Cor (Preta)	0,2361 (0,0797)	*	-0,1297 (0,0255)	*	-0,0092 (0,0183)	0,6151	0,0374 (0,0005)	*** 0,0000
Nível de Ensino (Fundamental/Médio)	-0,0999 (0,0840)		-0,0580 (0,0237)	*	-0,0095 (0,0104)	0,3624	-0,0180 (0,0003)	*** 0,0000
Rede (Pública)	-0,5612 (0,0750)	*	-0,0315 (0,0371)		-0,0051 (0,0186)	0,7836	-0,0815 (0,0007)	*** 0,0000
Nível de instrução mais alta no domicílio	0,0405 (0,0212)		0,0185 (0,0083)	*	0,0056 (0,0027)	0,0411	0,0066 (0,0001)	*** 0,0000
Constante	0,1458 (0,3262)		-0,1489 (0,1350)		0,3521 (0,1315)	0,0075	0,2707 (0,0043)	*** 0,0000
Efeito fixo de Estado	Sim		Sim		Sim		Sim	
R <sup>2</sup>	-		-		0,0907		0,9929	
Observações	2976		2957		2974		2976	

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados da POF 2017/2018.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses.

Para o consumo fora do domicílio, cada ano adicional de vigência da regulação reduz em 5,5 % a razão de risco relativo de adquirir *junk food* e diminui em 0,75 ponto percentual a proporção calórica esperada entre quem consome, conforme apresentado na Tabela 20. A influência da renda é não linear, de modo que as elasticidades-renda da participação calórica são 0,16; 0,07 e 0,02 entre o 2º e 4º quintis, invertendo-se para -0,16 no 5º quintil. Assim, a participação de *junk food* cresce lentamente até a faixa de renda média-alta, mas passa a cair entre os 20 % mais ricos, que parecem substituir lanches de baixa qualidade por refeições, possivelmente, de maior valor agregado. A efetividade da política também diminui conforme a renda aumenta; ainda assim, o efeito absoluto permanece inferior a 1 ponto percentual mesmo após vários anos, sinalizando um efeito modesto sobre o consumo fora de casa.

Para o consumo domiciliar considerando a população em geral, cada ano de vigência da regulação reduz em 1,1 % a razão de risco relativo de ingerir *junk food* e diminui em 1 % a intensidade condicional entre quem consome. O efeito combinado corresponde a uma queda de 0,24 ponto percentual na participação calórica esperada, com magnitude decrescente dos quintis mais pobres para os mais ricos. A elasticidade-renda dessa participação é baixa e negativa nos quintis 2 a 4 (-0,25) e torna-se positiva no 5º quintil (0,32), indicando que, após determinado patamar, ganhos adicionais de renda deslocam preferências para outros grupos alimentares. Esses resultados encontram-se na Tabela 21.

No consumo fora do domicílio, para a população em geral, o efeito concentra-se na fase de decisão. Cada ano adicional de regulação reduz em 8,7 % a razão de risco relativo de consumir *junk food*. Em relação ao consumo observado, a proporção calórica total recua cerca de 1% por ano. As interações positivas com renda atenuam esse resultado, de modo que as elasticidades-renda obtidas pela equação de Engel são pequenas e positivas (0,09; 0,04; 0,08; 0,03), sugerindo que os estratos superiores substituem o consumo em ambientes regulados por aquisições em locais, possivelmente, não abrangidos pela política (como *delivery*, *shoppings*, viagens), o que limita a progressividade da intervenção. Os resultados encontram-se na Tabela 22.

Tabela 21 – Resultados para o consumo de alimentos tipo *junk food* provenientes do domicílio pela população em geral

Variável	Parte 1: Decisão de Consumir		Parte 2: Expectativa da Intensidade do Consumo		Equação de Engel (Para Quem Consumiu)		Equação de Engel (Consumo Esperado Para Quem Consumiu)	
	Coef.		Coef.		Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
ln (RPCD)	0,2027 *	(0,0771)	0,2139 *	(0,0177)	0,0665 **	0,0178	0,0445 ***	0,0000
ln (RPCD) <sup>2</sup>	-0,0315 *	(0,0056)	-0,0168 *	(0,0016)	-0,0051 **	0,0410	-0,0055 ***	0,0000
2º Quintil	0,1713 *	(0,0170)	-0,0190	(0,0258)	-0,0027	0,8533	0,0200 ***	0,0000
3º Quintil	0,4775 *	(0,0548)	0,0775 *	(0,0150)	-0,0022	0,9041	0,0705 ***	0,0000
4º Quintil	0,5609 *	(0,0713)	0,0301	(0,0285)	0,0167	0,4690	0,0755 ***	0,0000
5º Quintil	0,5123 *	(0,1252)	0,0430	(0,0288)	-0,0073	0,8448	0,0690 ***	0,0000
Tempo desde a intervenção (TDI)	-0,0110 *	(0,0059)	-0,0097 *	(0,0033)	-0,0007	0,8011	-0,0024 ***	0,0000
(2º Quintil) × (TDI)	-0,0057	(0,0076)	-0,0004	(0,0031)	-0,0008	0,5155	-0,0008 ***	0,0000
(3º Quintil) × (TDI)	-0,0108	(0,0075)	0,0049	(0,0038)	0,0013	0,3041	-0,0010 ***	0,0000
(4º Quintil) × (TDI)	-0,0188 *	(0,0070)	0,0056 *	(0,0028)	0,0001	0,9269	-0,0020 ***	0,0000
(5º Quintil) × (TDI)	0,0237 *	(0,0078)	0,0003	(0,0039)	0,0006	0,6685	0,0031 ***	0,0000
Sexo (Mulher)	0,0147	(0,0400)	0,0216	(0,0183)	0,0042	0,4682	0,0040 ***	0,0000
Área rural	-0,2512 *	(0,0502)	-0,1994 *	(0,0227)	-0,0413 ***	0,0000	-0,0496 ***	0,0000
Cor (Amarela)	-0,1345	(0,2818)	0,1056	(0,0671)	0,0064	0,7972	-0,0173 ***	0,0000
Cor (Indígena)	0,0565	(0,1839)	0,0233	(0,1486)	0,0110	0,6651	0,0206 ***	0,0000
Cor (Parda)	0,0258	(0,0272)	0,0197	(0,0196)	0,0052	0,4898	0,0055 ***	0,0000
Cor (Preta)	-0,0827	(0,0522)	-0,0906 *	(0,0035)	-0,0026	0,8471	-0,0089 ***	0,0000
Nível de Ensino (Fundamental/Médio)	0,0693 *	(0,0304)	0,0371 *	(0,0150)	0,0063	0,2224	0,0128 ***	0,0000
Rede (Pública)	0,1437 *	(0,0548)	0,0967 *	(0,0276)	0,0126	0,2402	0,0286 ***	0,0000
Nível de instrução mais alta no domicílio	0,0227	(0,0118)	0,0206 *	(0,0034)	0,0058 ***	0,0013	0,0050 ***	0,0000
Constante	-1,4202 *	(0,3131)	-0,8547 *	(0,0772)	0,2740 ***	0,0018	-0,0059 ***	0,0064
Efeito fixo de Estado	Sim		Sim		Sim		Sim	
R <sup>2</sup>	-		-		0,0528		0,9948	
Observações	7824		7755		8260		7824	

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados da POF 2017/2018.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses.

Tabela 22 – Resultados para o consumo de alimentos tipo *junk food* provenientes de fora do domicílio pela população em geral

Variável	Parte 1:		Parte 2:		Equação de Engel		Equação de Engel	
	Decisão de Consumir	Expectativa da Intensidade do Consumo	Expectativa da Intensidade do Consumo	Equação de Engel (Para Quem Consumiu)	p-valor	Equação de Engel (Consumo Esperado Para Quem Consumiu)	p-valor	
	Coef.	Coef.	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor		
ln (RPCD)	-0,0468 (0,1307)	0,2175 * (0,0975)	0,0664 * (0,0397)	0,0948	0,0131 *** (0,0009)	0,0000		
ln (RPCD) <sup>2</sup>	0,0059 (0,0122)	-0,0164 (0,0085)	-0,0054 (0,0039)	0,1695	-0,0007 *** (0,0001)	0,0000		
2º Quintil	-0,2725 * (0,1248)	0,0006 (0,0546)	0,0006 (0,0196)	0,9765	-0,0317 *** (0,0003)	0,0000		
3º Quintil	-0,1013 (0,1531)	0,1212 (0,0721)	0,0246 (0,0260)	0,3454	-0,0014 *** (0,0005)	0,0037		
4º Quintil	-0,4330 * (0,1695)	0,1196 (0,0907)	0,0435 (0,0334)	0,1920	-0,0428 *** (0,0005)	0,0000		
5º Quintil	-0,2519 (0,2324)	0,0495 (0,1314)	0,0259 (0,0563)	0,6452	-0,0256 *** (0,0008)	0,0000		
Tempo desde a intervenção (TDI)	-0,0909 * (0,0166)	0,0195 (0,0135)	0,0036 (0,0049)	0,4624	-0,0100 *** (0,0001)	0,0000		
(2º Quintil) × (TDI)	0,0219 (0,0155)	0,0030 (0,0054)	0,0018 (0,0017)	0,2711	0,0028 *** (0,0000)	0,0000		
(3º Quintil) × (TDI)	0,0140 (0,0150)	0,0047 (0,0058)	0,0015 (0,0017)	0,3840	0,0021 *** (0,0000)	0,0000		
(4º Quintil) × (TDI)	0,0391 * (0,0144)	0,0047 (0,0062)	0,0006 (0,0018)	0,7504	0,0053 *** (0,0000)	0,0000		
(5º Quintil) × (TDI)	0,0156 (0,0170)	0,0064 (0,0070)	0,0020 (0,0020)	0,3209	0,0024 *** (0,0000)	0,0000		
Sexo (Mulher)	0,1024 * (0,0520)	0,0603 * (0,0278)	0,0027 (0,0076)	0,7265	0,0175 *** (0,0002)	0,0000		
Área rural	-0,0404 (0,0780)	-0,1557 * (0,0354)	-0,0461 *** (0,0110)	0,0000	-0,0174 *** (0,0002)	0,0000		
Cor (Amarela)	-1,1369 * (0,2422)	-0,0826 (0,1819)	-0,0220 (0,0318)	0,4883	-0,1289 *** (0,0046)	0,0000		
Cor (Indígena)	0,6880 * (0,2583)	-0,0760 (0,2879)	-0,0288 (0,0249)	0,2468	0,0831 *** (0,0020)	0,0000		
Cor (Parda)	-0,0495 (0,0431)	0,0330 (0,0328)	0,0082 (0,0098)	0,4007	-0,0125 *** (0,0002)	0,0000		
Cor (Preta)	-0,0168 (0,0955)	-0,1098 (0,0568)	-0,0162 (0,0155)	0,2966	0,0003 (0,0003)	0,3463		
Nível de Ensino (Fundamental/Médio)	0,1804 * (0,0517)	0,0331 (0,0231)	0,0110 (0,0070)	0,1164	0,0251 *** (0,0002)	0,0000		
Rede (Pública)	-0,2383 * (0,0639)	0,0202 (0,0397)	0,0057 (0,0139)	0,6805	-0,0280 *** (0,0003)	0,0000		
Nível de instrução mais alta no domicílio	0,0244 (0,0175)	0,0183 * (0,0073)	0,0051 ** (0,0023)	0,0297	0,0044 *** (0,0000)	0,0000		
Constante	-0,9329 * (0,4136)	-0,6533 * (0,3154)	0,3192 *** (0,1064)	0,0027	0,0812 *** (0,0028)	0,0000		
Efeito fixo de Estado	Sim	Sim	Sim		Sim			
R <sup>2</sup>	-	-	0,0750		0,9933			
Observações	3985	3965	4069		3985			

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados da POF 2017/2018.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses.

### 3.5.2.3. Consumo de alimentos ultraprocessados

Nesta seção são detalhados os resultados associados ao consumo de alimentos ultraprocessados. A Tabela 23 reúne os efeitos estimados para a população em idade escolar no consumo calórico realizado dentro do domicílio, enquanto a Tabela 24 se dedica ao consumo extradomiciliar desse mesmo grupo. Para a população em geral, os efeitos são apresentados nas Tabelas 25 e 26, que distinguem, respectivamente, o consumo intradomiciliar e fora de casa.

Por fim, analisam-se os alimentos ultraprocessados, classificados no Grupo 4 do sistema NOVA. Esse grupo inclui uma ampla variedade de produtos industrializados, como biscoitos recheados, cereais açucarados, embutidos, refrigerantes e bebidas lácteas adoçadas. Avaliar esse conjunto permite verificar se a regulação das cantinas escolares repercute não apenas sobre refeições prontas, mas também sobre itens que competem diretamente com a alimentação preparada no domicílio.

Os resultados apresentados na Tabela 23 indicam que, para a população em idade escolar e o consumo domiciliar, a cada ano de vigência da legislação estadual, a razão de risco relativo de consumir alimentos ultraprocessados em casa diminui 3,4 %, e a proporção calórica média estimada pela equação de Engel recua -0,03 ponto percentual, um efeito modesto, mas estatisticamente robusto. Observa-se uma relação côncava com a renda. O consumo aumenta no primeiro quintil, estabiliza-se nos intermediários e passa a diminuir gradualmente nos níveis mais altos de renda. As elasticidades-renda estimadas refletem essa trajetória: -0,09; -0,07; -0,06 e 0,05; respectivamente. A positividade no quinto quintil sugere que, embora iniciem em um patamar absoluto mais baixo, famílias de maior renda tendem a destinar uma fração ligeiramente maior a aquisição de ultraprocessados, possivelmente por meio de canais não afetados pelas regulações escolares.

Já para a alimentação fora do domicílio, o tempo de exposição à regulação reduz em 1,4 % a intensidade condicional do consumo e em 0,08 ponto percentual a participação calórica esperada a cada ano de vigência da política. A renda apresenta efeito decrescente sobre esse padrão: as elasticidades-renda são estimadas em -0,03; -0,02; -0,01 e nula para o quintil mais rico. Esses resultados indicam que, a partir da classe média, aumentos de renda deixam de estimular, ou até reduzem, a proporção de calorias provenientes de alimentos ultraprocessados consumidos fora de casa pela população em idade escolar. Os resultados são apresentados na Tabela 24.

Tabela 23 – Resultados para o consumo de alimentos ultraprocessados provenientes do domicílio por indivíduos entre 10 e 18 anos

Variável	Parte 1: Decisão de Consumir		Parte 2: Expectativa da Intensidade do Consumo		Equação de Engel (Para Quem Consumiu)		Equação de Engel (Consumo Esperado Para Quem Consumiu)	
	Coef.		Coef.		Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
ln (RPCD)	0,8355 *	(0,0943)	-0,2822 *	(0,1258)	0,0059	0,8551	0,0027 **	0,0435
ln (RPCD) <sup>2</sup>	-0,0643 *	(0,0068)	0,0313 *	(0,0109)	-0,0000	0,9985	-0,0001	0,2857
2º Quintil	0,2119 *	(0,0121)	0,0335	(0,0624)	0,0296 **	0,0433	0,0054 ***	0,0000
3º Quintil	0,2453 *	(0,0445)	0,0973	(0,0888)	0,0270	0,2168	0,0085 ***	0,0000
4º Quintil	0,2677 *	(0,1133)	0,0330	(0,1154)	0,0113	0,7132	0,0089 ***	0,0000
5º Quintil	0,4247 *	(0,1352)	-0,3592 *	(0,1560)	-0,0292	0,5438	0,0037 ***	0,0014
Tempo desde a intervenção (TDI)	-0,0341 *	(0,0086)	-0,0171	(0,0169)	-0,0019	0,4935	-0,0003 ***	0,0000
(2º Quintil) × (TDI)	0,0366 *	(0,0123)	0,0060	(0,0064)	-0,0002	0,8945	0,0004 ***	0,0000
(3º Quintil) × (TDI)	0,0376 *	(0,0104)	0,0122	(0,0071)	0,0017	0,2258	0,0005 ***	0,0000
(4º Quintil) × (TDI)	0,0256 *	(0,0115)	0,0086	(0,0086)	0,0024	0,1265	0,0001 **	0,0335
(5º Quintil) × (TDI)	0,0521 *	(0,0138)	0,0140	(0,0099)	0,0029	0,1404	0,0011 ***	0,0000
Sexo (Mulher)	0,1509 *	(0,0365)	0,0835 *	(0,0334)	0,0061	0,4528	0,0049 ***	0,0000
Área rural	-0,1427 *	(0,0653)	-0,2074 *	(0,0435)	-0,0368 ***	0,0000	-0,0044 ***	0,0000
Cor (Amarela)	0,0692	(0,5013)	-0,1011	(0,2439)	0,0030	0,9272	0,0053 ***	0,0020
Cor (Indígena)	-0,2261 *	(0,0256)	0,1688	(0,2608)	-0,0172	0,6988	-0,0074 ***	0,0000
Cor (Parda)	-0,0758	(0,0390)	0,0205	(0,0382)	-0,0076	0,4019	0,0014 ***	0,0000
Cor (Preta)	0,0664	(0,0823)	-0,0601	(0,0674)	-0,0257 **	0,0656	0,0019 ***	0,0000
Nível de Ensino (Fundamental/Médio)	-0,2052 *	(0,0721)	-0,1342 *	(0,0396)	-0,0122	0,1754	-0,0068 ***	0,0000
Rede (Pública)	-0,3296 *	(0,0588)	-0,1331 *	(0,0626)	-0,0017	0,9146	-0,0142 ***	0,0000
Nível de instrução mais alta no domicílio	0,0514 *	(0,0055)	0,0244 *	(0,0093)	0,0038	0,1163	0,0014 ***	0,0000
Constante	-5,9991 *	(0,3846)	-1,1926 *	(0,4205)	0,1384	0,1416	-0,0035	0,3951
Efeito fixo de Estado	Sim		Sim		Sim		Sim	
R <sup>2</sup>	-		-		0,0560		0,9375	
Observações	5772		4289		5809		5772	

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados da POF 2017/2018.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses.

Tabela 24 – Resultados para o consumo de alimentos ultraprocessados provenientes de fora do domicílio por indivíduos entre 10 e 18 anos

Variável	Parte 1:		Parte 2:		Equação de Engel		Equação de Engel	
	Decisão de Consumir	Expectativa da Intensidade do Consumo	Expectativa da Intensidade do Consumo	Equação de Engel (Para Quem Consumiu)	p-valor	Equação de Engel (Consumo Esperado Para Quem Consumiu)	p-valor	
	Coef.	Coef.	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor		
ln (RPCD)	-0,0026 (0,4175)	-0,3719 * (0,0555)	0,0150 (0,0401)	0,7083	-0,0082 *** (0,0024)	0,0005		
ln (RPCD) <sup>2</sup>	-0,0215 (0,0377)	0,0411 * (0,0047)	-0,0002 (0,0041)	0,9581	0,0005 * (0,0003)	0,0604		
2º Quintil	-0,0042 (0,1632)	-0,0406 (0,0569)	0,0172 (0,0163)	0,2894	-0,0006 (0,0005)	0,2706		
3º Quintil	0,1026 (0,2214)	0,0840 * (0,0227)	0,0328 (0,0284)	0,2477	0,0027 *** (0,0010)	0,0056		
4º Quintil	0,5823 * (0,1320)	-0,0229 (0,0630)	0,0160 (0,0395)	0,6844	0,0150 *** (0,0016)	0,0000		
5º Quintil	0,5505 (0,3836)	-0,4903 * (0,1159)	-0,0419 (0,0584)	0,4733	-0,0024 (0,0031)	0,4386		
Tempo desde a intervenção (TDI)	-0,0205 (0,0187)	-0,0144 * (0,0046)	-0,0028 (0,0040)	0,4900	-0,0008 *** (0,0001)	0,0000		
(2º Quintil) × (TDI)	0,0300 (0,0190)	0,0105 (0,0063)	0,0001 (0,0013)	0,9392	0,0008 *** (0,0000)	0,0000		
(3º Quintil) × (TDI)	0,0497 * (0,0199)	0,0131 * (0,0052)	0,0006 (0,0018)	0,7366	0,0016 *** (0,0001)	0,0000		
(4º Quintil) × (TDI)	0,0092 (0,0209)	0,0102 * (0,0036)	0,0012 (0,0020)	0,5615	0,0001 ** (0,0001)	0,0207		
(5º Quintil) × (TDI)	0,0383 (0,0260)	0,0298 * (0,0061)	0,0044 (0,0028)	0,1169	0,0023 *** (0,0002)	0,0000		
Sexo (Mulher)	0,0780 (0,0981)	0,1596 * (0,0292)	0,0204 (0,0088)	** 0,0199	0,0056 *** (0,0002)	0,0000		
Área rural	-0,1092 (0,1192)	-0,1703 * (0,0329)	-0,0181 (0,0111)	0,1046	-0,0048 *** (0,0003)	0,0000		
Cor (Amarela)	-1,0339 * (0,5162)	-0,3487 * (0,0863)	-0,0532 (0,0292)	* 0,0686	-0,0265 *** (0,0016)	0,0000		
Cor (Indígena)	-	-0,3051 * (0,0721)	-0,0678 (0,0211)	*** 0,0013	-0,0081 *** (0,0004)	0,0000		
Cor (Parda)	-0,0580 (0,1133)	0,0462 (0,0368)	-0,0146 (0,0103)	0,1561	-0,0084 *** (0,0003)	0,0000		
Cor (Preta)	0,2259 (0,2052)	0,0111 (0,0826)	-0,0158 (0,0168)	0,3476	0,0060 *** (0,0006)	0,0000		
Nível de Ensino (Fundamental/Médio)	-0,1801 (0,1074)	-0,1254 * (0,0315)	-0,0028 (0,0100)	0,7823	-0,0075 *** (0,0003)	0,0000		
Rede (Pública)	-0,5056 * (0,1500)	-0,1009 * (0,0131)	-0,0256 (0,0201)	0,2041	-0,0202 *** (0,0008)	0,0000		
Nível de instrução mais alta no domicílio	0,0596 * (0,0281)	0,0400 * (0,0047)	0,0038 (0,0028)	0,1855	0,0022 *** (0,0001)	0,0000		
Constante	-0,3642 (1,2270)	-1,4280 * (0,2181)		0,5116	0,0661 *** (0,0054)	0,0000		
Efeito fixo de Estado	Sim	Sim	Sim		Sim			
R <sup>2</sup>	-	-	0,0742		0,9256			
Observações	2970	2416	2963		2976			

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados da POF 2017/2018.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses.

Em síntese, a política parece conter o consumo, principalmente entre os quintis mais pobres e médio-altos. No entanto, o efeito é neutralizado no segundo quintil e se converte em uma leve compensação no topo da distribuição de renda, sugerindo que famílias com maior poder aquisitivo podem estar substituindo esse tipo de consumo por outros canais de aquisição ou em categorias alimentares distintas.

Para a população em geral, a regulação reduz a razão de risco relativo de consumo domiciliar de ultraprocessados em 9,4 % ao ano e comprime a intensidade condicional em -2,5 %. Como resultado, a participação calórica esperada proveniente do domicílio encolhe, em média, 0,17 ponto percentual por ano de vigência da política. Apesar dos níveis mais elevados de participação observados nesse grupo, as elasticidades-renda são negativas ao longo de toda a distribuição: -0,04; -0,04; -0,03 e -0,01; respectivamente. Isso sugere que variações marginais de renda tendem a reduzir a proporção calórica proveniente de ultraprocessados, indicando que, após determinado limiar, esses produtos perdem atratividade diante de outras opções. Os resultados detalhados encontram-se na Tabela 25.

No consumo fora do domicílio, a regulação também exerce efeitos expressivos. A razão de risco relativo cai 9,6 % ao ano, e a intensidade calórica se reduz em 1,4 %. Enquanto a proporção calórica total de ultraprocessados ingeridos fora de casa diminui, em média, 0,26 ponto percentual a cada ano de exposição a política. Diferentemente do padrão observado no consumo domiciliar, as elasticidades-renda fora de casa são positivas e crescentes entre os quintis 2 a 5 (0,06; 0,08; 0,12 e 0,21; respectivamente), o que indica que ganhos marginais de renda ampliam a proporção de calorias provenientes de ultraprocessados consumidos em ambientes externos. Os resultados são apresentados na Tabela 26.

Ainda assim, mesmo no quintil mais elevado de renda, o efeito líquido da política permanece negativo, com uma redução estimada de 0,05 ponto percentual ao ano, o que reforça a eficácia do arcabouço regulatório, ainda que com intensidade decrescente conforme a renda aumenta.

Tabela 25 – Resultados para o consumo de alimentos ultraprocessados provenientes do domicílio pela população em geral

Variável	Parte 1: Decisão de Consumir		Parte 2: Expectativa da Intensidade do Consumo		Equação de Engel (Para Quem Consumiu)		Equação de Engel (Consumo Esperado Para Quem Consumiu)	
	Coef.		Coef.		Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
ln (RPCD)	0,4266 *		-0,0856		0,0289	0,3457	0,0019 ***	0,0097
	(0,2670)		(0,0770)		(0,0306)		(0,0007)	
ln (RPCD) <sup>2</sup>	-0,0298		0,0116 *		-0,0019	0,4998	-0,0001	0,1965
	(0,0244)		(0,0067)		(0,0028)		(0,0001)	
2º Quintil	0,0669		0,0621		0,0268 *	0,0556	0,0024 ***	0,0000
	(0,1517)		(0,0506)		(0,0140)		(0,0002)	
3º Quintil	0,0629		0,0864		0,0110	0,5765	0,0034 ***	0,0000
	(0,2063)		(0,0681)		(0,0198)		(0,0002)	
4º Quintil	0,0444		-0,0425		-0,0024	0,9270	0,0017 ***	0,0000
	(0,2379)		(0,0593)		(0,0259)		(0,0003)	
5º Quintil	0,0659		-0,1783		0,0006	0,9871	-0,0003	0,3564
	(0,3646)		(0,1083)		(0,0381)		(0,0004)	
Tempo desde a intervenção (TDI)	-0,0986 *		-0,0257 *		-0,0034	0,1421	-0,0017 ***	0,0000
	(0,0280)		(0,0113)		(0,0023)		(0,0000)	
(2º Quintil) × (TDI)	0,0261		0,0041		-0,0004	0,7224	0,0003 ***	0,0000
	(0,0174)		(0,0056)		(0,0012)		(0,0000)	
(3º Quintil) × (TDI)	0,0236		0,0067		0,0015	0,2231	0,0003 ***	0,0000
	(0,0179)		(0,0062)		(0,0013)		(0,0000)	
(4º Quintil) × (TDI)	0,0314		0,0132 *		0,0027 *	0,0377	0,0006 ***	0,0000
	(0,0176)		(0,0062)		(0,0013)		(0,0000)	
(5º Quintil) × (TDI)	0,0419 *		0,0079		0,0014	0,4037	0,0007 ***	0,0000
	(0,0186)		(0,0079)		(0,0017)		(0,0000)	
Sexo (Mulher)	0,1511		0,0615 *		0,0045	0,5201	0,0035 ***	0,0000
	(0,0783)		(0,0286)		(0,0069)		(0,0001)	
Área rural	-0,1437		-0,1844 *		-0,0316 ***	0,0001	-0,0037 ***	0,0000
	(0,1052)		(0,0390)		(0,0078)		(0,0001)	
Cor (Amarela)	-0,4787		0,1962 *		0,0167	0,5026	-0,0079 ***	0,0000
	(0,7260)		(0,0483)		(0,0249)		(0,0004)	
Cor (Indígena)	-0,1404		-0,0505		-0,0170	0,6433	0,0020 ***	0,0084
	(0,7345)		(0,2405)		(0,0368)		(0,0008)	
Cor (Parda)	-0,0753		-0,0004		-0,0054	0,5003	-0,0022 ***	0,0000
	(0,0898)		(0,0195)		(0,0080)		(0,0001)	
Cor (Preta)	-0,1353		-0,0952		-0,0261 **	0,0269	-0,0022 ***	0,0000
	(0,1553)		(0,0610)		(0,0118)		(0,0001)	
Nível de Ensino (Fundamental/Médio)	0,1220 *		0,1436 *		0,0122 **	0,0282	0,0045 ***	0,0000
	(0,0616)		(0,0219)		(0,0056)		(0,0001)	
Rede (Pública)	-0,0238		0,0573		0,0079	0,4663	0,0007 ***	0,0000
	(0,1061)		(0,0374)		(0,0108)		(0,0001)	
Nível de instrução mais alta no domicílio	0,0499 *		0,0160 *		0,0028	0,1502	0,0010 ***	0,0000
	(0,0211)		(0,0080)		(0,0019)		(0,0000)	
Constante	-5,0993 *		-2,0539 *		0,0452	0,6351	-0,0186 ***	0,0000
	(0,8970)		(0,2872)		(0,0952)		(0,0025)	
Efeito fixo de Estado	Sim		Sim		Sim		Sim	
R <sup>2</sup>	-		-		0,0431		0,9464	
Observações	7824		5665		21130		7824	

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados da POF 2017/2018.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses.

Tabela 26 – Resultados para o consumo de alimentos ultraprocessados provenientes de fora do domicílio pela população em geral

Variável	Parte 1: Decisão de Consumir		Parte 2: Expectativa da Intensidade do Consumo		Equação de Engel (Para Quem Consumiu)		Equação de Engel (Consumo Esperado Para Quem Consumiu)	
	Coef.		Coef.		Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
ln (RPCD)	-0,5333 (0,1124)	*	-0,3251 (0,1003)	*	0,0070 (0,0458)	0,8792	-0,0187 (0,0009)	*** 0,0000
ln (RPCD) <sup>2</sup>	0,0397 (0,0124)	*	0,0348 (0,0084)	*	0,0007 (0,0043)	0,8619	0,0017 (0,0001)	*** 0,0000
2º Quintil	-0,2834 (0,1127)	*	0,0260 (0,0531)		0,0128 (0,0171)	0,4558	-0,0047 (0,0003)	*** 0,0000
3º Quintil	-0,0468 (0,1509)		0,1301 (0,0561)	*	0,0159 (0,0262)	0,5434	0,0006 (0,0004)	0,1617
4º Quintil	-0,0280 (0,0870)		-0,0412 (0,0593)		-0,0079 (0,0357)	0,8257	-0,0024 (0,0006)	*** 0,0001
5º Quintil	-0,0909 (0,2763)		-0,2660 (0,0890)	*	-0,0184 (0,0483)	0,7031	-0,0092 (0,0010)	*** 0,0000
Tempo desde a intervenção (TDI)	-0,1008 (0,0132)	*	-0,0143 (0,0073)		-0,0020 (0,0037)	0,5841	-0,0026 (0,0001)	*** 0,0000
(2º Quintil) × (TDI)	0,0390 (0,0175)	*	0,0077 (0,0076)		-0,0004 (0,0014)	0,7544	0,0009 (0,0000)	*** 0,0000
(3º Quintil) × (TDI)	0,0285 (0,0172)		0,0048 (0,0077)		-0,0006 (0,0016)	0,7216	0,0007 (0,0000)	*** 0,0000
(4º Quintil) × (TDI)	0,0229 (0,0180)		0,0080 (0,0071)		0,0013 (0,0018)	0,4841	0,0006 (0,0000)	*** 0,0000
(5º Quintil) × (TDI)	0,0176 (0,0225)		0,0128 (0,0100)		-0,0003 (0,0020)	0,8934	0,0007 (0,0000)	*** 0,0000
Sexo (Mulher)	0,0458 (0,0819)		0,0881 (0,0249)	*	0,0175 (0,0079)	** 0,0257	0,0026 (0,0001)	*** 0,0000
Área rural	-0,0862 (0,1228)		-0,1298 (0,0546)	*	-0,0121 (0,0101)	0,2326	-0,0035 (0,0002)	*** 0,0000
Cor (Amarela)	-1,0278 (0,3753)	*	-0,4341 (0,3184)		-0,0326 (0,0264)	0,2172	-0,0203 (0,0008)	*** 0,0000
Cor (Indígena)	0,6870 (0,2867)	*	-0,3028 (0,3031)		-0,0613 (0,0174)	*** 0,0004	0,0061 (0,0009)	*** 0,0000
Cor (Parda)	0,0013 (0,0564)		0,0250 (0,0056)	*	-0,0075 (0,0093)	0,4220	-0,0057 (0,0002)	*** 0,0000
Cor (Preta)	0,2860 (0,1045)	*	-0,0465 (0,0375)		-0,0185 (0,0150)	0,2167	0,0061 (0,0003)	*** 0,0000
Nível de Ensino (Fundamental/Médio)	0,2498 (0,0447)	*	0,1164 (0,0324)	*	0,0166 (0,0070)	* 0,0171	0,0075 (0,0001)	*** 0,0000
Rede (Pública)	-0,0146 (0,0904)		0,0203 (0,0493)		-0,0097 (0,0133)	0,4638	0,0001 (0,0002)	0,7407
Nível de instrução mais alta no domicílio	0,0533 (0,0239)	*	0,0279 (0,0114)	*	0,0041 (0,0024)	* 0,0910	0,0015 (0,0000)	*** 0,0000
Constante	-0,2462 (0,4453)		-1,7907 (0,3246)	*	0,0478 (0,1362)	0,7255	0,0544 (0,0023)	*** 0,0000
Efeito fixo de Estado	Sim		Sim		Sim		Sim	
R <sup>2</sup>	-		-		0,0504		0,9388	
Observações	3985		3145		7723		3985	

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados da POF 2017/2018.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses.

### 3.5.3. Discussão dos resultados

Os resultados evidenciam que a heterogeneidade normativa entre os estados, medida pelo número de anos de vigência das leis que restringem a venda de alimentos não saudáveis em cantinas, gera um efeito dose-resposta consistente sobre a dieta de crianças e adolescentes, estendendo-se por transbordamento à população em geral. A amplitude temporal oferece variação exógena suficiente para identificar efeitos marginais anuais e mostra que essa política atua como um freio gradual na absorção calórica de produtos do tipo *fast food*, *junk food* e ultraprocessados, em consonância com estudos que ressaltam a importância de exposições prolongadas para consolidar mudanças de comportamento alimentar (Becker e Siqueira, 2024; Levasseur, 2021).

A restrição de oferta nas cantinas alterou tanto a decisão de consumo quanto a intensidade de ingestão, dentro e fora do domicílio, com efeito direto na proporção de calorias provenientes de alimentos não saudáveis, no entanto sendo mais pronunciado no ambiente fora do domicílio. Tais resultados reforçam evidências de que a disponibilidade ao redor das escolas, fora do domicílio, funciona como elo crítico na cadeia de oferta, de modo que regulamentações focadas no espaço escolar podem se estender a lanchonetes, quiosques e ambulantes nas imediações, afetando também a população em geral (Azeredo *et al.*, 2016).

A elasticidade-renda é positiva nos estratos médios e negativa no topo da distribuição, sugerindo que, entre as famílias de maior renda, ganhos adicionais tendem a ser redirecionados para refeições de diferentes qualidades nutricionais, o que corrobora o padrão côncavo descrito por Blundell e Meghir (1987) para bens de conveniência com substitutos superiores. Esse comportamento pode refletir deslocamentos de compra para canais não regulados quando a restrição é circunscrita ao ambiente escolar, indicando a necessidade de instrumentos complementares, como rotulagem frontal e taxaço seletiva, para preservar a progressividade da intervenção (Julião, 2019). Padrão análogo foi encontrado por Olipra (2024), que atribui esses desvios a aspirações de status que levam famílias de alta renda a substituir calorias baratas por produtos ultraprocessados de maior prestígio

De modo geral, a relação renda-consumo apresentou formato côncavo, de modo que o consumo aumenta no primeiro quintil, estabiliza-se nos intermediários e declina nos superiores, sugerindo que, além da restrição de oferta, fatores como capital nutricional e acesso à informação modulam as escolhas nos estratos com estrutura de rendas superiores, em linha com teorias de demanda que associam elasticidades decrescentes ao avanço na hierarquia socioeconômica.

Os fatores sociodemográficos também reforçam a seletividade da política. Residir em área rural, frequentar escola pública ou pertencer a domicílios de cor/etnia preta ou parda correlaciona-se com menor probabilidade e intensidade de consumo de alimentos não saudáveis. No entanto, essas diferenças são menos acentuadas para ultraprocessados, cuja oferta já se internalizou no varejo comum. Esses resultados convergem com Noll *et al.*, (2019), que mostram o PNAE atuando como amortecedor de desigualdades ao substituir itens ultraprocessados por preparações menos processadas.

Em síntese, destacam-se três implicações para a formulação de políticas públicas. Primeiro, as restrições às cantinas indicam eficácia média significativa, especialmente no ambiente fora do domicílio, onde o consumo é mais sensível a oferta regulada. Segunda, a intervenção mostra caráter progressivo até a classe média, mas revela compensações entre os mais ricos que podem erodir ganhos em equidade, conforme observado em análises de adesão desigual em escolas privadas (Kurihayashi, 2020). Terceiro, legislações isoladas alcançam resultados limitados sem fiscalização efetiva do entorno escolar, o que reforça a recomendação da Organização Mundial da Saúde de combinar restrição de venda, educação nutricional e incentivos econômicos para maximizar os benefícios a saúde pública. Por fim, esses resultados evidenciam a utilidade do modelo *hurdle* bayesiano em capturar simultaneamente decisão de consumo, intensidade de ingestão e elasticidade-renda, fornecendo base empírica sólida para o debate sobre ambientes alimentares saudáveis no Brasil.

### 3.6. Conclusão

Este estudo investigou os efeitos das leis estaduais de regulamentação das cantinas escolares sobre os hábitos alimentares fora do ambiente escolar, utilizando os microdados da POF de 2017/2018. Para isso, empregou-se um modelo *hurdle* bayesiano hierárquico em duas etapas, primeiro estimando a probabilidade de consumo e, em seguida, a intensidade condicional, de modo a obter a expectativa incondicional de ingestão calórica dentro e fora do domicílio. Complementarmente, estimou-se a função de Engel log-quadrática para avaliar o consumo esperado em função da renda.

Os resultados indicam que cada ano adicional de exposição à regulação reduz em até 18,09 pontos percentuais a probabilidade de consumo e em 2,46 pontos percentuais a participação calórica de produtos não saudáveis, sobretudo na alimentação fora do domicílio. A função de Engel revelou ainda que a política apresenta caráter progressivo para as famílias de classe média, mas apresenta compensações no topo da distribuição de renda, evidenciando que domicílios mais ricos deslocam suas compras, possivelmente, para canais não regulados ou

para outros produtos. No conjunto, o tempo de vigência da norma provoca uma redução de até 0,75 ponto percentual por ano.

Esses resultados reforçam que a disponibilidade de alimentos nas cantinas e no entorno escolar constitui um ponto crítico de intervenção. Restrições limitadas ao ambiente intraescolar podem não ser suficientes para garantir equidade nutricional, ainda que atuem de forma efetiva, embora lenta e gradual. A queda observada no consumo domiciliar configura um transbordamento, de modo que a legislação parece alterar também as preferências de toda a família, ampliando o alcance da medida para além do público-alvo direto. Contudo, o efeito rebote entre os estratos de maior renda ressalta a necessidade de instrumentos complementares, como taxação seletiva e fiscalização, para coibir deslocamentos de consumo e preservar o caráter redistributivo da política.

Como limitações, destacam-se: a natureza transversal dos microdados da POF 2017/2018, que impede avaliar dinâmicas de longo prazo e possíveis efeitos defasados; a ausência de indicadores diretos sobre a conformidade das escolas às normas, o que pode gerar atenuação dos efeitos estimados; e potenciais vieses de subdeclaração no recordatório alimentar de 24 horas. Nenhuma dessas restrições, contudo, compromete a consistência nem a utilidade das evidências apresentadas. Isso porque a combinação de variação normativa exógena plausível, viés conservador decorrente do descumprimento parcial das leis e um modelo que acomoda censura e subdeclaração garantem que os resultados capturem, ao menos, o efeito causal mínimo das leis de cantina sobre a qualidade da dieta, oferecendo subsídios sólidos para o desenho de políticas públicas.

Em síntese, as evidências indicam que a regulação das cantinas escolares é um instrumento eficaz para reduzir a proporção calórica de alimentos não saudáveis e promover justiça nutricional além do ambiente escolar. Contudo, seus ganhos plenos dependem de um arcabouço integrado de políticas que combine restrição de oferta, incentivos econômicos e monitoramento contínuo, como propõe o Projeto de Lei nº 4.501, de 2020, que busca estender essas diretrizes em âmbito nacional.

## Referências

- ABRAHAMSSON, S. S.; BÜTIKOFER, A.; KARBOWNIK, K. Swallow this: Childhood and adolescent exposure to *fast food* Restaurants, BMI, and cognitive ability. *National Bureau of Economic Research*, 2023. Disponível em: <http://doi.org/10.3386/w31226>. Acesso em: 18 jun. 2025.
- ALVIOLA IV, P. A. *et al.* The effect of fast-food restaurants on childhood obesity: a school level analysis. *Economics & Human Biology*, v. 12, p. 110-119, 2014.
- ANDERSON, M. L.; GALLAGHER, J.; RITCHIE, E. R. School meal quality and academic performance. *Journal of Public Economics*, v. 168, p. 81-93, 2018.
- AZEREDO, C. M. *et al.* Food environments in schools and in the immediate vicinity are associated with unhealthy food consumption among Brazilian adolescents. *Preventive medicine*, v. 88, p. 73-79, 2016.
- BABASHAHI, M. *et al.* Scrutinize of healthy school canteen policy in Iran's primary schools: a mixed method study. *BMC Public Health*, v. 21, p. 1-16, 2021.
- BABU, S.; GAJANAN, S.; HALLAM, J. A. *Nutrition economics: Principles and policy applications*. Academic Press, 2017.
- BANKS, J.; BLUNDELL, R.; LEWBEL, A. Quadratic Engel curves and consumer demand. *Review of Economics and statistics*, v. 79, n. 4, p. 527-539, 1997.
- BASTO-ABREU, A. *et al.* Predicted impact of banning nonessential, energy-dense food and beverages in schools in Mexico: A microsimulation study. *PLoS Medicine*, v. 21, n. 5, p. 15, 2024.
- BECKER, K. L.; SIQUEIRA, W. L. Avaliação de impacto da regulação da oferta de alimentos nas cantinas escolares sobre as mortes por doenças crônicas não transmissíveis de crianças e adolescentes. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 54, n. 3, p. 211-231, 2024.
- BELOTTI, F. *et al.* twopm: Two-part models. *The Stata Journal*, v. 15, n. 1, p. 3-20, 2015.
- BENDA-PROKEINOVÁ, R. *et al.* Engel's approach as a tool for estimating consumer behaviour. *Ekonomie a Management*, v. 20, n. 2, p. 15-29, 2017.
- BEZERRA, E. C. D. *Análise de impacto de políticas de regulação da oferta de alimentos nas cantinas escolares brasileiras*. 2021. 59 p. Dissertação (Mestrado em Economia e Desenvolvimento) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, RS, 2021. Disponível em: <https://repositorio.ufsm.br/handle/1/21862>. Acesso em: 18 jun. 2025.
- BLUNDELL, R.; MEGHIR, C. Engel curve estimation with individual data. In: *The Practice of Econometrics: Studies on Demand, Forecasting, Money and Income*. Dordrecht: Springer Netherlands, 1987. p. 3-14.

BRASIL. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Pesquisa de Orçamentos Familiares: análise do consumo alimentar pessoal no Brasil*. IBGE: Rio de Janeiro, RJ, 2020.

BRASIL. Ministério da Educação. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira. *Escolares de 13 a 17 anos: Tema 11 - Imagem Corporal* [arquivo eletrônico]. Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar - PeNSE 2019. Rio de Janeiro: IBGE, 2022. Disponível em: <https://bit.ly/4kO1niF>. Acesso em: 18 jun. 2025.

BRASIL. Ministério da Educação. *Regulamentação de cantinas escolares em escolas públicas do Brasil*. Nota Técnica nº 02/2012 - COTAN/CGPAE/DIRAE/FNDE, 2012. Disponível em: <https://bit.ly/3MpVoAF>. Acesso em: 18 jun. 2025.

BRASIL. Ministério da Saúde. Portaria Interministerial nº 1.010, de 08 de maio de 2006, que institui as diretrizes para a Promoção da Alimentação Saudável nas Escolas de educação infantil, fundamental e nível médio das redes públicas e privadas, em âmbito nacional. *Diário Oficial da União [da] República Federativa do Brasil*, Poder Executivo, Brasília, DF, 2006. Disponível em: <https://bit.ly/3dlEBhb>. Acesso em: 18 jun. 2025.

BRASIL. Regulamentação da comercialização de alimentos em escolas no Brasil: experiências estaduais e municipais. Brasília, DF: Ministério da Saúde, 2007. 72 p. Disponível em: <https://bit.ly/3A3Fm8r>. Acesso em: 18 jun. 2025.

BUSSE, K. R. *et al.* Ultraprocessed Food Intake during the Transition to Adulthood Varies According to Sociodemographic Characteristics and Maternal Intake in Cebu, Philippines. *The Journal of Nutrition*, v. 154, n. 7, p. 2273-2283, 2024.

CALLAWAY, B.; SANT'ANNA, P. H. C. Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, v. 225, n. 2, p. 200-230, 2021.

CARLIN, B. P.; LOUIS, T. A. *Bayesian methods for data analysis*. 3. ed. Boca Raton, FL: CRC Press, 2008.

CARMO, A. S. d. *et al.* The food environment of Brazilian public and private schools. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 34, n. 12, p. 11, 2018.

CAWLEY, J. An economic framework for understanding physical activity and eating behaviors. *American Journal of Preventive Medicine*, v. 27, n. 3, p. 117-125, 2004.

CHOI, S. K. *et al.* Why are restricted food items still sold after the implementation of the school store policy? The case of South Korea. *Food Policy*, v. 83, p. 161-169, 2019.

CLEMENTS, K. W.; SI, J. Engel's law, diet diversity, and the quality of food consumption. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 100, n. 1, p. 1-22, 2017.

CORNELSEN, L.; MAZZOCCHI, M.; SMITH, R. D. Fat tax or thin subsidy? How price increases and decreases affect the energy and nutrient content of food and beverage purchases in Great Britain. *Social Science e Medicine*, v. 230, p. 318-327, 2019.

COSTA SILVA, M. M. d. Demanda individual de alimentos e estado nutricional infantil: Uma análise da influência do Programa Bolsa Família. *Economia Aplicada*, v. 24, n. 1, p. 127-162, 2020.

COSTA SILVA, M. M. d. Thin subsidies effects on food consumption pattern and nutritional status of poor Brazilian children. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 41, n. 1, p. 1-43, 2021.

CRISPIM, C. A. *et al.* Late eating and shortened fasting are associated with higher ultra-processed food intake across all age groups: a population-based study. *European Journal of Nutrition*, v. 64, n. 3, p. 134, 2025.

DE VREYER, P.; LAMBERT, S.; RAVALLION, M. Unpacking Household Engel Curves. *National Bureau of Economic Research*, 2020. Disponível em: <http://doi.org/10.3386/w26850>. Acesso em: 18 jun. 2025.

DEATON, A. *The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy*. World Bank Group, p. 496, 2018.

DEVINE, L. D. *et al.* Factors that influence food choices in secondary school canteens: a qualitative study of pupil and staff perspectives. *Frontiers in public health*, v. 11, p. 1-14, 2023.

EVENHUIS, I. J. *et al.* Development of the ‘Canteen Scan’: an online tool to monitor implementation of healthy canteen guidelines. *BMC Public Health*, v. 18, p. 1-11, 2018.

FANG, G.; ZHU, Y. Long-term impacts of school nutrition: Evidence from China’s school meal reform. *World Development*, v. 153, p. 1-14, 2022.

FRETES, G. *et al.* Changes in children’s and adolescents’ dietary intake after the implementation of Chile’s law of food labeling, advertising and sales in schools: a longitudinal study. *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, v. 20, n. 1, p. 40, 2023.

GELMAN, A.; HILL, J. *Data analysis using regression and multilevel/hierarchical models*. Cambridge University Press, 2007.

GONZÁLEZ, I. P. *et al.* *The influence of consumption of ultra-processed food on obesity among Uruguayan and Brazilian preschoolers* [arquivo eletrônico]. International System for Agricultural Science and Technology, Food and Agriculture Organization, 2024. Disponível em: <https://hdl.handle.net/20.500.12381/3129>. Acesso em: 18 jun. 2025.

HASEGAWA, H.; UEDA, K.; MORI, K. Estimation of Engel curves from survey data with zero expenditures. *Oxford bulletin of economics and statistics*, v. 70, n. 4, p. 535-558, 2008.

HERNÁNDEZ-FERNÁNDEZ, M. *et al.* Association of expenditure on ultra-processed foods and beverages and anthropometric indicators in Mexican children: A longitudinal study. *PLoS One*, v. 20, n. 3, p. 14, 2025.

HERNÁNDEZ-FERNÁNDEZ, M. *et al.* Reduction in purchases of energy-dense nutrient-poor foods in Mexico associated with the introduction of a tax in 2014. *Preventive medicine*, v. 118, p. 16-22, 2019.

JULIÃO, C. C. B. *Taxação de alimentos ultraprocessados: evidências para o Brasil*. 2019. 146 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2019. Disponível em: <https://locus.ufv.br/handle/123456789/27571>. Acesso em: 18 jun. 2025.

KEEN, M. Zero expenditures and the estimation of Engel curves. *Journal of Applied Econometrics*, v. 1, n. 3, p. 277-286, 1986.

KURIHAYASHI, A. Y. *Regulamentação da comercialização de alimentos no ambiente escolar e consumo de ultraprocessados por adolescentes brasileiros*. 2020. 94 p. Tese (Doutorado em Enfermagem) - Universidade de São Paulo, São Paulo, SP, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.11606/T.7.2020.tde-22022021-170759>. Acesso em: 18 jun. 2025.

LAWSON, R. A.; MURPHY, R. H.; WILLIAMSON, C. R. The relationship between income, economic freedom, and BMI. *Public Health*, v. 134, p. 18-25, 2016.

LEITE, M. A. *et al.* Disponibilidade e consumo de ultraprocessados em escolas do Município de São Paulo, Brasil: resultados do SP-Proso. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 37, p. 14, 2021.

LESER, C. E. V. Forms of Engel functions. *Econometrica*, v. 31, n. 4, p. 694-703, 1963.

LEVASSEUR, P. Do *junk food* bans in school really reduce childhood overweight? Evidence from Brazil. *Food Policy*, v. 99, p. 1-11, 2021.

LEWBEL, A.; HOUTHAKKER, H. S. Engel curve. In: DURLAUF, S.; BLUME, L. E. (Org.). *The New Palgrave Dictionary of Economics*. 2. ed. London: Palgrave Macmillan, 2008.

LIU, P. J. *et al.* Using behavioral economics to design more effective food policies to address obesity. *Applied Economic Perspectives and Policy*, v. 36, n. 1, p. 6-24, 2014.

LOUZADA, M. L. d. C. *et al.* Consumption of ultra-processed foods and obesity in Brazilian adolescents and adults. *Preventive medicine*, v. 81, p. 9-15, 2015.

MANNING, W. G.; DUAN, N.; ROGERS, W. H. Monte Carlo evidence on the choice between sample selection and two-part models. *Journal of Econometrics*, v. 35, n. 1, p. 59-82, 1987.

MELO, G.; CHOMALI, L.; ISHDORJ, A. From sweet tooth to healthy choices: How Chilean food policies are changing household diets. *Agribusiness*, v. 40, n. 3, p. 550-570, 2024.

MEYER, B. D. Natural and quasi-experiments in economics. *Journal of business & economic statistics*, v. 13, n. 2, p. 151-161, 1995.

MONNERY-PATRIS, S.; CHAMBARON, S. Added-value of indirect methods to assess the relationship between implicit memory and food choices in adult consumers as well as in children. *Current Opinion in Food Science*, v. 33, p. 14-20, 2020.

MONTEIRO, C. A. *et al.* Ultra-processed foods: what they are and how to identify them. *Public health nutrition*, v. 22, n. 5, p. 936-941, 2019.

NOLL, P. R. e S. *et al.* Ultra-processed food consumption by Brazilian adolescents in cafeterias and school meals. *Scientific Reports*, v. 9, n. 1, p. 7162, 2019.

OLIPRA, J. Does Engel's law work in Central and Eastern European countries? The role of aspirations in determining food expenditures. *Structural Change and Economic Dynamics*, v. 71, p. 26-34, 2024.

PAPKE, L. E.; WOOLDRIDGE, J. M. Econometric methods for fractional response variables with an application to 401 (k) plan participation rates. *Journal of applied econometrics*, v. 11, n. 6, p. 619-632, 1996.

REEVE, E. *et al.* Implementation lessons for school food policies and *marketing* restrictions in the Philippines: a qualitative policy analysis. *Globalization and Health*, v. 14, p. 1-14, 2018.

SAPIO, S. *et al.* Low-income consumers' perceptions of ultra-processed foods. *Food Quality and Preference*, p. 105457, 2025.

## 5. CONCLUSÕES

Esta tese teve por objetivo avaliar o efeito das regulamentações estaduais que proíbem a comercialização de alimentos hipercalóricos e ultraprocessados sobre o consumo de alimentos não saudáveis por crianças e adolescentes. O trabalho foi dividido em dois estudos, os quais convergem para um diagnóstico comum: embora a proibição da venda de alimentos com baixo valor nutricional nas cantinas escolares promova reduções graduais no consumo desses produtos, seu alcance ainda é limitado pela força das interações sociais entre colegas, pela heterogeneidade do ambiente alimentar no entorno das escolas e pela capacidade de famílias de maior renda compensarem a restrição em pontos de venda alternativos.

No primeiro estudo, baseado nos microdados da PeNSE de 2019, observou-se que cada ano adicional de vigência da lei desloca o padrão extremo de consumo “todos os dias” para frequências mais moderadas e reduz a razão de risco relativo quando a escola possui cantina ou ponto de venda alternativo submetido à regulação. Ademais, a influência dos pares de turma permanece como o principal determinante do comportamento de risco, porque estudantes cercados por colegas que adotam esse tipo de ações apresentam probabilidade até cinco vezes maior de reproduzir o mesmo hábito.

O segundo ensaio, com base nos recordatórios alimentares individuais da POF de 2017/2018, indica que cada ano adicional de exposição à regulação reduz em até 18 pontos percentuais a probabilidade de consumo e em até 2 pontos percentuais a intensidade do consumo de alimentos não saudáveis fora do domicílio entre crianças e adolescentes. Esse efeito também se propagou para a população em geral. A análise distributiva revelou que os dois quintis mais pobres concentraram as maiores reduções absolutas, enquanto, entre os estratos de renda mais elevada, observaram-se indícios de deslocamento das compras para canais não regulados, o que sugere que a restrição, embora necessária, é insuficiente para conter o consumo entre os grupos com maior poder aquisitivo.

Em conjunto, os trabalhos evidenciam os mecanismos por trás desses resultados. A escola exerce um “empurrão” inicial ao limitar a disponibilidade de produtos não saudáveis, mas a magnitude do ganho depende da existência de políticas públicas paralelas, como fiscalização efetiva dentro e fora do ambiente escolar e da capacidade de incentivar comportamento alimentar mais saudáveis a todos, visto que os pares são um aspecto indispensável a ser considerado. Ademais, instrumentos fiscais (como tributação de bebidas açucaradas) e educativos (campanhas de incentivo a prática física e rotulagem frontal) podem

potencializar o efeito da restrição de oferta, sobretudo em contextos em que o comércio informal contorna a proibição formal.

As evidências reforçam a urgência de uma estratégia integrada. A aprovação do Projeto de Lei 4.501, de 2020, que busca uniformizar as regras em todo o país, veta publicidade dirigida ao público infantil e exige a oferta de lanches saudáveis, constitui-se de um passo decisivo, mas deve vir acompanhada de auditorias anuais de conformidade, de incentivos para a criação de “zonas livres” no entorno escolar e de programas de engajamento de estudantes como embaixadores de hábitos saudáveis. Tais ações se bem articuladas e delineadas podem consolidar reduções superiores na ingestão calórica de alimentos não saudáveis, prevenir centenas de óbitos precoces por DCNTs e avançar na promoção de justiça.

Em síntese, esta tese apresentou que a regulação das cantinas escolares é um instrumento eficaz, mas que só alcançará seu pleno potencial quando for inserida em um pacote mais amplo de políticas que combine restrição de oferta, incentivos econômicos, educação alimentar, monitoramento contínuo, e participação da sociedade. Essa abordagem integrada é crucial para conter o avanço das DCNTs entre crianças e adolescentes, reduzir desigualdades em saúde e, sobretudo, para transformar a escola em um verdadeiro catalisador de ambientes alimentares mais equitativos e saudáveis no Brasil.

**APÊNDICE A – RAZÕES DE RISCO RELATIVO DO MODELO LOGIT MULTINOMIAL COM EFEITOS DE PARES PARA O CONSUMO DE GULOSEIMAS**

Continua

Variável	Geral				Rede Pública				Rede Privada			
	1-2 dia(s)	3-4 dias	5-6 dias	Todos os dias	1-2 dia(s)	3-4 dias	5-6 dias	Todos os dias	1-2 dia(s)	3-4 dias	5-6 dias	Todos os dias
<b>Tempo de tratamento</b>	1.0024 (0.2285)	1.0033 (0.1050)	1.0005 (0.8290)	1.0058*** (0.0009)	0.9991 (0.7484)	1.0009 (0.7541)	0.9957 (0.1780)	1.0068*** (0.0035)	1.0050 (0.1075)	1.0057* (0.0705)	1.0047 (0.1658)	1.0064** (0.0222)
<b>Tratamento</b>	1.0548 (0.1846)	1.0294 (0.4725)	1.0301 (0.5254)	0.9995 (0.9884)	1.0571 (0.2545)	1.0656 (0.2005)	1.1365** (0.0310)	0.9282* (0.0727)	1.3444** (0.0457)	1.0185 (0.9022)	0.9272 (0.6234)	1.0936 (0.5336)
<b>Tem cantina</b>	1.1384*** (0.0000)	1.1943*** (0.0000)	1.1724*** (0.0000)	1.0232 (0.3667)	1.0680* (0.0952)	1.1186*** (0.0062)	1.0331 (0.4816)	1.0664* (0.0631)	1.1209* (0.0942)	1.0069 (0.9169)	0.9829 (0.8117)	1.0258 (0.7041)
<b>[Tratamento]* [tem cantina]</b>	1.0088 (0.8166)	1.0309 (0.4230)	1.0869* (0.0509)	1.0344 (0.3079)	0.9591 (0.4499)	0.9896 (0.8539)	1.0591 (0.3719)	1.0523 (0.2876)	0.8216 (0.1703)	1.0684 (0.6464)	1.1997 (0.2195)	0.9784 (0.8742)
<b>Tem pontos alternativos de venda</b>	1.0076 (0.7652)	1.0028 (0.9117)	1.0067 (0.8109)	1.0316 (0.1673)	0.9683 (0.3421)	0.9799 (0.5636)	1.0266 (0.5151)	0.9928 (0.8079)	1.0590 (0.1417)	1.0555 (0.1632)	1.0323 (0.4355)	1.0516 (0.1554)
<b>[Tratamento]*[tem pontos alternativos de venda]</b>	0.9799 (0.5841)	0.9844 (0.6761)	0.9793 (0.6162)	0.9812 (0.5641)	1.0142 (0.7707)	1.0111 (0.8240)	0.9567 (0.4419)	1.0657 (0.1300)	0.9381 (0.2743)	0.9340 (0.2470)	0.9575 (0.4886)	0.8978** (0.0460)
<b>Efeito de pares</b>	1.3385*** (0.0000)	1.8944*** (0.0000)	2.3200*** (0.0000)	2.8640*** (0.0000)	1.3346*** (0.0000)	1.7462*** (0.0000)	2.0797*** (0.0000)	2.5786*** (0.0000)	1.3796*** (0.0000)	2.1195*** (0.0000)	2.6520*** (0.0000)	3.3253*** (0.0000)
<b>Sexo [Mulher = 1]</b>	1.5285*** (0.0000)	1.7963*** (0.0000)	2.3102*** (0.0000)	2.7877*** (0.0000)	1.4722*** (0.0000)	1.6224*** (0.0000)	1.9658*** (0.0000)	2.5702*** (0.0000)	1.6584*** (0.0000)	2.0692*** (0.0000)	2.7807*** (0.0000)	3.2007*** (0.0000)
<b>Cor [Amarela]</b>	0.9294 (0.1311)	0.9253 (0.1217)	0.8823** (0.0326)	1.0220 (0.6777)	0.9456 (0.3522)	0.8809* (0.0535)	0.9970 (0.9697)	0.9950 (0.9391)	0.9232 (0.3399)	0.9971 (0.9719)	0.8161** (0.0275)	1.0683 (0.4523)
<b>Cor [Indígena]</b>	0.7946*** (0.0000)	0.6849*** (0.0000)	0.7204*** (0.0000)	0.7961*** (0.0000)	0.7948*** (0.0001)	0.6816*** (0.0000)	0.7945*** (0.0035)	0.7860*** (0.0003)	0.7812*** (0.0038)	0.6917*** (0.0000)	0.6457*** (0.0000)	0.8015** (0.0171)
<b>Cor [Parda]</b>	0.9704 (0.1498)	0.9863 (0.5087)	0.9876 (0.6052)	1.0294 (0.1955)	0.9766 (0.3993)	1.0171 (0.5601)	1.0476 (0.1851)	1.0642** (0.0428)	0.9785 (0.4880)	0.9771 (0.4470)	0.9736 (0.4326)	0.9895 (0.7479)
<b>Cor [Preta]</b>	0.8842*** (0.0001)	0.9054*** (0.0016)	0.9443 (0.1197)	1.1794*** (0.0000)	0.8826*** (0.0008)	0.9436 (0.1339)	0.9978 (0.9628)	1.1991*** (0.0000)	0.9188 (0.1411)	0.8784** (0.0246)	0.9405 (0.3456)	1.1416** (0.0282)
<b>Mora com a mãe</b>	1.1031*** (0.0069)	1.1425*** (0.0005)	1.2101*** (0.0000)	1.0682* (0.0956)	1.1583*** (0.0004)	1.2107*** (0.0000)	1.2799*** (0.0000)	1.1832*** (0.0003)	0.8888 (0.1224)	0.9144 (0.2409)	0.9560 (0.5996)	0.8045*** (0.0059)
<b>Mora com o pai</b>	0.9867 (0.7922)	0.9928 (0.8933)	1.0613 (0.3403)	1.0359 (0.5245)	0.9906 (0.8755)	0.9940 (0.9260)	1.1273 (0.1163)	1.1080 (0.1191)	0.8984 (0.2784)	0.9034 (0.3160)	0.8883 (0.2983)	0.8351* (0.0880)

Continuação

Variável	Geral				Rede Pública				Rede Privada			
	1-2 dia(s)	3-4 dias	5-6 dias	Todos os dias	1-2 dia(s)	3-4 dias	5-6 dias	Todos os dias	1-2 dia(s)	3-4 dias	5-6 dias	Todos os dias
<b>Mora com a mãe e o pai</b>	1.0348 (0.5281)	1.0153 (0.7916)	0.9293 (0.2694)	0.8920* (0.0540)	1.0304 (0.6447)	0.9714 (0.6808)	0.8425** (0.0372)	0.8074*** (0.0026)	1.1373 (0.2145)	1.1656 (0.1470)	1.1449 (0.2557)	1.1703 (0.1573)
<b>Localização [Urbana = 1]</b>	1.0938** (0.0220)	1.1325*** (0.0030)	1.1907*** (0.0008)	1.2218*** (0.0000)	1.0406 (0.3413)	1.1434*** (0.0031)	1.1263** (0.0303)	1.1459*** (0.0005)	1.5481*** (0.0000)	1.3488*** (0.0067)	1.8662*** (0.0000)	1.9070*** (0.0000)
<b>INSES [Baixo]</b>	1.5231*** (0.0000)	1.8782*** (0.0000)	1.9192*** (0.0000)	2.0728*** (0.0000)	1.5361*** (0.0000)	1.8844*** (0.0000)	1.9565*** (0.0000)	2.1047*** (0.0000)	1.5566** (0.0288)	1.9502*** (0.0067)	2.3179** (0.0347)	1.8222** (0.0388)
<b>INSES [Médio-Baixo]</b>	1.8231*** (0.0000)	2.5028*** (0.0000)	2.7485*** (0.0000)	2.7271*** (0.0000)	1.8512*** (0.0000)	2.5049*** (0.0000)	2.7717*** (0.0000)	2.7636*** (0.0000)	1.5620** (0.0269)	2.2891*** (0.0009)	2.9183*** (0.0059)	2.1797*** (0.0065)
<b>INSES [Médio]</b>	1.9750*** (0.0000)	3.0280*** (0.0000)	3.3164*** (0.0000)	3.0533*** (0.0000)	2.0131*** (0.0000)	3.0810*** (0.0000)	3.3725*** (0.0000)	3.2582*** (0.0000)	1.5844** (0.0199)	2.4902*** (0.0002)	3.0814*** (0.0037)	2.0620** (0.0102)
<b>INSES [Médio-Alto]</b>	2.2131*** (0.0000)	3.5728*** (0.0000)	3.9942*** (0.0000)	3.4628*** (0.0000)	2.2309*** (0.0000)	3.5065*** (0.0000)	4.0794*** (0.0000)	3.8525*** (0.0000)	1.7538*** (0.0043)	2.9512*** (0.0000)	3.5234*** (0.0011)	2.2991*** (0.0031)
<b>INSES [Alto]</b>	2.3236*** (0.0000)	4.0920*** (0.0000)	4.5018*** (0.0000)	3.5414*** (0.0000)	2.3744*** (0.0000)	4.0265*** (0.0000)	4.1900*** (0.0000)	4.2134*** (0.0000)	1.8068*** (0.0028)	3.2966*** (0.0000)	3.9712*** (0.0004)	2.3667*** (0.0022)
<b>INSES [Muito Alto]</b>	2.4170*** (0.0000)	4.2760*** (0.0000)	5.0295*** (0.0000)	3.8394*** (0.0000)	1.6537*** (0.0000)	3.0140*** (0.0000)	3.7523*** (0.0000)	3.7027*** (0.0000)	1.9910*** (0.0005)	3.5943*** (0.0000)	4.5232*** (0.0001)	2.7264*** (0.0004)
<b>INSES [Altíssimo]</b>	2.4579*** (0.0000)	4.6965*** (0.0000)	5.1053*** (0.0000)	3.6019*** (0.0000)	1.7033* (0.0603)	3.3118*** (0.0000)	3.9639*** (0.0000)	3.1053*** (0.0002)	1.9297*** (0.0013)	3.7595*** (0.0000)	4.3727*** (0.0002)	2.5245*** (0.0012)
<b>Propaganda [Existe = 1]</b>	1.0153 (0.6811)	1.0420 (0.2582)	1.0375 (0.3609)	1.0050 (0.8791)	0.9915 (0.9190)	1.0547 (0.5122)	0.9729 (0.7783)	0.8821* (0.0872)	0.9867 (0.7502)	1.0002 (0.9964)	0.9991 (0.9842)	1.0423 (0.2611)
<b>Constante</b>	0.4690*** (0.0000)	0.1146*** (0.0000)	0.0276*** (0.0000)	0.0313*** (0.0000)	0.4862*** (0.0000)	0.1306*** (0.0000)	0.0341*** (0.0000)	0.0377*** (0.0000)	0.4717*** (0.0003)	0.1269*** (0.0000)	0.0212*** (0.0000)	0.0254*** (0.0000)
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0,0221				0,0203				0,0172			
<b>N</b>	154967				79502				75465			

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da PeNSE 2019.

**APÊNDICE B – RAZÕES DE RISCO RELATIVO DO MODELO *LOGIT* MULTINOMIAL COM EFEITOS DE PARES PARA O CONSUMO DE *JUNK FOOD***

Continua

Variável	Geral				Rede Pública				Rede Privada			
	1-2 dia(s)	3-4 dias	5-6 dias	Todos os dias	1-2 dia(s)	3-4 dias	5-6 dias	Todos os dias	1-2 dia(s)	3-4 dias	5-6 dias	Todos os dias
<b>Tempo de tratamento</b>	1,0052*** (0,0001)	1,0005 (0,7997)	0,9921*** (0,0077)	0,9917** (0,0277)	1,0063*** (0,0006)	1,0000 (0,9896)	0,9919* (0,0510)	0,9933 (0,1839)	1,0038* (0,0516)	1,0013 (0,6161)	0,9924* (0,0801)	0,9917 (0,1550)
<b>Tratamento</b>	0,9267*** (0,0085)	0,9585 (0,3035)	0,8839** (0,0399)	1,1039 (0,2013)	0,9074*** (0,0066)	0,9431 (0,2642)	0,8375** (0,0217)	1,0969 (0,3353)	0,8604 (0,1252)	0,8206 (0,1855)	1,2885* (0,0977)	1,2281 (0,5122)
<b>Tem cantina</b>	1,0849*** (0,0000)	1,0330 (0,2365)	0,8917*** (0,0050)	0,9351 (0,2290)	1,0227 (0,4159)	1,0487 (0,2094)	0,9882 (0,8401)	0,9900 (0,8976)	0,9788 (0,6281)	1,0851 (0,1923)	0,9599 (0,6285)	1,4397** (0,0262)
<b>[Tratamento]* [tem cantina]</b>	1,0204 (0,4354)	0,9752 (0,4829)	0,9695 (0,5713)	0,8066*** (0,0028)	1,0022 (0,9544)	0,9568 (0,3959)	0,9842 (0,8473)	0,9260 (0,4660)	1,1559 (0,1229)	1,1536 (0,3217)	0,6722*** (0,0057)	0,6748 (0,2045)
<b>Tem pontos alternativos de venda</b>	1,0634*** (0,0004)	1,1145*** (0,0000)	1,0070 (0,8461)	1,0661 (0,1885)	1,0313 (0,2247)	1,1136*** (0,0030)	1,0068 (0,8982)	1,1552** (0,0398)	1,1041*** (0,0000)	1,1089*** (0,0012)	0,9858 (0,7675)	0,9778 (0,7405)
<b>[Tratamento]*[tem pontos alternativos de venda]</b>	0,9951 (0,8463)	1,0229 (0,5093)	1,1129** (0,0453)	1,0085 (0,9047)	1,0481 (0,1805)	1,0498 (0,3285)	1,1562* (0,0536)	0,9181 (0,3732)	0,9417 (0,1013)	0,9928 (0,8807)	1,0875 (0,2773)	1,1164 (0,3010)
<b>Efeito de pares</b>	1,8129*** (0,0000)	2,8414*** (0,0000)	2,9378*** (0,0000)	4,0048*** (0,0000)	1,8010*** (0,0000)	2,8277*** (0,0000)	2,7097*** (0,0000)	3,3399*** (0,0000)	1,7432*** (0,0000)	2,8971*** (0,0000)	3,3870*** (0,0000)	5,4340*** (0,0000)
<b>Sexo [Mulher = 1]</b>	1,1661*** (0,0000)	1,0998*** (0,0000)	1,0609** (0,0321)	0,9959 (0,9085)	1,1452*** (0,0000)	1,0736*** (0,0059)	1,0246 (0,5283)	0,9318 (0,1440)	1,1874*** (0,0000)	1,1307*** (0,0000)	1,1087*** (0,0090)	1,0979* (0,0736)
<b>Cor [Amarela]</b>	0,9134*** (0,0069)	1,1030** (0,0447)	1,1193 (0,1374)	1,4553*** (0,0000)	0,9615 (0,3943)	1,1472* (0,0504)	1,0448 (0,6841)	1,3084** (0,0305)	0,8747*** (0,0062)	1,0493 (0,4817)	1,1621 (0,1629)	1,5106*** (0,0017)
<b>Cor [Indígena]</b>	0,8675*** (0,0001)	0,9430 (0,2804)	1,0785 (0,3930)	1,3316*** (0,0052)	0,9125* (0,0567)	0,9584 (0,5617)	1,0359 (0,7621)	1,1537 (0,3036)	0,8131*** (0,0003)	0,9017 (0,2049)	1,0856 (0,5482)	1,4765*** (0,0096)
<b>Cor [Parda]</b>	0,9316*** (0,0000)	1,0315 (0,1144)	1,1219*** (0,0003)	1,1875*** (0,0001)	0,9474*** (0,0072)	1,0404 (0,2039)	1,0726 (0,1415)	1,0433 (0,4904)	0,9328*** (0,0002)	1,0242 (0,3502)	1,1437*** (0,0014)	1,2841*** (0,0000)
<b>Cor [Preta]</b>	0,9479** (0,0125)	1,1688*** (0,0000)	1,3871*** (0,0000)	1,6542*** (0,0000)	0,9653 (0,1978)	1,1454*** (0,0008)	1,3122*** (0,0000)	1,4637*** (0,0000)	0,9576 (0,2326)	1,2119*** (0,0000)	1,4325*** (0,0000)	1,7692*** (0,0000)
<b>Mora com a mãe</b>	1,1426*** (0,0000)	1,0016 (0,9662)	0,9934 (0,9053)	0,9171 (0,2088)	1,1581*** (0,0000)	1,0412 (0,3996)	1,0271 (0,6990)	0,9444 (0,5041)	1,0934** (0,0499)	0,9381 (0,2803)	0,9452 (0,5550)	0,8951 (0,3460)
<b>Mora com o pai</b>	1,1201*** (0,0019)	1,0010 (0,9850)	0,9837 (0,8376)	1,1061 (0,2739)	1,0904* (0,0635)	0,9950 (0,9417)	0,9654 (0,7292)	1,0875 (0,4672)	1,1616** (0,0130)	1,0040 (0,9612)	1,0028 (0,9830)	1,1209 (0,4610)

Continuação

Variável	Geral				Rede Pública				Rede Privada			
	1-2 dia(s)	3-4 dias	5-6 dias	Todos os dias	1-2 dia(s)	3-4 dias	5-6 dias	Todos os dias	1-2 dia(s)	3-4 dias	5-6 dias	Todos os dias
<b>Mora com a mãe e o pai</b>	0,8407*** (0,0000)	0,8593*** (0,0067)	0,8465* (0,0521)	0,6988*** (0,0003)	0,8380*** (0,0004)	0,8751* (0,0728)	0,8593 (0,1684)	0,7548** (0,0256)	0,8304*** (0,0033)	0,8559* (0,0736)	0,8477 (0,2363)	0,6687** (0,0149)
<b>Localização [Urbana = 1]</b>	1,2473*** (0,0000)	1,2254*** (0,0002)	1,1775** (0,0216)	1,0066 (0,9471)	1,1948*** (0,0000)	1,1198* (0,0550)	1,1860** (0,0325)	1,0140 (0,9038)	1,5614*** (0,0000)	1,8345*** (0,0000)	1,1502 (0,3919)	0,9798 (0,9237)
<b>INSES [Baixo]</b>	1,6835*** (0,0000)	1,7345*** (0,0000)	1,3515*** (0,0056)	1,3951** (0,0176)	1,6790*** (0,0000)	1,7516*** (0,0000)	1,3653*** (0,0052)	1,4596** (0,0103)	2,2198*** (0,0019)	2,1245 (0,1528)	1,0624 (0,9096)	0,5322 (0,1922)
<b>INSES [Médio-Baixo]</b>	2,2203*** (0,0000)	2,5976*** (0,0000)	1,8136*** (0,0000)	1,9636*** (0,0000)	2,1883*** (0,0000)	2,6356*** (0,0000)	1,8345*** (0,0000)	2,0616*** (0,0000)	2,8834*** (0,0000)	3,0631** (0,0316)	1,5105 (0,4253)	0,5594 (0,2207)
<b>INSES [Médio]</b>	2,7172*** (0,0000)	3,1925*** (0,0000)	2,0074*** (0,0000)	2,3034*** (0,0000)	2,6923*** (0,0000)	3,1756*** (0,0000)	2,0754*** (0,0000)	2,5247*** (0,0000)	3,3250*** (0,0000)	3,8451*** (0,0096)	1,6311 (0,3443)	0,5546 (0,2138)
<b>INSES [Médio-Alto]</b>	3,2697*** (0,0000)	4,0176*** (0,0000)	2,4187*** (0,0000)	2,4796*** (0,0000)	3,1889*** (0,0000)	4,1179*** (0,0000)	2,4704*** (0,0000)	2,6535*** (0,0000)	3,9602*** (0,0000)	4,6310*** (0,0033)	2,0529 (0,1629)	0,6202 (0,3114)
<b>INSES [Alto]</b>	3,7672*** (0,0000)	4,9259*** (0,0000)	2,9733*** (0,0000)	2,8138*** (0,0000)	3,4838*** (0,0000)	5,2844*** (0,0000)	3,0444*** (0,0000)	3,7875*** (0,0000)	4,5452*** (0,0000)	5,6086*** (0,0009)	2,5534* (0,0692)	0,6483 (0,3598)
<b>INSES [Muito Alto]</b>	4,5868*** (0,0000)	6,2453*** (0,0000)	3,7722*** (0,0000)	3,8887*** (0,0000)	4,7493*** (0,0000)	8,1002*** (0,0000)	5,4990*** (0,0000)	8,7830*** (0,0000)	5,3687*** (0,0000)	7,0050*** (0,0002)	3,0910** (0,0286)	0,8504 (0,7313)
<b>INSES [Altíssimo]</b>	5,2853*** (0,0000)	6,8415*** (0,0000)	3,7574*** (0,0000)	3,8774*** (0,0000)	5,8393*** (0,0000)	9,3266*** (0,0000)	5,1429*** (0,0000)	20,1661*** (0,0000)	6,1784*** (0,0000)	7,8515*** (0,0001)	3,2267** (0,0242)	0,8860 (0,7994)
<b>Propaganda [Existe = 1]</b>	1,0683*** (0,0058)	1,0651** (0,0397)	1,0086 (0,8688)	1,0091 (0,8921)	1,1345** (0,0362)	1,1902** (0,0353)	0,9626 (0,7841)	0,7696 (0,1673)	1,0369 (0,1697)	1,0525 (0,1227)	1,0423 (0,4575)	1,1046 (0,1614)
<b>Constante</b>	0,1076*** (0,0000)	0,0230*** (0,0000)	0,0154*** (0,0000)	0,0076*** (0,0000)	0,1139*** (0,0000)	0,0241*** (0,0000)	0,0166*** (0,0000)	0,0084*** (0,0000)	0,0838*** (0,0000)	0,0131*** (0,0000)	0,0148*** (0,0000)	0,0148*** (0,0000)
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0,0302				0,0243				0,0176			
<b>N</b>	154961				79502				75459			

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da PeNSE 2019.

**APÊNDICE C – RAZÕES DE RISCO RELATIVO DO MODELO LOGIT MULTINOMIAL COM EFEITOS DE PARES PARA O CONSUMO DE REFRIGERANTE**

Continua

Variável	Geral				Rede Pública				Rede Privada			
	1-2 dia(s)	3-4 dias	5-6 dias	Todos os dias	1-2 dia(s)	3-4 dias	5-6 dias	Todos os dias	1-2 dia(s)	3-4 dias	5-6 dias	Todos os dias
<b>Tempo de tratamento</b>	0,9925*** (0,0000)	0,9964** (0,0199)	0,9973 (0,1656)	1,0067*** (0,0001)	0,9917*** (0,0001)	0,9955** (0,0366)	0,9952* (0,0830)	1,0080*** (0,0010)	0,9936*** (0,0054)	0,9983 (0,4465)	1,0010 (0,7262)	1,0086*** (0,0010)
<b>Tratamento</b>	1,1573*** (0,0000)	1,1100*** (0,0016)	0,9879 (0,7807)	1,0020 (0,9594)	1,1550*** (0,0003)	1,0738* (0,0847)	1,0164 (0,7663)	0,9553 (0,3557)	1,2230 (0,1065)	1,0338 (0,8006)	0,8940 (0,4965)	0,8944 (0,4074)
<b>Tem cantina</b>	0,9643 (0,1057)	0,9814 (0,4200)	0,9135*** (0,0030)	0,8776*** (0,0000)	0,9782 (0,5089)	1,0122 (0,7254)	0,9764 (0,5821)	1,0156 (0,6994)	0,9564 (0,4023)	0,9944 (0,9086)	0,9288 (0,3136)	1,0291 (0,6805)
<b>[Tratamento]* [tem cantina]</b>	0,9578 (0,1445)	0,9410** (0,0427)	1,0288 (0,4685)	0,9536 (0,1863)	1,0277 (0,5458)	1,0124 (0,7900)	1,1158* (0,0586)	1,0506 (0,3537)	0,8673 (0,2393)	0,9780 (0,8630)	1,0333 (0,8362)	0,9704 (0,8138)
<b>Tem pontos alternativos de venda</b>	1,0343* (0,0955)	1,0297 (0,1542)	0,9876 (0,6391)	0,9981 (0,9390)	1,0602** (0,0481)	1,0115 (0,7128)	1,0206 (0,6102)	0,9905 (0,7941)	0,9827 (0,5330)	1,0103 (0,7099)	0,9267** (0,0359)	0,9445 (0,1068)
<b>[Tratamento]*[tem pontos alternativos de venda]</b>	0,9291** (0,0115)	0,9508* (0,0842)	1,0217 (0,5737)	0,9146** (0,0109)	0,9144** (0,0262)	0,9852 (0,7195)	0,9732 (0,6154)	0,8969** (0,0262)	0,9668 (0,4255)	0,9407 (0,1409)	1,0940 (0,1002)	0,9808 (0,7102)
<b>Efeito de pares</b>	1,6988*** (0,0000)	2,5046*** (0,0000)	3,3099*** (0,0000)	4,9589*** (0,0000)	1,7133*** (0,0000)	2,4304*** (0,0000)	2,9859*** (0,0000)	4,6177*** (0,0000)	1,6001*** (0,0000)	2,4346*** (0,0000)	3,4283*** (0,0000)	4,7319*** (0,0000)
<b>Sexo [Mulher = 1]</b>	0,8605*** (0,0000)	0,7909*** (0,0000)	0,7969*** (0,0000)	0,7995*** (0,0000)	0,9608** (0,0343)	0,8783*** (0,0000)	0,8644*** (0,0000)	0,9232*** (0,0089)	0,7725*** (0,0000)	0,7174*** (0,0000)	0,7417*** (0,0000)	0,6980*** (0,0000)
<b>Cor [Amarela]</b>	1,0035 (0,9236)	1,0871** (0,0431)	1,0737 (0,2088)	1,0613 (0,2932)	0,9950 (0,9195)	1,0302 (0,6028)	1,0595 (0,4452)	1,0383 (0,6218)	0,9875 (0,8193)	1,1217* (0,0546)	1,0539 (0,5407)	1,0302 (0,7300)
<b>Cor [Indígena]</b>	1,0733* (0,0823)	1,0547 (0,2412)	1,0497 (0,4418)	1,0936 (0,1623)	1,0223 (0,6730)	0,9852 (0,7999)	1,0846 (0,2980)	1,0105 (0,8987)	1,0864 (0,2059)	1,0877 (0,2418)	0,9107 (0,3925)	1,1287 (0,2432)
<b>Cor [Parda]</b>	1,0902*** (0,0000)	1,1213*** (0,0000)	1,0879*** (0,0003)	1,0701*** (0,0050)	1,0328 (0,1434)	1,0588** (0,0223)	1,0318 (0,3596)	0,9955 (0,8965)	1,1315*** (0,0000)	1,1577*** (0,0000)	1,1157*** (0,0008)	1,0931*** (0,0082)
<b>Cor [Preta]</b>	1,1172*** (0,0000)	1,2500*** (0,0000)	1,2759*** (0,0000)	1,3567*** (0,0000)	1,0488 (0,1179)	1,1523*** (0,0000)	1,1714*** (0,0006)	1,2262*** (0,0000)	1,2137*** (0,0000)	1,3852*** (0,0000)	1,4291*** (0,0000)	1,4888*** (0,0000)
<b>Mora com a mãe</b>	1,0666** (0,0224)	1,0717** (0,0300)	1,1156** (0,0150)	0,9137** (0,0369)	1,0979*** (0,0067)	1,1316*** (0,0014)	1,1432** (0,0144)	0,9851 (0,7771)	1,0042 (0,9340)	0,9757 (0,6653)	1,0824 (0,3177)	0,8283** (0,0119)

Continuação

Variável	Geral				Rede Pública				Rede Privada			
	1-2 dia(s)	3-4 dias	5-6 dias	Todos os dias	1-2 dia(s)	3-4 dias	5-6 dias	Todos os dias	1-2 dia(s)	3-4 dias	5-6 dias	Todos os dias
<b>Mora com o pai</b>	1,1003** (0,0194)	1,1221** (0,0116)	1,1698** (0,0138)	1,1284** (0,0439)	1,1717*** (0,0022)	1,2313*** (0,0003)	1,2342*** (0,0079)	1,2027** (0,0139)	0,9877 (0,8561)	0,9592 (0,5834)	1,0694 (0,5349)	1,0125 (0,9020)
<b>Mora com a mãe e o pai</b>	0,8749*** (0,0021)	0,8066*** (0,0000)	0,7409*** (0,0000)	0,7419*** (0,0000)	0,8478*** (0,0033)	0,7455*** (0,0000)	0,7254*** (0,0002)	0,7262*** (0,0001)	0,9423 (0,4025)	0,9323 (0,3792)	0,7844** (0,0313)	0,8103** (0,0488)
<b>Localização [Urbana = 1]</b>	1,0951** (0,0186)	1,1172*** (0,0071)	1,0329 (0,5244)	1,3015*** (0,0000)	0,9763 (0,5226)	0,9860 (0,7194)	0,9427 (0,2512)	1,1617** (0,0168)	1,8013*** (0,0000)	1,9407*** (0,0000)	1,6679*** (0,0010)	2,3794*** (0,0000)
<b>INSES [Baixo]</b>	1,3166*** (0,0000)	1,8051*** (0,0000)	1,4489*** (0,0000)	1,5781*** (0,0000)	1,3412*** (0,0000)	1,8200*** (0,0000)	1,4767*** (0,0000)	1,5930*** (0,0000)	1,1679 (0,4577)	2,1718** (0,0160)	1,7432 (0,1891)	1,3691 (0,4795)
<b>INSES [Médio-Baixo]</b>	1,5354*** (0,0000)	2,4544*** (0,0000)	2,0799*** (0,0000)	2,2216*** (0,0000)	1,5625*** (0,0000)	2,4964*** (0,0000)	2,1173*** (0,0000)	2,2549*** (0,0000)	1,2885 (0,2250)	2,6166*** (0,0026)	2,3919** (0,0390)	1,6988 (0,2246)
<b>INSES [Médio]</b>	1,6107*** (0,0000)	2,7061*** (0,0000)	2,3629*** (0,0000)	2,5167*** (0,0000)	1,6881*** (0,0000)	2,8434*** (0,0000)	2,5180*** (0,0000)	2,6499*** (0,0000)	1,2608 (0,2616)	2,6988*** (0,0017)	2,4370** (0,0345)	1,7717 (0,1875)
<b>INSES [Médio-Alto]</b>	1,5754*** (0,0000)	2,8922*** (0,0000)	2,3991*** (0,0000)	2,9304*** (0,0000)	1,6860*** (0,0000)	3,1020*** (0,0000)	2,6768*** (0,0000)	3,3301*** (0,0000)	1,2435 (0,2900)	2,9178*** (0,0007)	2,4653** (0,0318)	1,9994 (0,1098)
<b>INSES [Alto]</b>	1,4602*** (0,0000)	2,6344*** (0,0000)	2,3577*** (0,0000)	2,7405*** (0,0000)	1,6348*** (0,0000)	3,1008*** (0,0000)	2,9519*** (0,0000)	3,8650*** (0,0000)	1,1628 (0,4641)	2,6482*** (0,0021)	2,4333** (0,0342)	1,8259 (0,1665)
<b>INSES [Muito Alto]</b>	1,3802*** (0,0000)	2,6860*** (0,0000)	2,2132*** (0,0000)	2,8124*** (0,0000)	1,5753*** (0,0000)	3,5409*** (0,0000)	3,0795*** (0,0000)	5,2435*** (0,0000)	1,1129 (0,6033)	2,7307*** (0,0015)	2,3472** (0,0423)	1,9027 (0,1387)
<b>INSES [Altíssimo]</b>	1,1721*** (0,0022)	2,2406*** (0,0000)	1,7971*** (0,0000)	2,2296*** (0,0000)	1,7761** (0,0149)	2,6002*** (0,0004)	3,0967*** (0,0005)	6,1166*** (0,0000)	0,9470 (0,7932)	2,3441*** (0,0074)	1,9639 (0,1111)	1,5970 (0,2827)
<b>Propaganda [Existe = 1]</b>	0,9061*** (0,0003)	0,9681 (0,2072)	0,9769 (0,5060)	0,9356** (0,0386)	0,9113* (0,0834)	0,9617 (0,4703)	0,9396 (0,5238)	0,8361** (0,0431)	0,9219*** (0,0080)	0,9907 (0,7463)	1,0141 (0,7093)	1,0231 (0,5228)
<b>Constante</b>	0,4269*** (0,0000)	0,0904*** (0,0000)	0,0312*** (0,0000)	0,0145*** (0,0000)	0,4223*** (0,0000)	0,0973*** (0,0000)	0,0352*** (0,0000)	0,0154*** (0,0000)	0,4050*** (0,0000)	0,0594*** (0,0000)	0,0185*** (0,0000)	0,0118*** (0,0000)
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0,0161				0,0187				0,0153			
<b>N</b>	155026				79559				75467			

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da PeNSE 2019.

**APÊNDICE D – RAZÕES DE RISCO RELATIVO DO MODELO LOGIT MULTINOMIAL COM EFEITOS DE PARES PARA A AUTOIMAGEM CORPORAL DE SENTIR-SE ACIMA (ABAIXO) DO PESO E ESTAR TENTANDO PERDER (GANHAR) PESO**

Continua

Variável	Geral		Rede Pública		Rede Privada		Geral		Rede Pública		Rede Privada	
	"Gordo"	"Muito gordo"	"Gordo"	"Muito gordo"	"Gordo"	"Muito gordo"	"Magro"	"Muito magro"	"Magro"	"Muito magro"	"Magro"	"Muito magro"
<b>Tempo de tratamento</b>	1,0060*** (0,0002)	1,0088** (0,0182)	1,0123*** (0,0000)	1,0137** (0,0107)	1,0005 (0,8143)	1,0045 (0,3917)	0,9836*** (0,0000)	0,9927** (0,0185)	0,9830*** (0,0000)	0,9949 (0,2111)	0,9839*** (0,0000)	0,9894** (0,0312)
<b>Tratamento</b>	0,9761 (0,4890)	0,9506 (0,5452)	0,9849 (0,7418)	0,9070 (0,3708)	0,9523 (0,6752)	0,8704 (0,5904)	1,1027** (0,0205)	1,0793 (0,2335)	1,1422** (0,0132)	1,0705 (0,3780)	1,1034 (0,4880)	0,8446 (0,4483)
<b>Tem cantina</b>	1,2270*** (0,0000)	1,1063* (0,0800)	1,0992** (0,0105)	1,0089 (0,9153)	1,0596 (0,1889)	1,0246 (0,8335)	0,9845 (0,5854)	1,0312 (0,4740)	1,0118 (0,7592)	1,1171** (0,0481)	0,9199 (0,2009)	1,0194 (0,8506)
<b>[Tratamento]* [tem cantina]</b>	0,9298** (0,0231)	0,9123 (0,2239)	0,9477 (0,2746)	1,0043 (0,9694)	1,0074 (0,9473)	1,0537 (0,8326)	0,9866 (0,7257)	0,9258 (0,1785)	0,9687 (0,5572)	0,8661* (0,0680)	0,9637 (0,7911)	1,1913 (0,4092)
<b>Tem pontos alternativos de venda</b>	0,9584** (0,0413)	0,9397 (0,1978)	1,0015 (0,9641)	0,9567 (0,5749)	0,9639 (0,1746)	0,9498 (0,4128)	1,0331 (0,2083)	1,0104 (0,7883)	1,0602 (0,1132)	0,9771 (0,6718)	1,0074 (0,8433)	1,0256 (0,6492)
<b>[Tratamento]*[tem pontos alternativos de venda]</b>	1,0097 (0,7450)	1,0517 (0,4787)	0,9504 (0,2641)	1,0725 (0,5115)	1,0349 (0,3948)	1,0114 (0,9093)	0,9689 (0,4005)	1,0092 (0,8703)	0,9292 (0,1523)	0,9750 (0,7358)	1,0227 (0,6905)	1,1027 (0,2504)
<b>Efeito de pares</b>	1,6590*** (0,0000)	2,3865*** (0,0000)	1,9342*** (0,0000)	3,2960*** (0,0001)	1,2095 (0,1156)	1,6185* (0,0762)	2,0494*** (0,0000)	2,3264*** (0,0000)	2,1265*** (0,0000)	2,8275*** (0,0000)	1,8923*** (0,0000)	1,6552** (0,0481)
<b>Sexo [Mulher = 1]</b>	1,3710*** (0,0000)	2,5940*** (0,0000)	1,5405*** (0,0000)	3,2797*** (0,0000)	1,2546*** (0,0000)	2,1821*** (0,0000)	0,7268*** (0,0000)	1,6126*** (0,0000)	0,8528*** (0,0000)	1,8831*** (0,0000)	0,6049*** (0,0000)	1,3577*** (0,0000)
<b>Cor [Amarela]</b>	0,8585*** (0,0007)	0,9698 (0,7572)	0,7729*** (0,0002)	0,8603 (0,3114)	0,9524 (0,4148)	1,0739 (0,5916)	1,1767*** (0,0009)	1,2608*** (0,0014)	1,2546*** (0,0004)	1,1475 (0,1724)	1,0444 (0,5793)	1,4033*** (0,0011)
<b>Cor [Indígena]</b>	1,0168 (0,7227)	0,9829 (0,8813)	1,0135 (0,8398)	0,8495 (0,3282)	1,0529 (0,4457)	1,1491 (0,3841)	0,8604** (0,0131)	0,9011 (0,2523)	0,8096*** (0,0059)	0,8698 (0,2291)	0,9304 (0,4708)	0,9362 (0,6574)
<b>Cor [Parda]</b>	0,9270*** (0,0000)	0,9548 (0,2580)	0,9628 (0,1734)	0,9243 (0,2039)	0,9087*** (0,0000)	0,9635 (0,4950)	1,1070*** (0,0000)	1,0347 (0,3023)	1,0645** (0,0409)	0,9956 (0,9249)	1,1386*** (0,0000)	1,0611 (0,2088)
<b>Cor [Preta]</b>	0,8904*** (0,0000)	1,0711 (0,2888)	0,9017*** (0,0082)	0,9875 (0,8852)	0,9223* (0,0530)	1,1995* (0,0645)	0,9130*** (0,0086)	0,9862 (0,7828)	0,8455*** (0,0002)	0,9624 (0,5435)	1,0474 (0,4079)	0,9846 (0,8616)
<b>Mora com a mãe</b>	0,9693 (0,3549)	0,9406 (0,3982)	1,0063 (0,8882)	1,0342 (0,7313)	0,8983** (0,0397)	0,8161* (0,0597)	1,0090 (0,8235)	0,9689 (0,5841)	1,0286 (0,5628)	0,9908 (0,8941)	0,9863 (0,8494)	0,9541 (0,6554)

Continuação

Variável	Geral		Rede Pública		Rede Privada		Geral		Rede Pública		Rede Privada	
	"Gordo"	"Muito gordo"	"Gordo"	"Muito gordo"	"Gordo"	"Muito gordo"	"Magro"	"Muito magro"	"Magro"	"Muito magro"	"Magro"	"Muito magro"
<b>Mora com o pai</b>	0,9160*	0,8858	0,8719**	1,0550	0,9466	0,7075**	0,9813	0,9301	1,0098	1,0003	0,9544	0,8336
	(0,0649)	(0,2568)	(0,0400)	(0,7055)	(0,4287)	(0,0335)	(0,7377)	(0,3816)	(0,8873)	(0,9979)	(0,6365)	(0,2187)
<b>Mora com a mãe e o pai</b>	1,0551	0,8798	1,1420*	0,7396*	0,9942	1,1028	0,9735	0,9210	0,9347	0,8228*	1,0184	1,0874
	(0,2873)	(0,2614)	(0,0629)	(0,0532)	(0,9362)	(0,5636)	(0,6563)	(0,3550)	(0,3636)	(0,0758)	(0,8621)	(0,5906)
<b>Localização</b>	1,2118***	1,2134*	1,2597***	1,2851*	1,1320	1,0305	1,2756***	1,4112***	1,2615***	1,3924***	1,3161**	1,4349*
<b>[Urbana = 1]</b>	(0,0000)	(0,0747)	(0,0000)	(0,0533)	(0,1294)	(0,8828)	(0,0000)	(0,0001)	(0,0000)	(0,0006)	(0,0130)	(0,0668)
<b>INSES</b>	1,4619***	1,5028**	1,3833***	1,4147*	2,2971**	1,7872	1,2916***	1,2674**	1,2468***	1,2262*	3,4113***	1,8979
<b>[Baixo]</b>	(0,0000)	(0,0190)	(0,0000)	(0,0539)	(0,0156)	(0,4210)	(0,0001)	(0,0295)	(0,0009)	(0,0654)	(0,0052)	(0,3753)
<b>INSES</b>	1,7949***	1,9937***	1,7340***	1,8177***	2,0648**	2,0184	1,2577***	1,4301***	1,2213***	1,4212***	3,1125**	1,7412
<b>[Médio-Baixo]</b>	(0,0000)	(0,0001)	(0,0000)	(0,0010)	(0,0356)	(0,3362)	(0,0005)	(0,0010)	(0,0032)	(0,0016)	(0,0100)	(0,4370)
<b>INSES</b>	2,0427***	2,2005***	1,9188***	2,0359***	2,3797**	1,9589	1,1992***	1,3768***	1,1546**	1,4437***	3,0434**	1,5730
<b>[Médio]</b>	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0001)	(0,0121)	(0,3532)	(0,0066)	(0,0035)	(0,0390)	(0,0012)	(0,0113)	(0,5271)
<b>INSES</b>	2,1745***	2,2939***	1,9312***	2,2673***	2,5654***	1,9146	1,1774**	1,3274***	1,1506**	1,3553***	2,9512**	1,6655
<b>[Médio-Alto]</b>	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0065)	(0,3696)	(0,0146)	(0,0097)	(0,0496)	(0,0085)	(0,0137)	(0,4771)
<b>INSES</b>	2,3669***	2,4698***	2,1913***	2,3254***	2,6841***	2,1314	1,1028	1,2042*	1,0857	1,2333	2,7726**	1,5265
<b>[Alto]</b>	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0043)	(0,2958)	(0,1543)	(0,0995)	(0,3197)	(0,1136)	(0,0203)	(0,5556)
<b>INSES</b>	2,4955***	2,6557***	2,0579***	2,7462***	2,8360***	2,2626	0,9965	1,1578	1,0316	0,9725	2,4981**	1,5056
<b>[Muito Alto]</b>	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0026)	(0,2594)	(0,9601)	(0,1984)	(0,7615)	(0,8714)	(0,0373)	(0,5687)
<b>INSES</b>	2,5042***	2,7422***	2,2883***	2,4437	2,8028***	2,3684	0,9886	1,0207	0,9157	1,2445	2,5103**	1,2851
<b>[Altíssimo]</b>	(0,0000)	(0,0000)	(0,0011)	(0,1507)	(0,0030)	(0,2363)	(0,8911)	(0,8804)	(0,7838)	(0,6385)	(0,0373)	(0,7282)
<b>Propaganda</b>	1,0472*	1,2064***	1,1060	0,9644	1,0110	1,2384***	0,9924	0,9686	1,1009	1,1459	0,9757	0,9377
<b>[Existe = 1]</b>	(0,0813)	(0,0019)	(0,1847)	(0,8391)	(0,7098)	(0,0012)	(0,8406)	(0,5655)	(0,3561)	(0,2965)	(0,5499)	(0,3035)
<b>Constante</b>	0,0481***	0,0052***	0,0397***	0,0039***	0,0655***	0,0106***	0,0687***	0,0160***	0,0654***	0,0150***	0,0309***	0,0139***
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0,0177		0,0198		0,0067		0,0177		0,0198		0,0067	
<b>N</b>	153893		78601		75292		153884		78587		75297	

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da PeNSE 2019.

**APÊNDICE E – RAZÕES DE RISCO RELATIVO DO MODELO *LOGIT* MULTINOMIAL COM EFEITOS DE PARES PARA A PRÁTICA DE ATIVIDADE FÍSICA FORA DA ESCOLA POR PELO MENOS 50 MINUTOS**

Continua

Variável	Geral		Rede Pública		Rede Privada	
	1-5 dia(s)	6-7 dias	1-5 dia(s)	6-7 dias	1-5 dia(s)	6-7 dias
<b>Tempo de tratamento</b>	1.0076*** (0.0006)	1.0038*** (0.0029)	1.0070** (0.0343)	1.0015 (0.4412)	1.0082*** (0.0064)	1.0051*** (0.0043)
<b>Tratamento</b>	0.8584*** (0.0026)	0.9656 (0.2108)	0.9258 (0.2557)	0.9912 (0.8202)	0.5929*** (0.0096)	0.8494 (0.1016)
<b>Tem cantina</b>	1.0147 (0.6694)	1.0046 (0.8171)	0.9512 (0.3243)	1.0217 (0.4829)	0.8377** (0.0114)	0.8901*** (0.0090)
<b>[Tratamento]*[tem cantina]</b>	1.0939** (0.0488)	1.1142*** (0.0000)	1.0209 (0.7650)	0.9870 (0.7560)	1.6314** (0.0145)	1.3117*** (0.0052)
<b>Tem pontos alternativos de venda</b>	0.9470* (0.0668)	0.9965 (0.8452)	0.9654 (0.4672)	0.9795 (0.4686)	0.9679 (0.3911)	1.0155 (0.5038)
<b>[Tratamento]*[tem pontos alternativos de venda]</b>	1.0188 (0.6630)	0.9944 (0.8232)	1.0135 (0.8384)	1.0419 (0.2901)	0.9729 (0.6354)	0.9433* (0.0890)
<b>Efeito de pares</b>	2.3961*** (0.0000)	2.6639*** (0.0000)	1.9289*** (0.0000)	2.2506*** (0.0000)	2.5508*** (0.0000)	2.8606*** (0.0000)
<b>Sexo [Mulher = 1]</b>	0.3398*** (0.0000)	0.2655*** (0.0000)	0.2938*** (0.0000)	0.2244*** (0.0000)	0.3865*** (0.0000)	0.3079*** (0.0000)
<b>Cor [Amarela]</b>	0.9095 (0.1007)	0.9385 (0.1350)	0.9165 (0.3059)	0.9012* (0.0899)	0.9237 (0.3205)	0.9935 (0.9138)
<b>Cor [Indígena]</b>	1.1626** (0.0165)	1.2262*** (0.0000)	1.1183 (0.2021)	1.2908*** (0.0000)	1.2392** (0.0204)	1.1892** (0.0153)
<b>Cor [Parda]</b>	1.0278 (0.2337)	1.0524*** (0.0027)	1.0419 (0.2565)	1.1005*** (0.0002)	1.0296 (0.3343)	1.0321 (0.1685)
<b>Cor [Preta]</b>	0.9915 (0.8176)	1.1088*** (0.0001)	0.9752 (0.6195)	1.1128*** (0.0019)	1.0565 (0.3340)	1.1606*** (0.0003)
<b>Mora com a mãe</b>	1.2081*** (0.0000)	1.1575*** (0.0000)	1.2237*** (0.0011)	1.1265*** (0.0032)	1.1566** (0.0384)	1.1914*** (0.0012)
<b>Mora com o pai</b>	1,2371*** (0,0007)	1,1279*** (0,0078)	1,2335** (0,0140)	1,1088* (0,0777)	1,2131** (0,0417)	1,1455* (0,0598)
<b>Mora com a mãe e o pai</b>	0,9318 (0,2894)	0,9877 (0,7966)	0,9220 (0,3747)	0,9633 (0,5523)	0,9573 (0,6605)	1,0019 (0,9799)
<b>Localização [Urbana = 1]</b>	0,8369*** (0,0024)	0,9373* (0,0651)	0,9102 (0,1574)	0,9354 (0,1137)	0,7288*** (0,0074)	0,9785 (0,7991)

Continuação

Variável	Geral		Rede Pública		Rede Privada	
	1-5 dia(s)	6-7 dias	1-5 dia(s)	6-7 dias	1-5 dia(s)	6-7 dias
INSES [Baixo]	1,2057** (0,0291)	1,0796 (0,1618)	1,2218** (0,0264)	1,1026* (0,0925)	0,7560 (0,3182)	0,7929 (0,2720)
INSES [Médio-Baixo]	1,2678*** (0,0064)	1,1291** (0,0263)	1,2507** (0,0156)	1,1567** (0,0130)	0,8437 (0,5368)	0,8232 (0,3566)
INSES [Médio]	1,4023*** (0,0001)	1,2815*** (0,0000)	1,3817*** (0,0006)	1,2812*** (0,0000)	0,8921 (0,6763)	0,9567 (0,8329)
INSES [Médio-Alto]	1,7269*** (0,0000)	1,5201*** (0,0000)	1,6748*** (0,0000)	1,5667*** (0,0000)	1,0815 (0,7737)	1,0707 (0,7441)
INSES [Alto]	2,1655*** (0,0000)	1,8213*** (0,0000)	1,8960*** (0,0000)	1,6967*** (0,0000)	1,3643 (0,2541)	1,3001 (0,2111)
INSES [Muito Alto]	2,9314*** (0,0000)	2,3725*** (0,0000)	2,1975*** (0,0000)	2,3276*** (0,0000)	1,8157** (0,0284)	1,6365** (0,0187)
INSES [Altíssimo]	4,5928*** (0,0000)	3,4949*** (0,0000)	3,6361*** (0,0000)	3,3612*** (0,0000)	2,7515*** (0,0002)	2,3593*** (0,0001)
Propaganda [Existe = 1]	0,9877 (0,7529)	0,9859 (0,5626)	0,9121 (0,3718)	0,8699** (0,0344)	0,9738 (0,5344)	0,9915 (0,7360)
Constante	0,1163*** (0,0000)	0,3179*** (0,0000)	0,1289*** (0,0000)	0,3857*** (0,0000)	0,2371*** (0,0000)	0,4009*** (0,0000)
Pseudo R <sup>2</sup>	0,0804		0,0767		0,0622	
N	10191		49577		52333	

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da PeNSE 2019.