

**Universidade Federal de Minas Gerais**  
**Escola de Enfermagem**  
**Programa de Pós-Graduação em Enfermagem**

**CAMILA MENDES DOS PASSOS**

**PREÇO DOS ALIMENTOS, CONSUMO DE BEBIDAS  
ADOÇADAS E OBESIDADE NO BRASIL**

**Belo Horizonte**

**2020**

**CAMILA MENDES DOS PASSOS**

**PREÇO DOS ALIMENTOS, CONSUMO DE BEBIDAS  
ADOÇADAS E OBESIDADE NO BRASIL**

Tese de doutorado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Enfermagem da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), como requisito para obtenção do título de Doutora em Enfermagem.

**Área de concentração:** Saúde e Enfermagem.

**Linha de Pesquisa:** Promoção da Saúde, Prevenção e Controle de Agravos.

**Orientador:** Prof. Rafael Moreira Claro.  
Professor Adjunto do Departamento de  
Nutrição/Escola de Enfermagem/UFMG.

**Belo Horizonte**  
**Escola de Enfermagem**

**2020**

Passos, Camila Mendes dos.  
P289p Preço dos alimentos, consumo de bebidas adoçadas e obesidade no Brasil [manuscrito]. / Camila Mendes dos Passos. - - Belo Horizonte: 2020.  
171f.: il.  
Orientador (a): Rafael Moreira Claro.  
Área de concentração: Saúde e Enfermagem.  
Tese (doutorado): Universidade Federal de Minas Gerais, Escola de Enfermagem.

1. Bebidas Adoçadas Artificialmente. 2. Bebidas Adoçadas com Açúcar. 3. Consumo de Alimentos. 4. Sobrepeso. 5. Obesidade. 6. Orçamentos. 7. Saúde Pública. 8. Dissertação Acadêmica. I. Claro, Rafael Moreira. II. Universidade Federal de Minas Gerais, Escola de Enfermagem. III. Título.

NLM: QU 248

**ATA DE NÚMERO 153 (CENTO E CINQUENTA E TRÊS) DA SESSÃO PÚBLICA DE ARGUIÇÃO E DEFESA DA TESE APRESENTADA PELA CANDIDATA CAMILA MENDES DOS PASSOS PARA OBTENÇÃO DO TÍTULO DE DOUTORA EM ENFERMAGEM.**

Aos 5 (cinco) dias do mês de março de dois mil e vinte, às 13:30 horas, realizou-se no Anfiteatro da Pós-Graduação - 432 da Escola de Enfermagem da Universidade Federal de Minas Gerais, a sessão pública para apresentação e defesa da tese "PREÇO DOS ALIMENTOS, CONSUMO DE BEBIDAS ADOÇADAS E OBESIDADE NO BRASIL", da aluna *Camila Mendes Dos Passos*, candidata ao título de "Doutora em Enfermagem", linha de pesquisa "Promoção da Saúde, Prevenção e Controle de Agravos". A Comissão Examinadora foi constituída pelos seguintes professores doutores: Rafael Moreira Claro (orientador), Renata Bertazzi Levy, Daniela Silva Canella, Mariana Carvalho de Menezes (participou da sessão por videoconferência) e Leticia de Oliveira Cardoso (participou da sessão por videoconferência), sob a presidência do primeiro. Abrindo a sessão, o Senhor Presidente da Comissão, após dar conhecimento aos presentes do teor das Normas Regulamentares do Trabalho Final, passou a palavra à candidata para apresentação de seu trabalho. Seguiu-se a arguição pelos examinadores com a respectiva defesa da candidata. Logo após, a Comissão se reuniu sem a presença da candidata e do público, para julgamento e expedição do seguinte resultado final:

APROVADA;  
 REPROVADA.

O resultado final foi comunicado publicamente à candidata pelo Senhor Presidente da Comissão. Nada mais havendo a tratar, eu, Andréia Nogueira Delfino, Secretária do Colegiado de Pós-Graduação da Escola de Enfermagem da Universidade Federal de Minas Gerais, lavrei a presente Ata, que depois de lida e aprovada será assinada por mim e pelos membros da Comissão Examinadora. Belo Horizonte, 05 de março de 2020.

Prof. Dr. Rafael Moreira Claro  
Orientador (Esc. Enf/UFMG)

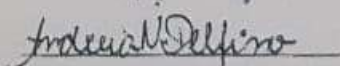
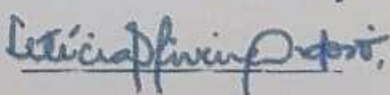
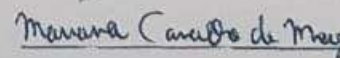
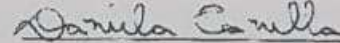
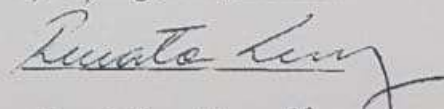
Prof.ª Dr.ª Renata Bertazzi Levy  
(USP)

Prof.ª Dr.ª Daniela Silva Canella  
(UERJ)

Prof.ª Dr.ª Mariana Carvalho de Menezes  
(UFOP)

Prof.ª Dr.ª Leticia de Oliveira Cardoso  
(FIOCRUZ)

Andréia Nogueira Delfino  
Secretária do Colegiado de Pós-Graduação



Ata homologada na reunião do CPG  
Em: 06/04/2020



Prof.ª Kênia Lara da Silva  
Coordenadora do CPG

*“Sugar, rum and tobacco are commodities which are nowhere necessities of life, which are become objects of almost universal consumption, and which are therefore extremely proper subjects of taxation.”*

— Adam Smith, 1776.

*Aos meus filhos, **Caio e Lucas**, por tudo! Vocês  
são minha fortaleza, minha fonte inesgotável de  
amor, energia e alegria.*

*Aos meus pais, **Célio e Lalia**, que nunca mediram  
esforços para que eu chegasse até aqui.*

*Amo vocês!*

## AGRADECIMENTOS

Ao meu orientador, Professor Rafael Moreira Claro, pela paciência, dedicação, incentivo e confiança. Sou grata por você ter me acolhido, me inspirado e me conduzido ao longo dessa jornada. Por ter me inserido de uma forma tão sábia, ética e cuidadosa no mundo da ciência. Admiro você por sua determinação, coragem, maestria e inteligência.

Rafa, muito obrigada por tudo!

À Professora Ada Ávila Assunção, pelo acolhimento e exemplo de profissional.

À Dr. Renata Levy pela competência, parceria e valiosas contribuições para a finalização deste trabalho.

À Professora Silvia Priore pelas valiosas contribuições oferecidas durante o exame de qualificação.

À Dr. Ana Paula Bortoletto Martins, pela colaboração em um dos manuscritos desta tese.

Ao IDEC pelo apoio financeiro em um dos manuscritos desta tese.

Aos professores da Pós-Graduação em Enfermagem da UFMG, pelo ensino de excelência proporcionado.

A todos que passaram pelo Núcleo de Estudos sobre Saúde do Trabalhador (NEST) nesses últimos quatro anos, pelos intensos momentos de trabalho e aprendizado. Especialmente pela amizade, apoio e carinho. Nossos momentos de aprendizado, ajuda e celebração foram essenciais. Vocês tornaram a trajetória muito mais leve e divertida!

À Manu, companheira de batalha, pela amizade, cumplicidade e parceria. Sou grata por ter cruzado meu caminho (ou eu o seu), e com seu jeito doce e eficiente ter me possibilitado aprender tanto com você, pessoalmente e profissionalmente!

À Universidade Federal de Viçosa, em especial aos colegas do Departamento de Medicina e Enfermagem, pela concessão da licença para realizar treinamento e por acreditar no meu sonho.

Aos amigos de disciplina Lilian, Mara e Bruno, pelo apoio, incentivo e motivação sempre. Sou grata por ter vocês como parceiros na vida profissional e pessoal.

Aos meus alunos, por me inspirarem a buscar novos horizontes.

Aos usuários do SUS, em especial às crianças, adolescentes e mulheres, que me instigam incansavelmente pela busca de um atendimento equânime e de qualidade, baseado em evidências, mas repleto de paixão e empatia.

Aos parentes e amigos, pelo torcida e incentivo.

À minha maravilhosa família 'farofeira', pais, irmãs, sogra, sobrinhos e cunhados, pelo amor, suporte e compreensão em todos os momentos. Obrigada por tantos momentos de alegria e descontração!

À Taiane, pela paciência, carinho e zelo com meu lar e, principalmente, com meus pequenos grandes filhos Lucas e Caio.

Ao 'meu' trio, Leo, Caio e Lucas, que embarcaram nesse desafio mesmo sem saber o que estava por vir. A vocês, que me acompanharam e me apoiaram, que confiaram e acreditaram em mim, mesmo quando eu já quase perdia a força e a esperança. Obrigada por sonharem o meu sonho, por me sustentarem de pé..., obrigada por todo o Amor!

Ao meu anjo da guarda, que sempre soprava ao pé do meu ouvido: "*Calma, vai dar tudo certo*".

A Deus, por me permitir trilhar essa trajetória, por cuidar de mim e da minha família sempre.

**Muito Obrigada!**



## RESUMO

PASSOS, C.M. Preço dos alimentos, consumo de bebidas adoçadas e obesidade no Brasil. Tese (Doutorado em Enfermagem) – Escola de Enfermagem, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil, 2020. 171 p.

**Introdução:** Sabe-se que o cenário global de preço dos alimentos contribui para a epidemia de obesidade por meio do incentivo ao consumo de alimentos não saudáveis. No entanto, a real magnitude da influência do preço de alimentos sobre o estado nutricional e o consumo alimentar no Brasil permanece incerta. **Objetivos:** Analisar a associação entre o preço dos alimentos, o consumo de bebidas adoçadas e o estado nutricional da população brasileira. **Métodos (Manuscrito 1):** Estudo em painel envolvendo dados ecológicos de 10 capitais brasileiras e do Distrito Federal para o período entre 2007 e 2018. Dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares de 2008/9 foram usados para calcular o preço dos grupos de alimentos que, acrescidos de dados do Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor, resultaram em uma série de preços por cidade para cada um dos anos. A prevalência de indicadores de consumo de bebidas adoçadas em cada cidade, por ano, foi obtida no VIGITEL. A relação entre preço e consumo foi estudada a partir de modelos de regressão de efeito fixo para dados em painel. **(Manuscrito 2):** Estudo transversal com dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares de 2008/9. Foram utilizadas informações aferidas de peso e altura de todos os indivíduos, assim como de preço dos alimentos adquiridos para consumo domiciliar. Modelos de regressão multivariada (log-log) foram utilizados para estimar a elasticidade-preço da prevalência de excesso de peso e obesidade para toda a população e para dois estratos de renda do país. **(Manuscrito 3):** A base de dados desenvolvida para o primeiro artigo foi utilizada, assumindo-se como desfecho o IMC médio nas localidades estudadas (com base nas informações autorreferidas de peso e altura disponíveis no VIGITEL). O preço relativo dos alimentos saudáveis (em relação aos ultraprocessados) foi estimado para cada localidade em cada ano. Modelos de regressão de efeito fixo para dados em painel foram estimados para analisar a relação entre o preço dos alimentos e o IMC médio da população. O estudo foi aprovado pelo Comitê

de Ética em Pesquisa envolvendo Seres Humanos da Universidade Federal de Minas Gerais (COEP/UFMG) (CAAE nº 88465018.1.0000.5149). **Resultados:** O preço das bebidas adoçadas esteve inversamente associado ao seu consumo. Estimamos que um aumento de 1,00% no preço das bebidas adoçadas diminuiria 1,25% a prevalência do seu consumo regular entre as mulheres e 1,57% entre os homens. Encontrou-se também uma associação inversa entre preço de alimentos ultraprocessados e prevalência de sobrepeso e obesidade no Brasil. Observamos que o aumento de 1,00% no preço dos alimentos ultraprocessados levaria a uma diminuição na prevalência de excesso de peso e obesidade de 0,33% e 0,59%, respectivamente. Para o grupo de menor renda, o efeito do preço dos alimentos ultraprocessados foi maior. Por fim, o preço relativo dos alimentos saudáveis associou-se positivamente ao IMC da população. Observamos que um aumento de 10,0% no preço relativo de alimentos saudáveis (não ultraprocessados) levaria a um aumento de 0,3% no IMC médio (0,4% para mulheres e 0,2% para homens). **Conclusões:** Concluímos que existe uma relação entre o preço dos alimentos, o consumo de bebidas adoçadas e a obesidade no Brasil. A adoção de medidas fiscais, como a tributação de alimentos ultraprocessados, desponta como ferramenta proeminente no controle de obesidade e outros resultados negativos para a saúde.

**Palavras-chave:** Preço dos alimentos; Bebidas adoçadas; Excesso de peso; Obesidade; Pesquisa de Orçamentos Familiares; Elasticidade-preço; Saúde Pública.

## ABSTRACT

PASSOS, C.M. Food prices, sweetened beverages consumption and obesity in Brazil. Thesis (PhD in Nursing) – Nursing School, Federal University of Minas Gerais, Belo Horizonte, Minas Gerais, Brazil, 2020. 171 p.

**Introduction:** It is known that the global food prices scenario contributes to the obesity epidemic by encouraging the consumption of unhealthy foods. However, the real magnitude of the influence of food prices on nutritional status and food consumption in Brazil remains uncertain. **Objective:** To analyze the association between food prices, consumption of sweetened beverages and nutritional status of the Brazilian population. **Methods (Manuscript 1):** Panel study involving ecological data from 10 Brazilian capitals and the Federal District for the period between 2007 and 2018. Data from the Household Budget Survey (HBS 2008/9) were used to calculate the price of food groups that, added data from the National Consumer Price Index System resulted in a series of prices per city for each year. The prevalence indicators of sweetened beverages consumption in each city per year were obtained from VIGITEL. The relationship between price and consumption was studied using fixed-effect regression models for panel data. **(Manuscript 2):** Cross-sectional study with data from the Household Budget Survey (HBS 2008/9). Information on the weight and height of all individuals was used, as well as the price of food purchased for household consumption. Multivariate regression models (log-log) were used to estimate the price elasticity of the prevalence of overweight and obesity for the entire population and for two income strata in the country. **(Manuscript 3):** The database developed for the first article was used, assuming the mean BMI in the studied locations as an outcome (based on self-reported weight and height information available at VIGITEL). The relative price of healthy foods (in relation to ultra-processed foods) was estimated for each location in each year. Fixed-effect regression models for panel data were estimated to analyze the relationship between the food prices and the mean BMI of the population. The study was approved by the Research Ethics Committee involving Human Beings at the Federal University of Minas Gerais (COEP / UFMG) (CAAE nº 88465018.1.0000.5149). **Results:** The

sweetened beverages price was inversely associated with their consumption. We estimate that a 1.00% increase in the sweetened beverages price would decrease 1.25% the prevalence of sweetened beverages regular consumption among women and 1.57% among men. An inverse association was also found between the price of ultra-processed foods and the prevalence of overweight and obesity in Brazil. We observed that the 1.00% increase in the price of ultra-processed foods would lead to a decrease in the prevalence of overweight and obesity of 0.33% and 0.59%, respectively. For the lower income group, the effect of the price of ultra-processed foods was greater. Finally, the relative price of healthy foods (non-ultra-processed foods) was positively associated with the population's BMI. We observed that a 10.0% increase in the relative price of non-ultra-processed foods would lead to a 0.3% increase in the average BMI (0.4% for women and 0.2% for men). **Conclusions:** We conclude that there is an association between the food prices, sweetened beverages consumption and nutritional status in Brazil. The adoption of fiscal measures, such as the taxation of ultra-processed foods, emerges as a prominent tool in the control of obesity and other negative health outcomes.

**Keywords:** Food prices; Sweetened beverages; Overweight; Obesity; Household Budget Survey; Price elasticity; Public health.

## LISTA DE TABELAS

### Manuscrito 1

**Table 1.** Distribution (%) of the adult population ( $\geq 18$  years) from the 10 Brazilian state capitals and Federal District by sociodemographic variables. Brazil, 2007-2018. 85

**Table 2.** Regression estimates (price-elasticity) of the effect of price in the consumption of sweetened beverages (including sugar- and artificially sweetened beverages) among adults ( $\geq 18$  years), by sex. Brazil, 2007-2018. 88

**Table S1.** Price of sweetened beverages (R\$/kg), price of other foods and beverages (R\$/kg), prevalence of sweetened beverages regular consumption (%) and prevalence of sweetened beverages non-consumption (%) from the 10 Brazilian state capitals and Federal District. Brazil, 2007-2018. 89

### Manuscrito 2

TABLE 1. Sociodemographic and economic characterization of the study units (550 household strata). Household Budget Survey, Brazil, 2008-2009. 114

TABLE 2. Prevalence of overweight and obesity according to quintiles of price of ultra-processed foods by sex. Household Budget Survey, Brazil, 2008/9. 115

TABLE 3. Prevalence of overweight and obesity according to quintiles of price of ultra-processed foods by age. Household Budget Survey, Brazil, 2008/9. 116

TABLE 4. Income and price-elasticity of the prevalence of overweight and obesity in Brazil, obtained by regression model. Household Budget Survey, Brazil, 2008/9. 117

TABLE 5. Income and price-elasticity of the prevalence of overweight and obesity in Brazil by income group, obtained by regression model. Household Budget Survey, Brazil, 2008/9. 118

APPENDIX A. Different food items purchased by households classified according to the NOVA system. Household Budget Survey, Brazil, 2008/9. 119

APPENDIX B. Socio-demographic and economic characterization of the study units (550 household strata) according to quintiles of price of ultra-processed foods. Household Budget Survey, Brazil, 2008-2009. 120

### **Manuscrito 3**

**TABLE 1.** Descriptive summary statistics for the full sample from the 10 Brazilian capitals and Federal District, 2007-2018. 141

**TABLE 2.** Regression estimates (elasticity coefficients) of the association between relative price of healthy foods and body mass index among adults ( $\geq 18$  years), by sex, from the 10 Brazilian capitals and Federal District, 2007-2018. 142

**S1 TABLE.** Relative price of healthy foods<sup>a</sup> from the 10 Brazilian capitals and Federal District, 2007 - 2018. 145

**S2 TABLE.** Body mass index (BMI), by sex, from the 10 Brazilian capitals and Federal District, 2007 - 2018. 146

## LISTA DE FIGURAS

**Quadro 1.** Número total de entrevistas completadas por ano, no conjunto das 10 capitais dos estados e do Distrito Federal. VIGITEL, Brasil, 2007 a 2018. 45

### Manuscrito 1

**Figure 1.** Mean yearly regular consumption ( $\geq 5$  d/week) (A) and non-consumption (consumption reported as ‘almost never’ and ‘never’) (B) of sweetened beverages (including sugar- and artificially sweetened beverages) among the adult population (aged  $\geq 18$  years) by sex. Brazil, 2007–2018. 86

**Figure 2.** Mean yearly price (R\$/Liter) of sweetened beverages (including sugar- and artificially sweetened beverages) and price (R\$/Kg) of other foods and beverages. Brazil, 2007–2018. 87

### Manuscrito 3

**FIGURE 1.** Trends of the relative price of healthy foods from the 10 Brazilian capitals and Federal District, 2007 - 2018. 143

**FIGURE 2.** Trends of the body mass index (BMI) by sex, from the 10 Brazilian capitals and Federal District, 2007 – 2018. 144

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

BA	– Bebidas adoçadas
BFRSS	– Behavioral Risk Factor Surveillance System
BMI	– Body mass index
CAPES	– Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior
CEP	– Código de Endereçamento Postal
CIDE	– Contribution of Intervention in the Economic Domain
CM	– Centimeters
CM	– Centímetros
CNPQ	– Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico
COEP/UFMG	– Comitê de Ética em Pesquisa envolvendo Seres Humanos da Universidade Federal de Minas Gerais
DALY	– Disability-Adjusted Life Years
DCNT	– Doenças Crônicas Não-Transmissíveis
DF	– Distrito Federal
DF	– Distrito Federal
DRC	– Doença renal crônica
DM2	– Diabetes tipo 2
EA	– Efeitos aleatórios
EF	– Efeito fixo
EP	– Erro-padrão
EU	– European Union
EUA	– Estados Unidos da América
FAPEMIG	– Fundação de Amparo à Pesquisa de Minas Gerais
G	– Gramas
G	– Grams
GBD	– Global Burden of Disease
HBS	– Household Budget Survey
IBGE	– Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IC	– Intervalo de confiança
IDRC	– International Development Research Centre



IMC	– Índice de Massa Corporal
IPC	– Índices de preço ao consumidor
IPCA	– Índice de Preços ao Consumidor Amplo
KCAL	– Quilocaloria
KCAL/D	– Quilocalorias por dia
KG	– Quilograma
M	– Metro
MS	– Ministério da Saúde
NCD	– Non-Communicable Diseases
OMS	– Organização Mundial da Saúde
PAHO	– Pan-American Health Organization
PDA	– Personal Digital Assistant
PNAE	– National School Feeding Program
POF	– Pesquisa de Orçamentos Familiares
R\$	– Reais
RU	– Reino Unido
SE	– Standard-error
SNIPC	– Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor
TACO	– Tabela Brasileira de Composição de Alimentos
UFMG	– Universidade Federal de Minas Gerais
UK	– United Kingdom
US	– United States
USP	– Universidade de São Paulo
VIGITEL	– Sistema de Vigilância de Fatores de Risco e Proteção para Doenças Crônicas por Inquérito Telefônico
YLD	– Years Lived with Disability

## SUMÁRIO

<b>APRESENTAÇÃO</b>	<b>18</b>
<b>1. INTRODUÇÃO</b>	<b>19</b>
<b>1.1 O panorama da obesidade</b>	<b>19</b>
<b>1.2 A alimentação saudável e o perfil de alimentação da população brasileira</b>	<b>23</b>
<b>1.3 O consumo de bebidas adoçadas</b>	<b>26</b>
<b>1.4 Preço do alimento</b>	<b>30</b>
<b>1.5 Políticas públicas e ações governamentais para controle da obesidade</b>	<b>35</b>
<b>1.6 Justificativa</b>	<b>37</b>
<b>2. OBJETIVOS</b>	<b>39</b>
<b>2.1 Objetivo geral</b>	<b>39</b>
<b>2.2 Objetivos específicos</b>	<b>39</b>
<b>3. METODOLOGIA</b>	<b>40</b>
<b>3.1 Delineamento do estudo</b>	<b>40</b>
<b>3.2 Amostragem e plano amostral</b>	<b>40</b>
<b>3.3 Coleta de dados</b>	<b>45</b>
<b>3.4 Organização e análise dos dados</b>	<b>50</b>
<b>3.5 Aspectos éticos</b>	<b>58</b>
<b>4. RESULTADOS E DISCUSSÃO</b>	<b>59</b>
<b>4.1 Manuscrito 1</b>	<b>60</b>
<b>4.2 Manuscrito 2</b>	<b>90</b>
<b>4.3 Manuscrito 3</b>	<b>121</b>

<b>5.</b>	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS</b>	<b>147</b>
<b>6.</b>	<b>CONCLUSÃO</b>	<b>149</b>
	<b>REFERÊNCIAS</b>	<b>150</b>
	<b>ANEXOS</b>	<b>167</b>

## APRESENTAÇÃO

O formato de apresentação utilizado para a presente tese de doutorado atende às normas da Resolução nº 035/2018, do Colegiado de Pós-graduação da Escola de Enfermagem da Universidade Federal de Minas Gerais para apresentação de tese no formato de artigos.

Ela contém um capítulo introdutório, que expõe a visão geral das temáticas abordadas (obesidade, consumo de bebidas adoçadas e preço dos alimentos), além de justificativa, questões de investigação e hipóteses do estudo.

Em seguida temos uma seção de objetivos (geral e específicos) e uma metodologia. Questões referentes ao delineamento do estudo, à amostragem e à coleta de dados foram apresentadas separadamente por banco de dados utilizado. Aquelas referentes à organização das variáveis e à análise dos dados foram apresentadas de forma detalhada para cada um dos manuscritos. Os aspectos éticos encerram a seção.

Os resultados e discussão foram expostos na forma de três manuscritos independentes, visando responder aos três objetivos específicos propostos pelo trabalho. O primeiro manuscrito analisou a relação entre o preço das bebidas adoçadas e o seu consumo. Os outros dois analisaram a relação entre preço dos alimentos e estado nutricional (prevalência de excesso de peso e obesidade – Manuscrito 2; índice de massa corporal – Manuscrito 3). Por fim, foram apresentados os capítulos de síntese e as conclusões do estudo. As referências utilizadas e os anexos encontram-se ao final do volume

## 1. INTRODUÇÃO

### 1.1 O panorama da obesidade

A obesidade pode ser definida pelo acúmulo de gordura corporal (WHO, 2000). Possui múltiplas causas envolvendo fatores individuais (como os genéticos, metabólicos e fisiológicos) e ambientais (como os culturais, socioeconômicos e estruturais), sendo os últimos, responsáveis pela grande maioria dos casos (DEPARTMENT OF HEALTH AND HUMAN SERVICES, 2001; SICHIERI et al., 1994; WHO, 2000; MONTEIRO et al., 2007; MORLAND; EVERSON, 2009; BRASIL, 2013). Sua identificação, em nível populacional, pode ser feita por um método útil e de baixo custo, o índice de massa corporal (IMC), definido como a razão entre o peso (em quilogramas (kg)) e o quadrado da altura (em metros (m)), permitindo assim o cálculo de suas prevalências (WHO, 2000). A partir da metade do século XIX, o excesso de peso e a obesidade (em todas as fases do ciclo da vida) passaram a assumir posição de destaque na agenda de saúde pública mundial, figurando na relação atual de prioridades tanto de países desenvolvidos quanto da maior parte daqueles em desenvolvimento (WHO, 2000; 2010).

Entre os anos de 1975 e 2014, a média global do IMC entre adultos ( $\geq 20$  anos) aumentou (FINUCANE et al., 2011) de  $22,1 \text{ kg/m}^2$  para  $24,4 \text{ kg/m}^2$  entre as mulheres e de  $21,7 \text{ kg/m}^2$  para  $24,2 \text{ kg/m}^2$  entre os homens (DI CESARE et al., 2016). O aumento de IMC ocorre de maneira mais lenta nos países de alta renda e mais acelerada naqueles de baixa renda (DI CESARE et al., 2016). Em pouco mais de três décadas (entre 1980 e 2012), observou-se aumento de cerca de 30% na prevalência mundial de excesso de peso na população adulta ( $\geq 20$  anos) - de 29% para 38% (NG et al., 2014) - e de 70% naquela de obesidade - de 7% para 12% (GBD, 2017) - sem diferença entre os sexos (NG et al., 2014; GBD, 2017). Estimava-se que em 2015, mais de 40% da população adulta mundial ( $\geq 20$  anos) possuiria excesso de peso, enquanto 12% encontrar-se-iam obesos (GBD, 2017). A partir desse cenário, estima-se que até o ano 2025 a prevalência global de excesso de peso em adultos esteja em torno de 60%, e de 19,5% para a obesidade (DI CESARE et al., 2016).

Cenário semelhante foi observado também entre as crianças (5 a 9 anos) e adolescentes (10 a 19 anos). A média global de IMC nessa população aumentou entre os anos de 1975 e 2016, tornando a diferença entre meninas e meninos menos expressiva. O IMC médio passou de 17,2 kg/m<sup>2</sup> (1975) para 18,6 kg/m<sup>2</sup> (2016) entre as meninas e de 16,8 kg/m<sup>2</sup> (1975) para 18,5 kg/m<sup>2</sup> (2016) entre os meninos (NCD, 2017). Percebeu-se que, apesar dos níveis elevados de IMC nos países de alta renda, na maior parte deles houve estabilização das taxas de prevalência (NCD, 2017). Em países de baixa e média renda permanecem as tendências de aumento (NCD, 2017). Adicionado a isso, observou-se aumento na prevalência de excesso de peso e obesidade entre crianças e adolescentes nas últimas três décadas (1980-2013) (NG et al., 2014). Entre os anos de 1980 e 2013, a prevalência de excesso de peso entre crianças e adolescentes (5 a 19 anos) aumentou quase 40% - de 13% para 18% (NG et al., 2014). Enquanto a prevalência de obesidade aumentou 150% - de 2% para 5%, entre os anos de 1980 e 2015 (GBD, 2017). Pequenas diferenças entre os sexos foram observadas (NG et al., 2014; GBD, 2017). A obesidade global, que estava em torno de 2% em 1980, atingiu 5% em 2015 (GBD, 2017), permanecendo poucas diferenças entre sexos (NG et al., 2014; GBD, 2017). Estima-se que, se essas tendências permanecerem, o número de crianças e adolescentes no mundo com obesidade irá superar o de baixo peso moderado e grave em 2022 (NCD, 2017).

No Brasil, observa-se também aumento do IMC médio da população adulta entre 1975 e 2014 (semelhante entre o sexo feminino e o masculino) de 22,5 kg/m<sup>2</sup> para 25,8 kg/m<sup>2</sup> (DI CESARE et al., 2016). Com isso, observa-se aumento contínuo da prevalência de excesso de peso e obesidade nesse período (IBGE, 2010c). Entre os anos de 1974 e 2013 a prevalência de excesso de peso aumentou mais de duas vezes, de 27% para 59% (IBGE, 2010c; BRASIL, 2015), enquanto aquela de obesidade aumentou cerca de quatro vezes, de 5% em 1974 para 21% em 2013 (IBGE, 2010c; BRASIL, 2015). Apenas na última década (2002/3-2013), observou-se aumento de 35% na prevalência de excesso de peso e 80% na de obesidade (IBGE, 2010c; BRASIL, 2015).

Entre as crianças e adolescente do país (de 5 a 19 anos), observa-se também aumento do IMC médio nos últimos 40 anos, passando de 17,0 kg/m<sup>2</sup> (1975) para 19,5 kg/m<sup>2</sup> (2016) entre as meninas e de 16,0 kg/m<sup>2</sup> (1975) para 20,5 kg/m<sup>2</sup> (2016) entre os meninos (NCD, 2017). Entre os anos de 1974 e 2009 a prevalência de excesso de peso aumentou cerca de 200%, de 8% para 27% (IBGE, 2010c), enquanto aquela de

obesidade aumentou mais de 500%, de 1% para 10% (IBGE, 2010c). Não há diferença na prevalência de excesso de peso entre as meninas e meninos, no entanto, há maior prevalência de obesos no sexo masculino (IBGE, 2010c).

A análise acurada desse conjunto de evidência – tanto para os adultos quanto para as crianças e adolescentes – sugere que grandes dificuldades serão enfrentadas no alcance das metas globais (2025) (definidas no *The WHO Global Action Plan for the Prevention and Control of Non-Communicable Diseases (NCD) 2013-2020*) e nacionais (2022) (definidas no “Plano de Enfrentamento das Doenças Crônicas Não-Transmissíveis” (DCNT)) de combate à obesidade: estabilizar as prevalências de excesso de peso e obesidade entre adultos e reduzir a prevalências de obesidade entre crianças e adolescentes (WHO, 2010; BRASIL, 2011). Há uma dificuldade na manutenção de baixos níveis de prevalência de obesidade e, sobretudo, de queda dos mesmos por meio de ações políticas efetivas. Em cenários onde quedas e baixos índices foram visualizados, os resultados estão mais vinculados a escassez alimentar (FRANCO et al., 2012; STEVENS et al., 2012).

A manutenção de altas taxas (e, sobretudo, das tendências de aumento nos indicadores de excesso de peso e obesidade) impacta diretamente no perfil de saúde dos indivíduos e populações. Sabe-se que o excesso de peso e a obesidade não apenas caracterizam-se como um agravo, mas também como fatores de risco, contribuindo para a carga global de doenças (GBD – Global Burden of Disease) (GUH, 2009; MARTIN-RODRIGUEZ et al., 2015; GDB, 2017), em especial para as DCNT (SINGH et al., 2013; WHO, 2009). No ano de 2016, as DCNT foram responsáveis por 71,0% das mortes ocorridas (WHO, 2016) mundialmente e por 76,4% das mortes no Brasil (GDB, 2016).

Em 2015, no mundo, o IMC elevado ( $IMC \geq 25 \text{ kg/m}^2$ ) esteve relacionado a 5% (120 milhões de anos) do total de anos de vida perdidos ajustados para incapacidades (DALY - Disability-Adjusted Life Years) e quase 4% (28,6 milhões de anos) do total de anos vividos com incapacidade (YLD - Years Lived with Disability). Além disso, o excesso de peso e a obesidade ( $IMC \geq 25 \text{ kg/m}^2$ ) contribuíram com mais de 7% (4 milhões) dos óbitos. As DCNT (doença cardiovascular, diabetes e doença renal crônica, principalmente) foram as principais causas de DALY, YLD e mortalidade, relacionadas ao IMC elevado (em torno de 90%). Por um período de 25 anos (1990 – 2015), a taxa

global de óbito relacionado ao IMC elevado aumentou relativamente de 41,9 mortes por 100 mil habitantes (1990) para 53,7 mortes por 100 mil habitantes (2015) (GBD, 2017). No Brasil, em 2016, cerca de 8% (4,6 milhões de anos) do total de DALY, 5% (1,1 milhão de anos) do total de YLD e 12% (155,4 mil) dos óbitos estão relacionados ao IMC elevado ( $IMC \geq 25 \text{ kg/m}^2$ ), tendo as DCNT (doença cardiovascular, diabetes e doença renal crônica, principalmente) entre as principais causas (em torno de 80% - DALY, YLD e mortalidade). Entre os anos de 1990 e 2016, a taxa nacional de óbitos relacionados ao excesso de peso e obesidade relativamente alterou de 44,6 mortes por 100 mil habitantes (1990) para 74,07 mortes por 100 mil habitantes (2016) (GBD, 2016b).

A magnitude que a problemática da obesidade tem atingido no mundo e, especificamente no Brasil, justifica o seu status de emergência de saúde pública, ou seja, um problema capaz de provocar sérios danos ao indivíduo e à sociedade (COSTA; VICTORA, 2006). A obesidade não apenas expõe o indivíduo ao risco aumentado para fatores de risco cardiovasculares como hipertensão, colesterol alto e tolerância reduzida à glicose (MARTIN-RODRIGUEZ et al., 2015; BAYS et al., 2007) como também é um importante preditor independente para a doença cardíaca coronariana (atrás apenas da idade e da dislipidemia) (MAHMOOD et al., 2014), o acidente vascular encefálico e a doença vascular periférica (WHO, 2009; 2000). Ela também constitui fator de risco para o desenvolvimento de alguns distúrbios endócrinos, como resistência à insulina (WHO, 2000), diabetes mellitus tipo 2 (DM2) (HUERTA et al., 2013; WHO, 2009) e doença renal crônica (DRC) (SONG; SUNG; LEE, 2015). Pode acarretar também na redução dos níveis de progesterona nas mulheres e testosterona nos homens, aumento da produção de cortisol e redução dos níveis de hormônio do crescimento (WHO, 2000). Essas alterações hormonais estão associadas, entre outros, ao aumento do risco de desenvolvimento de certos tipos de cânceres (como câncer de mama, endométrio e ovário em mulheres e de próstata em homens) (BHASKARAN et al., 2014; WHO, 2009; 2000). Outros tipos de cânceres também possuem sua incidência positivamente associada ao excesso de peso e à obesidade, como o câncer colorretal, renal, pancreático e de esôfago (KEIMLING et al., 2013; WHO, 2000). Destaca-se ainda que a obesidade também aumenta o risco de patologias que, embora menos letais, podem levar a condições debilitantes, como osteoartrites (MORK et al., 2012), problemas psicológicos (especialmente entre as mulheres) (TRONIERI et al., 2017), e distúrbios alimentares ou



relacionados à imagem corporal (FRONE et al., 2007), entre outros (WHO, 2009; 2000).

Quando desenvolvida durante a infância ou adolescência, a obesidade resulta em consequências não apenas para essa fase da vida, mas se desdobrando até a fase adulta, aumentando o risco de desenvolvimento prematuro de doenças cardiovasculares (OWEN et al., 2009), DM2 (PARK et al., 2013), complicações ortopédicas (WHO, 2000) e até transtornos psicossociais (DANIELS, 2009). Além disso, ao término da adolescência, indivíduos com excesso de peso (IMC de 25,0 a 29,9 kg/m<sup>2</sup>) possuem risco cinco vezes maior de se tornarem adultos obesos quando comparados aos indivíduos com peso normal (IMC < 25,0 kg/m<sup>2</sup>) (CONDE; BORGES, 2011).

## **1.2 A alimentação saudável e o perfil de alimentação da população brasileira**

Embora o crescimento vertiginoso da produção e consumo de alimentos altamente processados seja frequentemente considerado como uma importante causa da atual pandemia de obesidade e doenças crônicas relacionadas (WHO, 2003; WCR, 2007), estudos sobre determinantes e consequências de padrões de consumo alimentar costumavam utilizar classificações de alimentos (e bebidas, aqui incluídas como "alimentos") que, em grande parte, ignoravam ou minimizavam a importância do processamento industrial a que esses eram submetidos. Desta forma, alimentos que se relacionam de modo bastante distinto com a saúde como cereais integrais, farinhas, pães, biscoitos e “barras de cereal” eram classificados dentro de um único grupo, como “cereais e derivados”. O mesmo se aplica a frutas frescas, frutas em conserva e bebidas adoçadas à base de fruta (classificados no grupo de frutas e sucos de frutas), bem como a carne fresca e carnes processadas como hambúrgueres, embutidos e “*nuggets*” (classificados no grupo de carnes e derivados). Tais classificações eram usadas amplamente em avaliações do padrão de alimentação de populações (RODRIGUES et al., 2001; BECKER, 2001; PAINTER et al., 2002; DEMORY-LUCE et al., 2004).

A divisão dos alimentos em apenas dois grupos (não processados e processados) seria pouco útil, pois, atualmente, a grande maioria dos alimentos consumidos, tanto em

países desenvolvidos quanto naqueles em desenvolvimento, é submetida a algum tipo de processamento. Mais do que o processamento em si, importaria considerar a extensão e o propósito do processamento ao qual são submetidos os alimentos (MONTEIRO, 2009a; MONTEIRO et al., 2010a). Com base nisso, desenvolveu-se o sistema NOVA para classificação dos alimentos em quatro grupos claramente distintos: alimentos não processados ou minimamente processados, ingredientes culinários processados, alimentos processados e, por último, alimentos e bebidas ultraprocessados (MONTEIRO et al., 2016). O primeiro grupo envolve os alimentos naturais, partes comestíveis de plantas ou de animais, podendo ter sido submetidos a processamentos mínimos como remoção de partes não comestíveis ou não desejadas, secagem, esmagamento, moagem, fracionamento, filtragem, torrefação, fervura, pasteurização, refrigeração, congelamento, colocação em recipientes, embalagem a vácuo ou fermentação sem álcool. O segundo grupo inclui substâncias obtidas diretamente dos alimentos do grupo 1 ou da natureza por processos como prensagem, refinação, moagem e secagem por atomização, utilizados em cozinhas de casas e restaurantes para preparar, temperar e cozinhar alimentos do grupo 1. Produtos relativamente simples feitos a partir da adição de açúcar, óleo, sal ou outras substâncias do grupo 2 associados a processos simples de conservação ou cozimento e, no caso de pães e queijos, fermentação não alcoólica compõem o terceiro grupo da NOVA. Por último, o quarto grupo que é constituído por formulações industriais de diversos ingredientes que, após serem sujeitadas a vários processos físicos, biológicos e / ou químicos, tornam-se microbiologicamente seguras, convenientes, altamente palatáveis e acessíveis (FIOLET et al., 2018; MOUBARAC, 2018; MONTEIRO et al., 2018).

Segundo a Política Nacional de Alimentação e Nutrição (PNAN), uma alimentação adequada e saudável deve ser apropriada aos aspectos biológicos e socioculturais dos indivíduos e coletividades, além de ambientalmente sustentáveis. Ela também deve ser harmônica em quantidade e qualidade, bem como acessível do ponto de vista físico e financeiro (BRASIL, 2013a). Sabe-se que uma dieta saudável é composta predominantemente por alimentos não processados ou minimamente processados, de origem vegetal, adicionados à quantidade moderada de ingredientes culinários (como sal, açúcar e óleos e gorduras). Alimentos processados (como pão francês e queijos de fabricação tradicional) devem ser limitados, enquanto aqueles ultraprocessados devem ser evitados (BRASIL, 2014).

Alimentos ultraprocessados estão intimamente relacionados à obesidade e as DCNT (MOZAFFARIAN, HAO, RIMM, WILLETT, 2011; TAVARES et al., 2012; CANELLA et al., 2014; LOUZADA et al., 2015; LOUZADA et al., 2015a; LOUZADA et al., 2015b; RAUBER et al., 2015; MENDONÇA et al., 2016; MENDONÇA et al., 2017; MONTEIRO et al., 2018). Isso se dá, inicialmente, pelo consumo desses alimentos substituir aquele de alimentos não processados e minimamente processados, comprometendo a qualidade nutricional da dieta (MONTEIRO et al., 2010; MONTEIRO et al., 2011; MARTINS et al., 2013; MOUBARAC, 2013; LOUZADA et al., 2015b; MONTEIRO et al., 2016; LOUZADA et al., 2018; MOUBARAC, 2018). Além de sua composição pobre em vitaminas, minerais e fibras, e rica em calorias, sódio, açúcares livres e gorduras, os alimentos ultraprocessados possuem características que podem torná-los ainda mais prejudiciais à saúde (MONTEIRO et al., 2011; MOUBARAC et al., 2013; MONTEIRO et al., 2018). Tais produtos possuem extensos prazos de validade (ao contrário de alimentos não processados ou minimamente processados), geralmente não necessitam de extensiva preparação ou de cozimento (como os grãos e as carnes frescas ou congeladas) e são encontrados facilmente em toda parte (STEELE et al., 2016). Entretanto, as características convenientes desses alimentos favorecem padrões de consumo que prejudicam os mecanismos fisiológicos responsáveis pela regulação do balanço energético e, portanto, que aumentam o risco do consumo excessivo de calorias e de obesidade (MONTEIRO, 2009; MONTEIRO et al., 2010; MONTEIRO et al., 2011; MOUBARAC et al., 2012; MOUBARAC, 2018). Tais padrões não saudáveis de consumo incluem a substituição de refeições tradicionais por lanches, o consumo de alimentos simultâneo a outras atividades (como trabalhar, dirigir ou assistir TV) e o consumo excessivo de energia em forma líquida (refrigerantes) (LUDWIG, 2011; OGDEN et al., 2013). Ainda, apesar de intrinsecamente não saudáveis, alimentos ultraprocessados são agressivamente promovidos por meio de intensas e sofisticadas estratégias de marketing, direcionadas especialmente a crianças e adolescentes (WHO, 2002; HAWKES, 2004; MALLARINO et al., 2013; MAIA et al., 2017).

No Brasil, dados de aquisição de alimentos para consumo domiciliar coletados na Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) (IBGE, 2010; 2011) são utilizados para identificação do padrão de alimentação da população desde a década de 1970 (IBGE, 1978). Entretanto, é apenas no início dos anos 2000 que a POF passou a ter

representatividade nacional (IBGE, 2004). Estudo realizado a partir de dados das POF realizadas no período de 2002/3 e 2008/9 observou-se significativo crescimento da aquisição domiciliar de alimentos ultraprocessados (de 20,8% para 25,4% do total de calorias), acompanhado por redução na aquisição de alimentos não processados ou minimamente processados (de 41,8% para 40,2% do total de calorias) e de ingredientes culinários (de 35,2% para 32,0% do total de calorias) (MARTINS et al., 2013). Entre os subgrupos dos ultraprocessados destacam-se como itens de aquisição domiciliar biscoito, bolo e torta, 3,1%, embutidos, 2,4%, refeição pronta e alimento enlatado, congelado e ou desidratado, 2,4%, e doces, 2,2% (MARTINS et al., 2013). Uma vez que esse dado não pode ser desagregado (por idade e sexo), pouco se sabe a respeito dessa tendência entre os diversos grupos populacionais no Brasil.

Dados de consumo alimentar individual encontram-se disponíveis para a população brasileira apenas para o ano de 2008/9 (IBGE, 2011). Tais dados reforçam o consumo de alimentos ultraprocessados além do desejável na população (BIELEMANN et al., 2015; LOUZADA et al., 2015; LOUZADA et al., 2015a). Em estudos já realizados no Brasil, com dados disponíveis para a população com 10 anos ou mais de idade, oriundos também da POF 2008/9 demonstram consumo médio de 21,5% de alimentos ultraprocessados em relação ao total de energia ingerida per capita. Os subgrupos de ultraprocessados mais consumidos são bolos, tortas e biscoitos doce, 3,0%, lanches do tipo *Fast Food*, 2,9% e refrigerantes e sucos de frutas industrializados, 2,6% (LOUZADA et al., 2015a). Em um estudo de coorte realizado em São Leopoldo (RS), com crianças de baixo nível socioeconômico, pré-escolares (3 a 4 anos) e escolares (7 a 8 anos), a participação do consumo de ultraprocessados no total de energia da dieta é de aproximadamente 36%. Sobressaem-se o consumo de pães, 10,9%, de “salgadinhos” e biscoitos, 10,5%, de doces, 8,3%, e de refrigerantes, 5,0% (RAUBER et al., 2015).

### **1.3 O consumo de bebidas adoçadas**

Mudanças no consumo alimentar dos indivíduos estão associadas ao aumento epidêmico da obesidade em todo o mundo. O consumo das bebidas adoçadas (BA)

ganha destaque nesse contexto (MATTESS et al., 2011; ACS; COTTEN; STANTON, 2009; MALIK et al., 2013; TE MORENGA et al., 2013). Bebidas adoçadas são definidas como aquelas que possuem açúcares ou outro tipo de adoçantes artificiais adicionados em sua composição (ARSENAULT et al., 2017; BORGES et al., 2017). Bebidas adoçadas com açúcares (mono ou dissacarídeos) geralmente incluem refrigerantes carbonatados, sucos de frutas, bebidas esportivas ou energéticas, e chás ou cafés prontos para o consumo (ARSENAULT et al., 2017). Essas bebidas geralmente contêm sacarose (50% glicose e 50% de frutose), xarope de milho rico em frutose (45% de glicose e 55% de frutose) ou concentrados de sumos de frutas adicionados às bebidas (MALIK et al., 2013; 2019). Já aquelas com adição de adoçantes artificiais também incluem em sua maioria os refrigerantes carbonatados, sucos de frutas e chás ou cafés prontos para o consumo (MALIK et al., 2019). Entretanto, em sua composição estão presentes os edulcorantes de baixa caloria como aspartame, sucralose, sacarina, ciclamato, sorbitol ou estévia (INCA, 2019).

Evidências relacionam o consumo das bebidas adoçadas ao aumento do excesso de peso e obesidade em todo o mundo (HU, 2013; MALIK et al., 2013; TE MORENGA et al., 2013; SINGH et al., 2015). Em uma das meta-análises mais abrangentes até o momento (MALIK et al., 2013), evidenciou-se que o aumento de uma porção por dia de bebidas adoçadas estava associado a um ganho adicional de  $0,05 \text{ kg/m}^2$  no IMC de crianças e de  $0,12 \text{ kg}$  no peso de adultos em um ano. Em outra meta-análise, também realizada em 2013, as evidências analisadas foram suficientes para apoiar a relação de causalidade entre consumo de bebidas adoçadas e obesidade (HU, 2013). As evidências desses estudos permitem constatar que a redução do consumo de BA diminui o risco de obesidade e doenças relacionadas (HU, 2013). Importante destacar que essas relações não se restringem às bebidas adoçadas com açúcar. Em um estudo recente de revisão sistemática e meta-análise envolvendo ensaios clínicos randomizados e estudos observacionais ( $n=11$ ), o risco relativo combinado de obesidade foi de 1,18 para aqueles indivíduos que consumiram refrigerantes adoçados com açúcar e de 1,59 para os que consumiram refrigerantes adoçados com adoçantes de baixa caloria, em ambos os casos tendo como referência indivíduos que não consumiam refrigerantes de nenhum tipo (RUANPENG et al., 2017).

A literatura sugere que essa relação entre o consumo de bebidas adoçadas e o ganho de peso seja (no caso das bebidas adoçadas com açúcar) parcialmente explicada

pela capacidade reduzida dessas bebidas em promover saciedade proporcionalmente ao seu conteúdo energético (e baixo valor nutricional) em comparação aos itens sólidos (POPKIN, 2010; PAN; HU, 2011). Como resultado, o consumo dessas bebidas resulta na redução compensatória incompleta da ingestão de energia nas refeições subsequentes ao seu consumo (MALIK et al., 2010). Além disso, evidências sugerem também que elas podem ser consumidas rapidamente, acelerando a ingestão de outros alimentos (BACHMAN; BARANOWSKI; NICKLAS, 2006). Por fim, o excesso de calorias (e açúcares) desse tipo de bebida contribui para o aumento do peso corporal, pois podem ser facilmente convertidos em gordura corporal e armazenados em vários tecidos (MALIK et al., 2010).

O consumo de bebidas adoçadas também tem sido associado ao desenvolvimento de DM2 e resistência insulínica (MALIK et al., 2010; FAGHERAZZI et al., 2013; THE INTERACT CONSORTIUM DIABETOLOGIA, 2013; IMAMURA et al., 2016). Estudos recentes de coorte no México e em Nova York fornecem apoio adicional ligando a ingestão dessas bebidas ao risco de DM2 e expandiram a generalização das descobertas em diferentes populações (GARDENER et al., 2018; STERN et al., 2019). Estudos transversais, coortes prospectivas e ensaios clínicos randomizados também encontraram associações positivas entre a ingestão de bebidas adoçadas e o risco de desenvolver doenças cardiovasculares, como hipertensão, doenças coronárias e derrame (FUNG et 2009; CHEN, 2012; HUANG et al., 2014). Ademais, um dos principais açúcares presentes nas bebidas adoçadas (a frutose) é um potencial contribuinte para o aumento de síndrome metabólica (TEFF et al., 2009; MALIK; HU, 2019).

Diante do pouco valor nutricional das bebidas adoçadas e do conjunto de evidências que relaciona o seu consumo às DCNT, inclusive a obesidade, os sucos de frutas ganham destaque como uma alternativa saudável (MALIK; HU, 2015). Entretanto, alguns estudos de coorte já encontraram associações positivas entre o consumo de sucos de frutas e ganho de peso (SCHULZE et al., 2004), DM2 (BAZZANO et al., 2008) e maior risco de mortalidade (COLLIN et al., 2019). Essas relações têm sido explicadas principalmente pelo baixo teor de fibras presentes nos sucos, levando a uma rápida absorção dos açúcares (RAVN-HAREN et al., 2013; PEPIN; STANHOPE; IMBEAULT, 2019). Além disso, acredita-se que essa rápida absorção de açúcares resulte em altas concentrações de frutose no fígado, aumentando a

lipogênese e, por fim, a produção de lipídeos que serão armazenados nos adipócitos sob a forma de gordura (LANASPA et al., 2012; SUNDBORN et al., 2019).

No entanto, em um estudo de revisão realizado com 10 estudos de revisões sistemáticas ou meta-análises revisados por pares encontrou que, apesar de pequenas quantidades de ganho de peso em crianças e adultos jovens, não há evidências conclusivas do efeito do consumo de suco de frutas na saúde humana, sobretudo na obesidade (AUERBACH et al., 2018). Há um número restrito de estudos com esse indicador talvez pelo fato de que, muitas vezes, não é possível diferenciar como é realizado o seu consumo: in natura, industrializado, em pó para diluir em água e, ainda, se após o preparo é adicionado açúcar ou adoçante (BARBIERI, 2019). A existência de evidências conflitantes, e em pequena quantidade, sugere a necessidade de outros estudos que possam avaliar diferentes tipos de sucos e seus efeitos na saúde cardiometabólica das populações.

Globalmente, os níveis de ingestão de bebidas adoçadas variam significativamente entre os países (SINGH et al., 2015; MUHAMMAD et al., 2019), principalmente devido a urbanização e ao marketing dessas bebidas (MALIK et al., 2013). Em geral, o consumo de BA é maior nos países de renda média do que nos países de alta e baixa renda. Adicionalmente, nos países de renda mais baixa, o consumo é maior entre os indivíduos com maiores rendas; enquanto nos países de renda mais alta, o consumo é maior entre os indivíduos com menores rendas (PABAYO et al., 2012; RATNAYAKE; EKANAYAKE, 2012).

No Brasil, estudo realizado com dados nacionalmente representativos, constatou um aumento de 200% (0,8 a 2,2%) na contribuição de BA para o total de energia comprada pelas famílias brasileiras, entre 1987 e 2009 (MARTINS et al., 2013). Embora tenha havido uma tendência de redução no consumo de bebidas adoçadas nos últimos anos (2007 a 2016), uma parcela significativa da população ainda relata o consumo diário dessas bebidas (FIGUEIREDO et al., 2018). As diferenças entre os sexos e a idade também persistem. Tanto a prevalência do consumo regular ( $\geq 5$ d / semana) de BA quanto o consumo médio diário dessas bebidas são maiores entre os homens e diminuem com a idade (FIGUEIREDO et al., 2018). O consumo médio per capita de bebidas adoçadas aumentou entre os anos de 2003 a 2009, passando de 0,56

litros/semana para 0,70 litros/semana (um aumento de 25% em seis anos), segundo relatório da POF 2008/9 (IBGE, 2010a).

Em Março de 2015, a Organização Mundial da Saúde (OMS) publicou orientações revisadas e baseadas em evidências atuais, recomendando fortemente o consumo de menos de 10% das calorias provenientes de açúcar livre (açúcares adicionados associados aos açúcares naturalmente presentes em mel, xaropes, sucos de frutas e concentrados de suco de frutas) e sugerindo uma redução para 5% para a obtenção de benefícios adicionais à saúde (WHO, 2015). As bebidas adoçadas estão entre os principais alimentos fontes de açúcar livre em países desenvolvidos (HU; MALIK, 2010; DREWNOWSKI; REHM, 2014) e em países em desenvolvimento (LEVY et al., 2012). No Brasil, dados sobre aquisição domiciliar de alimentos indicam que açúcares livres respondiam por 16,7% das calorias totais em 2002/3 (LEVY et al., 2012) e 16,4% em 2008/9 (IBGE, 2010a). Apesar da tendência de manutenção da participação do açúcar no total de calorias adquiridas, constatou-se a redução da participação do açúcar de mesa e o aumento da participação do açúcar proveniente de alimentos ultraprocessados, sobretudo as bebidas adoçadas (IBGE, 2010a; LEVY et al., 2012). As bebidas adoçadas são a segunda maior fonte de consumo de açúcar adicionado nos domicílios brasileiros, contribuindo com quase 20% do total de açúcar adicionado à dieta (LEVY et al., 2012). Destaca-se ainda que entre os anos de 1987 e 2003, o aumento na contribuição dessas bebidas para o total de açúcar adicionada à dieta foi de 200% (6,1% para 18,8%) (LEVY et al., 2012).

#### **1.4 Preço dos alimentos**

O ambiente alimentar é definido pela Organização das Nações Unidas para a Alimentação e a Agricultura (FAO) como o contexto físico, econômico, político e sociocultural de interação entre indivíduos com o sistema alimentar (HLPE, 2017). Sabe-se que as escolhas alimentares não são determinadas integralmente por fatores fisiológicos ou individuais, mas por uma complexa interação entre o indivíduo e o ambiente em que esse está inserido (SHEPHERD, 1999). Portanto, o ambiente



alimentar é capaz de influenciar as escolhas alimentares e o estado nutricional das pessoas (SWINBURN et al., 2013).

O acesso aos alimentos é uma das dimensões analisadas para avaliação do ambiente alimentar (CASPI et al., 2012). O acesso abarca dimensões como a disponibilidade, aceitabilidade, conveniência, acessibilidade física e acessibilidade financeira. Sendo que a acessibilidade financeira diz respeito aos preços e as percepções dos indivíduos em relação aos custos dos alimentos (CASPI et al., 2012). De fato, sugere-se que, no cenário atual, a influência do ambiente seja um fator determinante da alimentação, especialmente no que tange o consumo de alimentos ultraprocessados, em especial as bebidas adoçadas (SHEPHERD, 1999). Questões como o fácil acesso, o marketing agressivo e a evolução favorável do preço desses alimentos com o passar do tempo tendem a estimular cada vez mais seu consumo (HAWKES, 2006; YUBA et al., 2013; MACHADO et al., 2017; MAIA et al., 2020).

De acordo com os pressupostos da teoria econômica (MANKIW, 2016), mudanças nos preços relativos são capazes de direcionar as escolhas de consumo dos indivíduos para os produtos mais baratos. Tal pressuposto se aplica também a demanda por alimentos (MANKIW, 2016). Em complemento, sabe-se que o preço dos alimentos processados e ultraprocessados tende a evoluir de forma mais favorável que aquele dos alimentos não processados e minimamente processados devido ao constante melhoramento tecnológico, larga escala de produção e aumento de sua demanda (ORTIZ-HERNÁNDEZ, 2006; KEATS; WIGGINS, 2014; MONTEIRO et al., 2013; YUBA et al., 2013; WIGGINS et al., 2015; WIGGINS; KEATS, 2017). Ademais, alimentos ultraprocessados estão menos sujeitos a dificuldades relacionadas à produção e comercialização do que alimentos não processados e minimamente processados (como as quebras de produção, a sazonalidade e a elevada perecibilidade), tornando sua comercialização naturalmente mais lucrativa (FARINA; NUNES, 2004; POPKIN; ADAIR; NG, 2012).

Em um estudo longitudinal realizado na Austrália, utilizando dados de pesquisa de preço da cesta básica, verificou-se que entre os anos de 2000 e 2007 o preço de frutas e hortaliças aumentou o dobro em relação aos alimentos não saudáveis (WILLIAMS et al., 2009). Em alguns países desenvolvidos, como Reino Unido (RU) e Estados Unidos (EUA), esse cenário também já é apresentado (DREWNOWSKI et al., 2010; MORRIS

et al., 2014). No Brasil, apesar do nível máximo de benefício econômico para o consumo de alimentos ultraprocessados ainda não ter sido atingido (com o preço desses produtos abaixo dos demais) (MOUBARAC et al., 2013; CLARO et al., 2016), há uma tendência de aumento do preço dos alimentos não processados ou minimamente processados e, com maior intensidade, de redução no preço dos alimentos ultraprocessados (YUBA et al., 2013; MONDINI et al., 2012; WIGGINS et al., 2015; MAIA et al., 2020).

Desde o início dos anos 2000, estudos realizados em países desenvolvidos, como EUA e França, já associavam o aumento do consumo de alimentos ultraprocessados de alta densidade energética (com alto teor de gordura e açúcar) à redução de seu preço relativo (DARMON; BRIEND; DREWNOWSKI, 2004; DREWNOWSKI; SPECTER, 2004; DREWNOWSKI; DARMON, 2005). Dado que os alimentos saudáveis ficaram relativamente mais caros, os indivíduos passaram a consumir menos desse tipo de alimento substituindo-os por outros mais baratos (normalmente, mais calóricos e menos nutritivos). Tal comportamento parece ser especialmente relevante entre famílias de baixa renda, para as quais o consumo de fontes baratas de calorias tende a ser a única forma a compatibilizar sua necessidade energética a um orçamento extremamente limitado (DREWNOWSKI; SPECTER, 2004; DREWNOWSKI; DARMON, 2005).

De fato, observa-se um acúmulo de estudos nos últimos anos analisando a associação entre o preço dos alimentos e o estado nutricional dos indivíduos (POWELL; CHRIQUI; CHALOUPKA, 2009; POWELL, 2011; COTTI; TEFFT, 2013; ESCOBAR et al., 2013; GROSSMAN; TEKIN; WADA, 2014; HAN; MORRISSEY; JACKNOWITZ; VINOPAL, 2014). Esses estudos geralmente se focaram no preço de subgrupos dos alimentos ultraprocessados (especialmente refrigerantes e *fast food*). No entanto, até o momento da conclusão desse estudo, nenhum estudo analisou tais relações considerando todo conjunto dos alimentos ultraprocessados usando uma amostra de um país em desenvolvimento. Tal abordagem se justifica uma vez que o grupo de alimentos ultraprocessados tem sido associado, como um todo, a dietas de baixa qualidade nutricional (MONTEIRO et al., 2010; LOUZADA et al., 2015a; 2015b; MONTEIRO et al., 2016; LOUZADA et al., 2018; MOUBARAC, 2018) responsáveis por efeitos nocivos à saúde, incluindo a obesidade (TAVARES et al., 2012; MENDONÇA et al., 2016; 2017; FIOLET et al., 2018; MONTEIRO et al., 2018).

Estudo analisando a relação entre o preço de *fast food* e o peso corporal de crianças e adolescentes de 6 a 17 anos nos EUA observou que o aumento de 1,00% no preço desses produtos está associado a uma redução de 0,60% no IMC das crianças e adolescentes. Este efeito foi estatisticamente significativo apenas na população de baixa renda (POWELL; BAO, 2009). Em outro estudo, essa mesma relação foi avaliada, desta vez para o preço de refrigerantes e IMC de adolescentes norte-americanos de 12 a 19 anos. Dessa vez, nenhum efeito do preço no IMC dos adolescentes foi observado (POWELL; CHRQUI; CHALOUKKA, 2009). No mesmo estudo, verificou-se que aumentos entre 1,00% e 8,00% no preço dos refrigerantes nos EUA também não tiveram efeito sobre o peso corporal dos adolescentes (POWELL; CHRQUI; CHALOUKKA, 2009).

Resultados semelhantes foram observados também em estudo conduzido com dados de 1990 a 2006 do *Behavioral Risk Factor Surveillance System* (BFRSS), usando a modelagem para identificar a relação entre o preço de refrigerantes e a prevalência de excesso de peso e obesidade nos EUA. Verificou-se que um aumento de 1,00% no preço dos refrigerantes se associou a uma redução de 0,02% na prevalência de sobrepeso e de 0,01% na de obesidade. Embora esse resultado tenha sido significativo, nota-se que a magnitude do efeito foi pequena e esteve circunscrita ao estrato de renda mais baixa (FLETCHER; FRISVOLD; TEFFT, 2010). Outras evidências também mostraram que o aumento isolado do preço dos refrigerantes pode ter efeito mínimo sobre obesidade (POWELL; CHALOUKKA, 2009; HAN; POWELL, 2011; COTTI; TEFFT, 2013; POWELL et al., 2013) quando comparado ao efeitos na redução do consumo desse produto (ANDREYEVA; LONG; BROWNELL, 2010; LOPEZ; FANTUZZI, 2012).

Ainda que uma análise do resultado desses estudos já citados indique um efeito de magnitude modesta, tal efeito já representaria importante avanço contra a epidemia global de obesidade. No entanto, uma grande parte desses estudos está centrada na investigação de grupos populacionais específicos e, em sua grande maioria, proveniente de países desenvolvidos (BEYDOUN; POWELL; WANG, 2008; BEYDOUN et al., 2011; GROSSMAN; TEKIN; WADA, 2014; SCHRODER et al., 2016). Visto que a tendência de preço de alimentos não saudáveis em relação aos alimentos saudáveis se comporta de maneira distinta entre países desenvolvidos e países em desenvolvimento,

justifica-se que tal relação seja mais profundamente estudada, em condições diferentes das já abordadas na literatura até o momento.

Até o presente momento não se tem conhecimento de estudos nacionais analisando a influência do preço dos alimentos sobre a obesidade no Brasil. No entanto, fazem-se disponíveis estudos transversais focados na relação entre o preço dos alimentos e seu consumo na população. Em estudos realizados com dados da POF realizada no Brasil em 2002/3, objetivou-se estudar a influência do preço dos alimentos e da renda familiar sobre a aquisição de marcador de alimentação não saudável (refrigerantes) e marcador de alimentação saudável (frutas e hortaliças) no país (CLARO et al., 2012; CLARO; MONTEIRO, 2010). No primeiro estudo identificou-se que o aumento de 1,00% no preço do refrigerante levou a uma redução média de 0,85% das calorias adquiridas pelo refrigerante (redução de 1,03% para os pobres e de 0,63% para os ricos). Aumento de 1,00% na renda teve um efeito de 0,41% de aumento nas calorias adquiridas de refrigerante (CLARO et al., 2012). No segundo estudo citado, observou-se que a diminuição do preço de frutas e hortaliças em 1,00% aumentaria sua participação em 0,79% do total calórico adquirido pelo domicílio. O aumento de 1,00% na renda familiar aumentaria essa participação no total calórico em 0,27% (CLARO; MONTEIRO, 2010).

Essas evidências sugerem o efeito do preço dos alimentos sobre seu consumo no Brasil e, por consequência, sobre o estado nutricional dos indivíduos. Além disso, indicam que as políticas fiscais, na forma de taxações para alimentos não saudáveis ou subsídios para alimentos saudáveis, poderiam ser utilizadas como ferramenta no controle da má nutrição em todas as suas formas no Brasil. Ainda que os estudos já citados tenham fornecido informações valiosas a respeito da influência do preço dos alimentos sobre seu consumo no Brasil, apenas os efeitos diretos de alterações nos preços (efeito sobre o próprio produto) foram avaliados, sem que fossem considerados os efeitos secundários da taxação sobre desfechos em saúde como a prevalência de obesidade. O entendimento do efeito global da taxação de alimentos não saudáveis é uma etapa muito importante do desenvolvimento de políticas efetivas uma vez que esse indicará o modelo mais adequado de taxação a ser adotado.

## 1.5 Políticas públicas e ações governamentais para controle da obesidade

Nos últimos anos diversos países intensificaram a adoção de medidas contra o consumo excessivo e desbalanceado de alimentos (AFSHIN et al., 2016; HYSENI et al., 2017; WCRFI, 2018). Tais ações se voltam sobre os fatores ambientais obesogênicos, o sistema alimentar e o comportamento dos indivíduos, contribuindo na melhoria de padrões nutricionais e desfechos de saúde (HAWKES, 2006; HAWKES; JEWELL; ALLEN, 2013; ROBERTO et al., 2015). Dentre as medidas adotadas, destaca-se a implantação de sistemas de rotulagens mais compreensíveis para o consumidor (DUMANOVSKY et al., 2011; KRIEGER et al., 2013; WELLARD et al., 2015), a regulamentação da publicidade de alimentos não saudáveis (POLACSEK et al., 2012; POTVIN, DUBOIS, WANLESS, 2012; WHALEN et al., 2017), a restrição da comercialização de alimentos não saudáveis em escolas e repartições públicas (FOGARTY et al., 2007; NATHAN, WOLFENDEN, BUTLER et al., 2011; GREGORIČ et al., 2015; JOHNSON et al., 2016; LIN, FLY, 2016), além de medidas capazes de conferir benefícios econômicos à aquisição de alimentos saudáveis, como a taxação de produtos não saudáveis ou o subsídio àqueles saudáveis (THOW et al., 2010; BERARDI et al., 2012; MCFADDEN et al., 2014; LU et al., 2016; SMED et al., 2016; GALLOWAY, 2017; COLCHERO et al., 2017; TAILLIE et al., 2017; ZHONG et al., 2018).

De fato, a necessidade de uma intervenção governamental frente ao grande aumento no consumo de alimentos não saudáveis e aos consequentes prejuízos para a saúde vem sendo exigida por expressivos representantes da comunidade científica e política (WHO, 2015; 2016). A imposição de um desincentivo econômico ao consumo de alimentos não saudáveis na forma de um imposto sobre sua comercialização ou de um incentivo econômico ao consumo de alimentos saudáveis (como a redução dos tributos) parecem ser medidas atraentes (THOW et al., 2010). É comumente aceito que intervenções governamentais em economias de mercado devam se restringir a casos de desequilíbrio entre as relações naturais de oferta e demanda e, no caso do consumo dos alimentos ultraprocessados (e seus principais marcadores, como as bebidas adoçadas), esse desequilíbrio está seguramente presente.

Dadas as várias consequências deletérias para a saúde já mencionadas advinda do consumo de alimentos ultraprocessados, dentre eles as bebidas adoçadas, medidas regulatórias vêm sendo discutidas e fortemente encorajadas em todo o mundo. Elas objetivam reduzir o consumo desses alimentos não saudáveis, além de serem potenciais ferramentas de controle da obesidade e suas doenças crônicas relacionadas. Intervenções focadas na educação nutricional, apesar de se mostrarem eficazes, são mais difíceis de serem generalizadas e duradouras (MATTES et al., 2011; TE MORENGA; MALLARD; MANN, 2013). Entretanto, intervenções econômicas (como taxação de bebidas adoçadas ou outros alimentos não saudáveis) têm sido propostas e implementadas como maneira de regular e diminuir o consumo de bebidas adoçadas. Políticas fiscais dessa forma objetivam alterar os preços relativos dos alimentos. Ou seja, visam aumentar o preço de um grupo de alimentos não saudáveis (alimentos ultraprocessados ou bebidas adoçadas, por exemplo) em relação ao preço dos outros alimentos. Espera-se que nesse processo ocorra uma indução das pessoas a mudanças nas escolhas alimentares (preferencialmente mais saudáveis), por terem um acesso econômico mais favorável. Limitar o consumo de alimentos não saudáveis pode ser um importante fator na prevenção do ganho de peso em longo prazo por mecanismos diretos ou também, indiretamente, através de mudanças na dieta (HU, 2013).

Alguns países já implementaram impostos de bebidas adoçadas ou açucaradas, incluindo México (COLCHERO et al., 2016), Chile (CARO et al., 2017), França (JULIA et al., 2015), Hungria (HOLT et al., 2011), Barbados (ALVARADO et al., 2017), Reino Unido (GOV UK, 2017; BRIGGS et al., 2017) e várias cidades nos EUA (FALBE et al., 2016), com maior intensidade nos últimos anos (BACKHOLER et al., 2016; BACKHOLER et al., 2017). Estudos que avaliaram os efeitos dessas políticas na Filadélfia (ZHONG et al., 2018) e no México (COLCHERO et al., 2016; 2017) mostraram resultados bem sucedidos. Na Filadélfia, os efeitos em curto prazo mostraram uma redução de 40% na chance de consumo diário regular de bebidas adoçadas, além de um aumento de 58% na chance de consumir água engarrafada (ZHONG et al., 2018). No México, a introdução do imposto sobre as bebidas adoçadas revelou uma redução de 5,5% na compra dessas bebidas em 2014 e 9,7% em 2015 (COLCHERO et al., 2016; 2017).

No Brasil, a possibilidade de tributar as bebidas adoçadas ocorreu recentemente pelo Ministro da Fazenda (FOLHA DE SÃO PAULO, 2020). Por serem prejudiciais à

saúde e estritamente vinculados à alta morbimortalidade, sugeriria uma abordagem semelhante à já aplicada no país em relação ao álcool e ao tabaco (FOLHA DE SÃO PAULO, 2020). Em 2017, uma pesquisa nacional testou o impacto e a aderência às propostas de regulamentação de alimentos e revelou que mais de 70% da população brasileira consumiria menos bebidas adoçadas se houvesse um aumento maior de impostos e preços (FOLHA DE SÃO PAULO, 2017).

Mudanças no cenário econômico das escolhas alimentares são importantes, uma vez que possuem potencial de atingir um número expressivo de indivíduos e obter impacto relevante na promoção da alimentação saudável (POWELL et al., 2013). A mudança do ambiente econômico favorece a adequação do consumo alimentar ao criar oportunidades para ação dos indivíduos, enquanto remove eventuais barreiras que o ambiente imprima à adoção de dietas saudáveis (THOW et al., 2010; POWELL et al., 2013).

## **1.6 Justificativa**

O preço dos alimentos está diretamente relacionado ao aumento global da prevalência de excesso de peso e obesidade. No entanto, uma vez que o cenário de preço é dinâmico, variando entre os países e com o passar do tempo, evidências baseadas em dados de países desenvolvidos não podem ser diretamente extrapoladas àqueles em desenvolvimento. Ainda que muito se tenha avançado na investigação dos determinantes econômicos da alimentação e estado nutricional no país nas últimas décadas, o volume acumulado de evidências ainda é pequeno em comparação àquele de outros países em desenvolvimento da América Latina (como México e Chile) e permanece insuficiente para o estabelecimento de políticas públicas e ações governamentais no país.

Com base nesse contexto, as questões centrais do presente projeto são: “o preço das bebidas adoçadas se associa a prevalência do seu consumo entre brasileiros?” e “o preço dos alimentos se associa ao estado nutricional da população brasileira?”. A hipótese central do estudo é que existe uma relação entre o preço de alimentos não

saudáveis, seu consumo e a obesidade no Brasil. De forma mais específica, procurar-se-á investigar três hipóteses: i) o preço das bebidas adoçadas está inversamente associado à prevalência do seu consumo em brasileiros adultos na última década (2007 a 2018); ii) o preço dos alimentos ultraprocessados está inversamente associado à prevalência de excesso de peso e obesidade em brasileiros; e iii) o preço relativo dos alimentos saudáveis (em relação aos não saudáveis) está diretamente associado ao índice de massa corporal da população adulta brasileira na última década (2007 a 2018).

O presente trabalho oportuniza aprofundar o entendimento sobre o impacto do preço do alimento sobre seu consumo e desfechos em saúde, usando delineamentos mais robustos que os atualmente empregados e bases de dados representativas de parcela expressiva da população. Os seus resultados serão capazes de contribuir para a ampliação do entendimento sobre o tema e para o fortalecimento de discussões acerca de intervenções governamentais para combate à obesidade e promoção da alimentação saudável no país.



## **2. OBJETIVOS**

### **2.1 Objetivo geral**

- Analisar a associação entre o preço dos alimentos, o consumo de bebidas adoçadas e o estado nutricional da população brasileira.

### **2.2 Objetivos específicos**

- Estimar a associação entre o preço das bebidas adoçadas e seu consumo entre adultos ( $\geq 18$  anos) de 10 capitais brasileiras e Distrito Federal (DF), de 2007 a 2018 (Manuscrito 1).
- Estimar a relação entre preço de alimentos ultraprocessados e prevalência de excesso de peso e obesidade no Brasil e examinar se a relação difere de acordo com o status socioeconômico (Manuscrito 2).
- Estimar a associação entre preço dos alimentos e índice de massa corporal entre adultos ( $\geq 18$  anos) de 10 capitais brasileiras e Distrito Federal (DF), de 2007 a 2018 (Manuscrito 3).

### **3. METODOLOGIA**

#### **3.1 Delineamento do estudo**

Trata-se de um estudo de delineamento misto, composto por duas análises de dados em painel e uma análise transversal sobre a relação entre do preço dos alimentos, o consumo de bebidas adoçadas e o estado nutricional (excesso de peso, obesidade e IMC) da população brasileira. O conjunto de dados estudado combinou informações de três fontes: Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (SNIPC), da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF 2008/9) e do Sistema de Vigilância de Fatores de Risco e Proteção para Doenças Crônicas por Inquérito Telefônico (VIGITEL).

#### **3.2 Amostragem e plano amostral**

##### **3.2.1 Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (SNIPC)**

O SNIPC é um conjunto de dados disponível e coletado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O sistema calcula, de forma contínua e sistemática, os índices de preço ao consumidor (IPC). A definição das cestas de consumo e a atualização das estruturas de ponderação dos IPC são obtidas por meio de informações da POF mais recente realizada no país, permitindo investigar sobre os hábitos de consumo das famílias segundo a distribuição de rendimento (IBGE, 2013).

Um dos índices que compõe o SNIPC é o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), produzido contínua e sistematicamente (mensalmente) desde outubro de 1980, também com base em uma estrutura de consumo fornecida pelo POF mais recente disponível. O IPCA tem como objetivo medir a inflação de produtos e serviços de varejo, relacionada ao consumo pessoal de famílias brasileiras pertencentes às áreas

urbanas e com renda de 1 a 40 salários mínimos. Essa cobertura populacional equivale a mais de 90% das famílias brasileiras residentes nas áreas urbanas cobertas pelo SNIPC (IBGE, 2013). Os extremos da distribuição de rendimento (famílias com renda abaixo de um salário mínimo e acima de 40 salários mínimos) são excluídos em virtude de sua instabilidade e atipicidade referente aos hábitos de consumo.

São utilizadas técnicas de amostragem que permitem o uso de um subconjunto do total de domicílios e locais de compra (IBGE, 2016). Durante a definição da amostra, são usados processos estatísticos (peso amostral ou fator de expansão) de tal modo que a população fique representada com todas as suas características (IBGE, 2012).

A cesta padrão da população é caracterizada tendo como referência as estruturas de consumo da POF (quantidades de bens e serviços adquiridos). Os bens e serviços são organizados nas seguintes categorias: alimentação e bebidas, transportes, habitação, saúde e cuidados pessoais, despesas pessoais, vestuário, comunicação, artigos de residência e educação. Isolado, o grupo de “Alimentação e bebidas” é responsável por cerca de 25% do gasto da população. Esse grupo, assim como os demais, é desagregado em subgrupos (como “alimentação no domicílio”), em itens (como “bebidas”) e subitens (como “refrigerantes”) (IBGE, 2013).

Atualmente, os índices do SNIPC estão disponíveis para 16 capitais ou regiões metropolitanas brasileiras. No entanto, para o período de 2007 a 2018, existem dados disponíveis para 11 delas: Belém, Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Fortaleza, Goiânia, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo. Mais detalhes sobre a amostragem do SNIPC podem ser encontrados em outros lugares (IBGE, 2013).

### 3.2.2 Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF 2008/9)

A população alvo do inquérito foi constituída por indivíduos que residem em domicílios particulares e permanentes do território nacional (urbano e rural). A amostragem da POF 2008/9 baseou-se no plano amostral comum adotado pelo IBGE para inquéritos domiciliares, denominado “Amostra Mestra de Inquéritos Domiciliares”.

Os 12.800 setores da Amostra Mestra de Inquéritos Domiciliares (ou Amostra Comum) foram agrupados previamente para obter estratos de domicílios com alta homogeneidade geográfica e socioeconômica. Foram considerados a localização dos setores (região, unidade da federação, capital ou interior, área urbana ou rural) e o espectro de variação do nível econômico das famílias em todos os lócus geográfico, a partir da renda do indivíduo responsável pelo domicílio (dado obtido no Censo Demográfico 2000). O número de setores sorteados em cada estrato foi proporcional ao número de domicílios no estrato com pelo menos três setores na amostra de cada estrato. Os domicílios de cada setor foram sorteados por amostragem aleatória simples sem reposição. O cálculo do tamanho da amostra de domicílios foi controlado por dois níveis geográficos: área urbana de cada Unidade de Federação e área rural de cada Grande Região. A princípio, esperava-se a seleção para entrevista de 12 domicílios nos setores urbanos e 16 nos setores rurais, somando 59.548 domicílios ao todo. Após a fase de atualização dos cadastros de seleção, estimou-se uma perda de 15% de entrevistas. Então, o número de domicílios selecionados por setor passou para 13 nos setores urbanos e 18 nos setores rurais. Definiu-se 28 domicílios como limite máximo para setores com altas taxas de crescimento ou domicílios fechados. Os setores selecionados e seus respectivos domicílios foram distribuídos ao longo dos quatro trimestres de pesquisa a fim de reproduzir em cada estrato as variações sazonais de despesas e rendimentos familiares. Ao final, a amostra selecionada foi composta por 550 estratos, 4.696 setores e 68.373 domicílios, dos quais 55.970 domicílios foram efetivamente entrevistados (IBGE, 2010a; 2010b; 2011).

Os pesos amostrais necessários para obtenção de estimativas das quantidades de interesse foram estimados ao término da coleta. Esses pesos foram calculados com base no plano de amostragem utilizado, incorporando ajustes para compensar a não resposta de algumas unidades. Além disso, eles sofreram ajustes para que a amostra se equiparasse à projeção populacional, segundo gênero e faixa de idade, para 15 de janeiro de 2009 (IBGE, 2010a; 2010b).

O curto período de referência empregado pela POF 2008/9 para o registro das despesas com alimentação em cada domicílio (sete dias) não permite que se conheça o padrão usual de aquisição de alimentos de cada um dos domicílios estudados. No presente estudo, que busca analisar a relação entre determinantes econômicos da alimentação (preço dos alimentos), obesidade e consumo de bebidas adoçadas entre

brasileiros, optou-se por utilizar como unidade de estudo agregados de domicílios que correspondem aos domicílios estudados em cada um dos estratos amostrais da pesquisa. Uma subamostra foi utilizada com dados de cada uma das 10 capitais dos estados brasileiros (Belém, Belo Horizonte, Curitiba, Fortaleza, Goiânia, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo) e o Distrito Federal (DF), com renda familiar entre 1 e 40 salários mínimos (Manuscritos 1 e 3). Ou ainda, a amostra total contendo todos os agregados de domicílios, que correspondem aos domicílios estudados em cada um dos 550 estratos amostrais da pesquisa (Manuscrito 2). Assim, garante-se que as unidades de estudo com grande amplitude de variação geográfica e socioeconômica (desde, por exemplo, domicílios situados em regiões rurais de menor nível socioeconômico da região com menor nível de desenvolvimento do país até domicílios situados nas regiões urbanas de maior nível socioeconômico da capital da unidade da federação mais desenvolvida do país), e cujo padrão de aquisição anual de alimentos pode ser identificado com grande precisão (IBGE, 2010a; 2010b).

### 3.2.3 Sistema de Vigilância de Fatores de Risco e Proteção para Doenças Crônicas por Inquérito Telefônico (VIGITEL)

O VIGITEL é um sistema de vigilância e monitoramento implementado pelo Ministério da Saúde (MS) em 2006 para investigar, anualmente, fatores de risco e proteção para DCNT na população adulta ( $\geq 18$  anos) que reside nas capitais dos 26 estados brasileiros e Distrito Federal (DF) a partir de amostra probabilística dos domicílios com telefone fixo (BRASIL, 2019).

Uma amostra mínima de 2000 indivíduos entrevistados em cada cidade por ano de operação do sistema é estabelecida para que os fatores de risco e proteção para DCNT possam ser avaliados com um intervalo de confiança (IC) de 95% e um erro amostral de 2 pontos percentuais (pp). Para estimativas específicas, por sexo, é esperado um máximo de 3 pp, assumindo-se proporções semelhantes de homens e mulheres na amostra (BRASIL, 2019). Excepcionalmente nos anos 2012 e 2014 o número mínimo de entrevistas realizadas em cada cidade foi reduzido para cerca de 1500, devido a problemas administrativos adiando o início da coleta dos dados (BRASIL, 2013; 2015).

O processo de amostragem do VIGITEL é realizado em duas etapas. A primeira consiste em selecionar telefones fixos residenciais por cidade. Essa seleção consiste no sorteio, sistemático e estratificado por meio do Código de Endereçamento Postal (CEP), de 5 mil linhas telefônicas por cidade, realizado a partir do cadastro eletrônico das linhas residenciais fixas das principais empresas telefônicas. Posteriormente, as linhas telefônicas selecionadas em cada cidade, são ressorteadas e organizadas em 25 réplicas (ou subamostras) de 200 linhas cada uma. Cada réplica reproduz a mesma proporção de linhas telefônicas por CEP do cadastro original, permitindo que as entrevistas evoluam de forma semelhante nas diferentes cidades (BRASIL, 2019).

Na segunda etapa, após confirmação de elegibilidade da linha, é amostrado um adulto ( $\geq 18$  anos) entre os moradores de cada domicílio (amostra aleatória simples) e convidado a participar da pesquisa. São consideradas linhas inelegíveis aquelas que: correspondem a empresas, não mais existem ou se encontram fora de serviço, além das linhas que não respondem a seis tentativas de chamadas feitas em dias e horários variados, incluindo sábados e domingos e períodos noturnos, e que, provavelmente, correspondem a domicílios fechados (BRASIL, 2019). Anualmente, são coletadas cerca de duas mil entrevistas em cada cidade, totalizando mais de 700 mil entrevistas no período de 2007 a 2018. Nos manuscritos 1 e 3 do presente estudo, que buscou integrar três bases de dados distintas, optou-se por utilizar informações de indivíduos residentes em domicílios em 10 capitais dos estados brasileiros (Belém, Belo Horizonte, Curitiba, Fortaleza, Goiânia, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo) e o DF (Manuscritos 1 e 3), correspondendo a aproximadamente 250 mil entrevistas (28% em relação ao total) no período de 2007 a 2018. O Quadro 1 apresenta o número de linhas sorteadas e de entrevistas completadas para o conjunto das capitais brasileiras e DF. Mais detalhes sobre o processo de amostragem podem ser obtidos nos relatórios anuais do sistema (BRASIL, 2019).

**Quadro 1.** Número total de entrevistas completadas por ano, no conjunto das 10 capitais dos estados e do Distrito Federal. VIGITEL, Brasil, 2007 a 2018.

<b>Ano do VIGITEL*</b>	<b>Entrevistas completadas</b>
2007	22747
2008	21973
2009	21972
2010	21939
2011	21966
2012	18601
2013	21505
2014	16640
2015	21966
2016	21814
2017	22114
2018	22518
<b>Total</b>	<b>255755</b>

Fonte: Dados do VIGITEL.

\* Sistema de Vigilância de Fatores de Risco de Doenças Crônicas por Inquérito Telefônico.

\*\* Capitais incluídas: Belém, Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Fortaleza, Goiânia, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo.

### 3.3 Coleta de dados

#### 3.3.1 Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (SNIPC)

O IPCA mensal é resultado da comparação dos preços atuais com os dos 30 dias do período anterior, coletados em instalações comerciais (e de serviços). Portanto, a coleta de preços ocorre de maneira contínua. O mês apresenta-se dividido em quatro remessas (equivalente à cerca de uma semana), e um conjunto fixo de estabelecimentos são visitados sempre no mesmo período mensal. A organização, integralização e aprimoramento dessas atividades são responsabilidades da Coordenação de Índices de

Preços do SNIPC (IBGE, 2013). Assim, a homogeneidade em âmbito nacional dos métodos de campo fica garantida pela uniformidade das instruções a cada equipe de coleta, e assegura a consistência do SNIPC (IBGE, 2013).

O informante de cada local responde a um questionário eletrônico de coleta de preços instalado no *Personal Digital Assistant* (PDA), no qual estão descritas as características (especificações) dos produtos ou serviços nele investigados. O nível de detalhamento da especificação do produto determina quantos preços coletar. Em casos em que o produto possui especificação completa no questionário, coleta-se apenas um preço. Já em casos que a especificação foi incompleta (quando existe mais de um produto que corresponda àquela descrição), é coletado o preço de até cinco ou dez produtos mais vendidos (a orientação vem indicada no questionário de campo). Além disso, deve-se registrar o preço de venda à vista, pago em dinheiro ou cheque, realmente cobrado ao público em geral. A visita aos locais cadastrados para a realização da coleta possibilita a observação de alterações ocorridas na característica do local e/ou produto, possibilitando a atualização do sistema (IBGE, 2013).

Os preços coletados mensalmente para cada produto compõem a primeira fase no processo de cálculo dos IPC. O cálculo mensal dos índices é resultado da diferença relativa dos preços de cada produto em dois meses consecutivos (mês corrente da pesquisa e o mês anterior, respectivamente). De modo geral, a média geométrica dos preços de cada produto permite identificar a variação de preços do respectivo subitem. Em seguida, a fórmula de Laspeyres permite identificar tanto o preço dos itens investigados (pelo conjunto dos subitens), tanto o índice regional (pelo conjunto dos itens investigados em cada região). Essa coleta é realizada em todas as 16 capitais/regiões metropolitanas brasileiras investigadas e as estimativas dos IPCA nacionais são obtidos a partir de médias aritméticas ponderadas dos índices regionais calculados (IBGE, 2016). Para o período analisado nesse estudo (2007-2018), temos disponível dados de 11 capitais/regiões metropolitanas brasileiras.



### 3.3.2 Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF 2008/9)

O registro das despesas, rendimentos e outras características dos domicílios e dos indivíduos foram efetuados na POF 2008/9 por meio de sete diferentes questionários: POF 1 - Questionário de Características do Domicílio e dos Moradores, POF 2 - Questionário de Aquisição Coletiva, POF 3 - Caderneta de Aquisição Coletiva, POF 4 - Questionário de Aquisição Individual, POF 5 - Questionário de Trabalho e Rendimento Individual, POF 6 - Avaliação das Condições de Vida e POF 7 - Bloco de Consumo Alimentar Pessoal. Esse último foi aplicado a uma subamostra de domicílios (13.569 domicílios (24,24% do total de domicílios participantes), correspondendo a 34.003 indivíduos maiores de 10 anos e não gestantes) (IBGE, 2010a; 2010b; 2011).

Os grupos de despesas foram registrados com base em períodos de referência diferentes, definidos em função da natureza e frequência da despesa. Os gastos com alimentação e bebidas, mais frequentes e de menor valor, foram coletados, de forma prospectiva, no período de referência de sete dias. A coleta dos dados, como um todo, foi efetuada diretamente nos domicílios selecionados durante um período de nove dias consecutivos. O primeiro dia foi utilizado para a confirmação da condição de domicílio permanente e para levantamento de informações sobre seus moradores. O preenchimento dos questionários foi iniciado no segundo dia e transcorreu até o oitavo dia. O nono dia foi, então, utilizado para o encerramento da entrevista e da coleta de dados, assim como para o preenchimento do Questionário de Avaliação de Condições de Vida (IBGE, 2010b).

Ao término da coleta de dados, os registros de despesas foram anualizados com preços de aquisição deflacionados para uma data referencial intermediária ao período da coleta (15 de janeiro de 2009). As informações ausentes, referentes à quantidade de aquisição ou ao preço de bens ou serviços, devido à não-resposta ou a valores rejeitados na etapa de crítica das informações foram imputadas de acordo com procedimento *Hot Deck*, descrito em detalhes em publicação prévia do IBGE (IBGE, 2010b).

Neste estudo foram utilizadas informações contidas nos questionários POF 1 - Questionário de Características do Domicílio e dos Moradores, POF 3 - Caderneta de Aquisição Coletiva e POF 5 - Questionário de Trabalho e Rendimento Individual. A

informação básica da POF 2008/9 a ser analisada neste estudo se refere às aquisições de alimentos e bebidas para consumo domiciliar registradas diariamente na Caderneta de aquisição coletiva por um dos moradores do domicílio ou por entrevistador do IBGE. Foram registradas, para cada aquisição, a quantidade, a unidade de medida (com o seu equivalente em peso ou volume) e a despesa (IBGE, 2010b). O peso e a altura de todos os indivíduos (em quilogramas (kg) e centímetros (cm), respectivamente) foram também aferidos diretamente nos domicílios participantes. Os pesos foram mensurados por balança eletrônica portátil, com capacidade máxima de 150 quilograma (kg) e graduações de 100 gramas (g), obtido e registrado em quilogramas. As crianças de 0 a 23 meses de idade tiveram a mensuração do seu comprimento, expressa em centímetros (cm). Foram utilizados antropômetros infantis com capacidade de até 105 cm e escala em milímetros. Aquelas com idade entre 24 e 35 meses de idade tiveram medidas de comprimento e estatura (em cm). As demais crianças, os adolescentes e os adultos tiveram a mensuração somente da estatura. Para a medida de estatura foram utilizados estadiômetros portáteis com fita métrica retrátil de 200 cm de comprimento, com precisão de 0,1 cm. Após a conclusão da coleta de dados, os procedimentos de imputação foram aplicados para lidar com respostas ausentes ou errôneas associadas a valores rejeitados no estágio de revisão crítica (IBGE, 2010a).

Além disso, são de interesse do presente estudo também outras variáveis sociodemográficas descritas adiante. As bases de dados da POF utilizadas foram obtidas por meio do site do IBGE para os anos de 2008/9. Esses dados encontram-se disponíveis para acesso e utilização pública.

### 3.3.3 Sistema de Vigilância de Fatores de Risco e Proteção para Doenças Crônicas por Inquérito Telefônico (VIGITEL)

As coletas de dados realizadas pelo VIGITEL são feitas entre os meses de janeiro e dezembro do ano corrente. As entrevistas são realizadas por empresa de pesquisa contratada pelo MS especialmente para esse fim. A coleta envolve aproximadamente 40 entrevistadores, quatro supervisores, dois coordenadores e quatro auxiliares de controle de qualidade das entrevistas (auditando cerca de 20% das

entrevistas, sendo entre 5 e 10% em tempo real). A equipe de coleta dos dados é capacitada e supervisionada por técnicos da Universidade de São Paulo (USP), da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG) e do MS (BRASIL, 2019).

O questionário do VIGITEL possui aproximadamente 100 questões que abordam: a) características demográficas e socioeconômicas dos indivíduos (idade, sexo, estado civil, raça/cor, nível de escolaridade, número de pessoas no domicílio, número de adultos e número de linhas telefônicas); b) características do padrão de alimentação e de atividade física, associadas à ocorrência de DCNT (por exemplo: frequência do consumo de frutas e hortaliças e de refrigerantes e frequência e duração da prática de exercícios físicos e do hábito de assistir televisão); c) peso e altura referidos; d) frequência do consumo de cigarros e de bebidas alcoólicas; e) autoavaliação do estado de saúde do entrevistado, referência a diagnóstico médico anterior de hipertensão arterial e diabetes e uso de medicamentos; f) realização de exames para detecção precoce de câncer em mulheres; g) posse de plano de saúde ou convênio médico; e h) questões relacionadas a situações no trânsito (BRASIL, 2019).

Para este estudo foram considerados os dados acerca das medidas antropométricas (peso (em kg) e altura (em cm)) autorreferidas que foram investigadas pela questão: “*O(A) Sr.(a) sabe seu peso (mesmo que seja valor aproximado)?*”, “*O(A) Sr.(a) sabe sua altura?*”. Também foram utilizados dados sobre o consumo de bebidas adoçadas, investigados pela pergunta: “*Quantos dias por semana, você costuma beber refrigerantes ou sucos artificiais? (1 a 2 dias por semana| 3 a 4 dias por semana| 5 a 6 dias por semana| todos os dias, incluindo sábado e domingo| quase nunca| nunca)*”.

Maiores detalhes sobre o procedimento de coleta dos dados podem ser obtidos no relatório anual do Ministério da Saúde que sumarizam os principais resultados do sistema (BRASIL, 2019).

### 3.4 Organização e análise dos dados

#### 3.4.1 Manuscrito 1

Estudo com dados em painel de 10 capitais de estados brasileiros e do DF para todos os anos entre 2007 e 2018. Para criar o conjunto de dados, combinamos dados do SNIPC, POF 2008/9 e VIGITEL.

Utilizou-se dados mensais da série IPCA de janeiro de 2007 a dezembro de 2018. Para cada item alimentar, em cada capital brasileira e para cada ano da série, os dados mensais do índice foram somados e transformados em dados acumulados anuais. Dos dados inicialmente disponíveis, foram descartados aqueles insuficientes (séries indisponíveis para todo o período). Infusões (café moído e chá mate) e bebidas alcoólicas (cerveja e bebida alcoólica não especificada) também foram excluídas, pois seu padrão de consumo difere do dos demais itens da lista. Por fim, foram incluídos no estudo 142 itens (alimentos ou bebidas) com informações completas para o período (2007-2018).

Informações da POF 2008/9 sobre a quantidade comprada (em unidades de compras a em gramas ou mililitros) e o valor total da despesa, para cada aquisição de alimentos e bebidas para consumo doméstico foram utilizadas. Os preços dos alimentos (em R\$/kg) foram estimados dividindo-se o gasto total pela quantidade total de cada produto adquirido, em cada capital brasileira, por ano analisado. Os preços estimados foram utilizados como referência para o ano de 2008.

A lista de produtos IPCA (menor e mais agregada) serviu de base para iniciar a correspondência do processo para cada um dos itens da lista POF 2008/9. Para os itens agregados na lista IPCA, uma agregação semelhante foi realizada para os dados do POF. Após a junção das duas listas, a lista IPCA com índices acumulados anuais e a lista POF 2008/9 com preços de alimentos para o ano de 2008, foram calculadas uma série de preços atual (ou "série de preços nominal") para cada produto. Utilizamos duas fórmulas:  $[A = B * (1 + (C / 100))]$  para os anos de após 2008 e  $[A = B / (1 + (C / 100))]$  para o ano de 2007 (Hoffmann, 1991), onde A é o preço nominal no ano atual, B

é o preço nominal no ano base (ou o preço nominal calculado no ano anterior da sequência) e C é o índice de preços no ano atual. O “preço real” (deflacionado) de cada item foi calculado (HOFFMANN, 1991) usando o número de índice da categoria de alimentos no último mês do ano da série (dezembro de 2018) (FIPE, 2019). O “preço real” de cada alimento foi estimado.

A principal exposição (variável independente) foi o preço de bebidas adoçadas (BA) em cada capital brasileira estudada, em cada ano do período de acompanhamento. Inicialmente, o BA foi definido como bebidas adoçadas, ou seja, refrigerantes e sucos artificiais regulares; e bebidas adoçadas artificialmente, isto é, refrigerantes e sucos artificiais diet, light ou zero. Para criar essa variável, todos os itens que se caracterizavam como bebidas adoçadas foram classificados como BA e agrupados. Todos os outros itens alimentares que não foram classificados como BA foram agrupados em um único grupo complementar ("outros alimentos e bebidas"). Estimamos o preço para o grupo de BA e para o grupo de outros alimentos e bebidas, com base na média ponderada do preço de seus constituintes (ponderado pela quantidade adquirida (em litro(l) ou quilograma (kg)) de cada item de acordo com o POF 2008/9). O preço dos alimentos (em R\$/l ou R\$/kg) foi então estimado para cada cidade e cada ano analisado.

Os desfechos de interesse (variáveis dependentes) foram as prevalências de consumo regular e de não consumo de BA em cada cidade brasileira estudada, em cada ano do período de acompanhamento. Foram utilizadas as informações referentes ao consumo de BA registradas durante entrevista do VIGITEL. Dois indicadores foram desenvolvidos: o consumo regular de BA (consumo relatado como  $\geq 5$  d/semana, independentemente da quantidade consumida) e não consumo de BA (consumo relatado como  $\leq 1$  d/semana ('quase nunca' e 'nunca')). A prevalência média de consumo regular e não consumo de BA foi estimada anualmente, por sexo e para cada cidade brasileira estudada.

Um conjunto de características sociodemográficas também foi considerado na análise. Em cada caso, a proporção das características em cada cidade e ano foi identificada com base nos dados do VIGITEL. Foram incluídas as seguintes variáveis: proporção de mulheres; proporção de três níveis de escolaridade (0–8; 9–11;  $\geq 12$  anos de estudo) e proporção de três faixas etárias (18–24; 25–64;  $\geq 65$ ) na população. O nível

de escolaridade foi utilizado como proxy de renda, pois essa informação não está disponível no VIGITEL.

Para as análises dos dados, utilizamos modelos estatísticos objetivando estimar empiricamente a associação entre o preço dos alimentos e os desfechos relatados anteriormente, controlando algumas características individuais no nível das cidades (escolaridade e idade).

Modelos de regressão de dados em painel foram utilizados (modelos do tipo log-log). Uma especificação de efeito fixo (EF) foi escolhida para controlar qualquer heterogeneidade não observada e invariável no tempo. O EF também corrige a correlação serial de medidas repetidas. Uma abordagem alternativa, o modelo de efeitos aleatórios (EA), foi rejeitada devido aos resultados do teste de Hausman ( $p < 0,001$ ). Uma vantagem do modelo EF em análises transversais é que ele é capaz de controlar características invariantes no tempo não mensuráveis no nível das capitais (como geografia, desvantagens históricas ou práticas culturais locais) que podem estar correlacionadas com os preços dos alimentos e influenciar os desfechos (neste caso, consumo de BA). Realizamos testes de sensibilidade, incluindo o uso de erros padrão robustos (Huber/White/Sandwich), usando o teste de Wald modificado para heterocedasticidade em grupo no modelo de regressão de efeito fixo.

Estimamos um modelo empírico de forma reduzida para o consumo regular de bebidas adoçadas (1) e para o não consumo de bebidas adoçadas (2) entre adultos da seguinte forma:

$$(1) (\ln)CREG_{ect} = \beta_0 + \beta_1(\ln)BA[PREÇO]_{ect} + \beta_2(\ln)COMP[PREÇO]_{ect} + \beta_3(\ln)X_{ect} + \alpha_c + \varepsilon_{ect}$$

$$(2) (\ln)NC_{ect} = \beta_0 + \beta_1(\ln)BA[PREÇO]_{ect} + \beta_2(\ln)COMP[PREÇO]_{ect} + \beta_3(\ln)X_{ect} + \alpha_c + \varepsilon_{ect}$$

onde,  $BA[PREÇO]_{ect}$  é o preço das bebidas adoçadas enfrentados pelo estrato  $e$ , na capital do estado brasileiro  $c$ , no tempo  $t$ .  $COMP[PREÇO]_{ect}$  é o preço dos alimentos do grupo complementar (aqueles que não foram classificados como bebidas adoçadas) enfrentados pelo estrato  $e$ , na capital do estado brasileiro  $c$ , no tempo  $t$ .  $X_{ect}$  é um vetor

de características sociodemográficas (proporção de indivíduos nos três níveis de escolaridade e proporção de indivíduos nas três faixas etárias) no estrato  $e$ , estimadas para cada capital do estado brasileiro  $c$ , no tempo  $t$ .  $\alpha_c$  representa efeitos fixos no nível das capitais de estados brasileiros  $c$  e  $\varepsilon_{ect}$  é um termo residual padrão. Todos os modelos foram estimados separadamente para homens e mulheres para avaliar possíveis diferenças na sensibilidade aos preços pelo sexo.

Para organização e análise das bases de dados para todos os manuscritos foi utilizado o software Stata 14.2 (STATA CORP., 2016) que possibilitou levar em conta fatores de ponderação e todos os aspectos da amostragem complexa utilizada pelo inquérito domiciliar. Todas as estimativas levaram em conta os fatores de expansão da POF 2008/9 e do VIGITEL.

### 3.4.2 Manuscrito 2

Estudo transversal que utilizou dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), realizada pelo IBGE entre maio de 2008 e maio de 2009.

Para contemplar o segundo objetivo específico dessa tese foram utilizados dados da Caderneta de Aquisição Coletiva (Questionário POF 3) referente às despesas dos domicílios com alimentos e bebidas, adquiridos para consumo domiciliar. Bem como dados antropométricos (peso e altura) e sociodemográficos do Questionário de Características do Domicílio e dos Moradores (Questionário POF 1). Dados sobre o rendimento das famílias (Questionário POF 5) também foram usados.

A principal exposição foi o preço dos alimentos ultraprocessados, expresso em reais (R\$) por quilo (kg). Para isso, foram somados os registros de cada item alimentar (cerca de 1500 itens) adquirido por domicílios pertencentes a um mesmo estrato, durante os sete dias de coleta (quantidade adquirida (em kg) e valor da despesa com a aquisição (em R\$)).

Os itens foram classificados de acordo com o sistema NOVA e organizados em quatro grupos: alimentos não processados ou minimamente processados, ingredientes

culinários processados, alimentos processados e alimentos e bebidas ultraprocessados (portanto, somente alimentos ultraprocessados serão usados)) (MONTEIRO et al., 2016; MONTEIRO et al., 2017). São considerados alimentos não processados ou minimamente processados aqueles obtidos diretamente de plantas ou de animais, que não tenham sofrido qualquer alteração, bem como aqueles submetidos a alterações mínimas. Ingredientes culinários são os produtos usados para temperar, cozinhar e criar preparações culinárias, extraídos de alimentos não processados ou diretamente da natureza. Alimentos processados são aqueles acrescidos de sal ou açúcar em sua fabricação. Por último, os produtos cuja fabricação envolve diversas etapas ou técnicas de processamento, principalmente industriais, e vários ingredientes são os alimentos ultraprocessados (BRASIL, 2014; MONTEIRO et al., 2016; MONTEIRO et al., 2017). Para fins analíticos, todos os itens não ultraprocessados foram combinados em um único grupo complementar.

O preço de cada um dos grupos de alimentos, expresso em reais (R\$) por quilograma (kg), foi então estimado dividindo-se o valor total das despesas no grupo pelo total das quantidades adquiridas com esse mesmo grupo, em cada estrato. Adicionalmente também foram estimados os preços do grupo de alimentos não ultraprocessados. Para cálculo dos preços foram utilizadas as ponderações estimadas ao término da coleta. O preço ponderado é preferível ao preço implícito, pois elimina o ruído de localização dos preços e resolve o problema de diferentes unidades entre os itens comprados (CHEN, HUFFMAN, 2009). O preço por unidade de peso (R\$/kg) foi calculado em vez do preço por caloria (R\$/1000 kcal) para diminuir a influência da densidade de energia dos alimentos e fornecer informações além da perspectiva nutricional.

Os desfechos estudados foram as prevalências de excesso de peso e obesidade, expressas em percentual (%). Para isso, o índice de massa corporal (IMC<sup>1</sup>) foi estimado para todos os indivíduos por meio dos dados antropométricos. O IMC foi expresso em quilograma (kg) por metro quadrado (m<sup>2</sup>) para os indivíduos adultos ( $\geq 20$  anos) e em escore Z para as crianças (0 a 9 anos) e os adolescentes (10 a 19 anos). Padrões internacionais de classificação recomendados pela Organização Mundial da Saúde (OMS) foram utilizados para a classificação do estado nutricional (WHO, 1995; WHO,

---

<sup>1</sup> O Índice de Massa Corporal (IMC) será calculado dividindo-se o peso (em quilograma) pelo quadrado da altura (em metro).



2006; Onis et. al, 2007). Para adultos ( $\geq 20$  anos), o excesso de peso foi classificado como  $IMC \geq 25 \text{ kg} / \text{m}^2$  (incluindo  $IMC \geq 30 \text{ kg} / \text{m}^2$ ) e a obesidade como  $IMC \geq 30 \text{ kg} / \text{m}^2$ . Para as crianças, a classificação foi definida de duas maneiras: i) para menores de 5 anos: o excesso de peso foi classificado acima de +2 escore Z (incluindo acima de +3 escore Z) e a obesidade acima de +3 escore Z; e ii) Para maiores de 5 anos e adolescente (de 10 a 19 anos) : o excesso de peso foi classificado acima de +1 no escore Z (incluindo acima de +2 escore Z) e a obesidade acima de +2 escore Z. Esses dados foram utilizados para estimar a proporção de indivíduos com excesso de peso e obesidade em cada estrato.

Dentre as covariáveis utilizadas estimamos a renda per capita mensal, expressa em reais (R\$), dividindo-se a soma da renda de todas as famílias no estrato pelo número total de indivíduos no estrato. A idade média dos indivíduos no estrato foi estimada de maneira análoga. A proporção de indivíduos por sexo (mulheres e homens) e nas diferentes faixas etárias (0 a 1,99 anos; 2 a 4,99 anos; 5 a 9,99 anos; 10 a 19,99 anos; 20 a 59,99 anos e 60 anos ou mais) no estrato também foi estimada. Por fim, informações sobre a região geográfica (norte, nordeste, sudeste, sul e centro-oeste) e a área (urbana e rural) dos estratos complementaram a análise.

Em relação a análise dos dados, inicialmente, apresentamos a população estudada através de medidas de tendência central (e dispersão). Estimamos a prevalência média de sobrepeso e obesidade (e intervalo de confiança de 95% (IC 95%)) por sexo e faixa etária, para toda a população e por quintis de preço de alimentos ultraprocessados. Em seguida, estimamos os valores de prevalência ajustados pela renda para os mesmos grupos populacionais. Foram utilizados modelos de regressão linear em ambas as situações para analisar tendências lineares entre os valores de prevalência e os níveis de preços dos alimentos ultraprocessados. Nestes modelos, o valor do incremento médio corresponde ao coeficiente de regressão ( $\beta$ ).

Utilizamos modelos de regressão linear (log-log) para avaliar a relação entre a prevalência de excesso de peso ou obesidade nos estratos e o preço dos alimentos ultraprocessados, além de estimar a elasticidade-preço (e renda). Nestes modelos, o valor da elasticidade corresponde ao coeficiente de regressão da variável exposição transformada em logaritmo (ln). Os coeficientes de elasticidade indicam a variação percentual (positiva ou negativa) na prevalência de excesso de peso ou obesidade, dada

uma variação de 1,00% no preço de alimentos ultraprocessados (elasticidade-preço) ou na renda (elasticidade-renda). Construímos os modelos em uma sequência de complexidade crescente, primeiro envolvendo apenas o preço dos alimentos ultraprocessados e depois adicionando renda, seguido pelo preço de todos os outros alimentos e bebidas. Finalmente, um conjunto de fatores de confusão em potencial: área, região geográfica e idade média (em anos) dos membros nos estratos domiciliares. As análises foram estratificadas por dois grupos de renda (com base na renda per capita mediana dos agregados de domicílios).

### 3.4.3 Manuscrito 3

Valendo-se da base de dados estruturada para o primeiro produto dessa tese, a principal exposição (variável independente) para o Manuscrito 3 foi o preço relativo dos alimentos saudáveis (em relação aos não saudáveis). Essa foi definida como a razão entre o preço dos alimentos não ultraprocessados (alimentos não processados, minimamente processados e ingredientes culinários) e o preço dos alimentos ultraprocessados e foi estimada para cada cidade, em cada ano de 2007 a 2018. Para criar essa variável, todos os alimentos foram dispostos de acordo com a classificação alimentar NOVA (MONTEIRO et al., 2016; 2017) em quatro grupos: i) alimentos não processados ou minimamente processados; ii) ingredientes culinários processados; iii) alimentos processados; e iv) alimentos ultraprocessados. Posteriormente, os alimentos foram divididos em dois grupos: i) alimentos não ultraprocessados (alimentos não processados ou minimamente processados; ingredientes culinários processados; alimentos processados); ii) alimentos ultraprocessados. Para cada grupo de alimentos, o preço médio foi estimado com base na média ponderada do preço de seus constituintes (ponderado pela quantidade adquirida (em quilogramas) de cada item de acordo com a POF 2008/9). O preço relativo dos alimentos (em R\$/kg) foi estimado dividindo-se o preço do grupo de alimentos não ultraprocessados pelo preço do grupo de alimentos ultraprocessados, para cada cidade e cada ano analisado.

O desfecho de interesse (variável dependente) foi a média do IMC em cada capital brasileira, em cada ano do período de acompanhamento. O IMC foi definido

pelo peso em quilogramas dividido pelo quadrado da altura em metros. Estimou-se o IMC para todos os indivíduos a partir das medidas de altura (em metros (m)) e peso (em quilogramas (kg)) autorreferidas do VIGITEL. Os valores imputados do IMC foram calculados para os participantes que não sabiam ou preferiam não fornecer suas informações de peso ou altura (BRASIL, 2019). Os valores de IMC contínuo em nível individual foram então utilizados para estimar o IMC médio, em cada ano, por sexo e para cada cidade brasileira.

Um conjunto de características sociodemográficas também foi considerado na análise. Em cada caso, a proporção das características em cada cidade e ano foi identificada com base nos dados do VIGITEL. Foram incluídas as seguintes variáveis: proporção de mulheres; proporção de três níveis de escolaridade (0–8; 9–11;  $\geq 12$  anos de estudo) e proporção de três faixas etárias (18–24; 25–64;  $\geq 65$ ) na população. O nível de escolaridade foi utilizado como proxy de renda, pois essa informação não está disponível no VIGITEL.

Para as análises dos dados, novamente modelos estatísticos foram utilizados com o objetivo de estimar empiricamente a associação entre o preço dos alimentos e o desfecho relatado anteriormente (IMC médio), controlando algumas características individuais no nível das cidades (escolaridade e idade). Modelos de regressão de dados em painel foram utilizados (modelos do tipo log-log). Uma especificação de efeito fixo (EF) foi escolhida para controlar qualquer heterogeneidade não observada e invariável no tempo. Uma abordagem alternativa, o modelo de efeitos aleatórios (EA), foi rejeitada devido aos resultados do teste de Hausman ( $p < 0,001$ ). Foram realizados testes de sensibilidade, incluindo o uso de erros padrão robustos (Huber/White/Sandwich), usando o teste de Wald modificado para heterocedasticidade em grupo no modelo de regressão de efeito fixo.

Estimamos o modelo empírico de forma reduzida para o IMC médio (3) entre adultos da seguinte forma:

$$(3) (\ln)IMC_{ect} = \beta_0 + \beta_1 (\ln) \frac{NUP[PREÇO]}{AUP[PREÇO]}_{ect} + \beta_2 (\ln)X_{ect} + \alpha_c + \varepsilon_{ect}$$

onde,  $\frac{NUP[PREÇO]}{AUP[PREÇO]}_{ect}$  é o preço relativo dos alimentos (preço dos alimentos não ultraprocessados em relação ao preço dos alimentos ultraprocessados) estimado para o estrato  $e$ , na capital do estado brasileiro  $c$ , no tempo  $t$ .  $X_{ect}$  é um vetor de características sociodemográficas (proporção de indivíduos nos três níveis de escolaridade e proporção de indivíduos nas três faixas etárias) no estrato  $e$ , estimadas para cada capital do estado brasileiro  $c$ , no tempo  $t$ .  $\alpha_c$  representa efeitos fixos no nível das capitais de estados brasileiros  $c$  e  $\varepsilon_{ect}$  é um termo residual padrão. Todos os modelos foram estimados separadamente para homens e mulheres para avaliar possíveis diferenças na sensibilidade aos preços pelo sexo.

Para organização e análise das bases de dados para todos os manuscritos foi utilizado o software Stata 14.2 (STATA CORP., 2016) que possibilitou levar em conta fatores de ponderação e todos os aspectos da amostragem complexa utilizada pelo inquérito domiciliar. Todas as estimativas levaram em conta os fatores de expansão da POF 2008/9 e do VIGITEL.

### 3.5 Aspectos Éticos

No desenvolvimento da pesquisa foram cumpridas todas as exigências éticas prescritas pela Resolução CNS 466/12 e suas complementares.

Este estudo foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa com Seres Humanos da Universidade Federal de Minas Gerais (número CAAE 88465018.1.0000.5149). Os dados do SNIPC, POF 2008/9 e VIGITEL estão disponíveis ao público. Eles não permitem a identificação dos entrevistados ou famílias.

#### **4. RESULTADOS E DISCUSSÃO**

A seção de resultados e discussão deste trabalho é apresentada sob a forma de três artigos originais intitulados de acordo com os objetivos específicos e metodologias descritos anteriormente.

#### 4.1 Manuscrito 1:

(A ser submetido no periódico: *PHN – Public Health Nutrition*)

##### Title page

##### Research Article

### THE ASSOCIATION BETWEEN SWEETENED BEVERAGES PRICE AND CONSUMPTION AMONG ADULTS IN BRAZILIAN STATE CAPITALS, 2007-2018.

Price and consumption of sweetened beverages in Brazil.

Camila Mendes dos Passos<sup>1,2\*</sup>, Emanuella Gomes Maia<sup>2,3</sup>, Rafael Moreira Claro<sup>4</sup>

<sup>1</sup> Department of Medicine and Nursing, Federal University of Viçosa. Viçosa (MG), Brazil. [camilampassos@yahoo.com.br](mailto:camilampassos@yahoo.com.br)

<sup>2</sup> Nursing Postgraduate Program, Federal University of Minas Gerais. Belo Horizonte (MG), Brazil.

<sup>3</sup> Department of Health Sciences, State University of Santa Cruz, Ilhéus, Bahia, Brazil. [manugmaia@hotmail.com](mailto:manugmaia@hotmail.com)

<sup>4</sup> Department of Nutrition, Federal University of Minas Gerais. Belo Horizonte (MG), Brazil. [rafael.claro@gmail.com](mailto:rafael.claro@gmail.com)

**\*Corresponding author:** Department of Medicine and Nursing – Federal University of Viçosa. Av. Peter Henry Rolfs, s/n. Campus Universitário – Viçosa, MG. CEP: 36570-900. Telephone number: +55 31 36125500. E-mail: [camilampassos@yahoo.com.br](mailto:camilampassos@yahoo.com.br)

**Acknowledgements:** We are grateful to *Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES)* for granting the scholarships, to *Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq)*, *Fundação de Amparo à Pesquisa de Minas Gerais (FAPEMIG)* and the *International Development Research Centre (IDRC)* for financial support for this work.

**Financial support:** This work was financed by the *Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil* (CAPES; finance code 001), *Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico* (CNPq; grant numbers 309293/2016-2 and 407331/2016-6), *Fundação de Amparo à Pesquisa de Minas Gerais* (FAPEMIG; grant numbers APQ-02329-15 – 01/2015 and PPM-00325-17 – 02/2017) and the International Development Research Centre (IDRC; project ID – 108166). The funding agencies had no role in the design, analysis or writing of this article.

**Conflict of interest:** None.

**Authorship credit:** The authors CMP and RMC conceptualized the study, performed the statistical analysis, data interpretation and drafted and reviewed the manuscript. The author EGM performed the statistical analysis, data interpretation and reviewed the manuscript. All authors participated in data interpretation and reviewed the manuscript critically for important intellectual content. All authors approved of the final version to be published.

**Ethics of human subject participation:** This study was conducted according to the guidelines laid down in the Declaration of Helsinki. Was approved by the Ethics Committee for Research involving Human Subjects of the Federal University of Minas Gerais (CAAE number 88465018.1.0000.5149). Data from NSCPI, HBS 2008/9 and VIGITEL are publicly available. Their do not allow the identification of the respondents or families.

## ABSTRACT

*Objective:* To estimate the association between sweetened beverages price and its consumption among adults ( $\geq 18$  years) from 10 Brazilian capitals and Federal District, from 2007 to 2018.

*Design:* Panel study involving ecological data from 10 Brazilian capitals and Federal District (FD) for the period between 2007 and 2018. Three data sources were used. Data on sweetened beverages price from national Household Budget Survey (HBS 2008/9) were used as baseline. Monthly variation in prices from National System of Consumer Price Indexes (NSCPI) was then employed to estimate yearly price values for the entire studied period. Data on indicators of sweetened beverages (SB) consumption from Surveillance System of Risk and Protective Factors for Chronic Diseases by Telephone Survey (VIGITEL) were used to calculate the prevalence of regular consumption ( $\geq 5$  days/week) in each capital in each year. Capital-level fixed effect regression models for panel data were estimated.

*Setting:* 10 Brazilian state capitals and Federal District.

*Participants:* Brazilian adults aged  $\geq 18$  years (n= 621 154).

*Results:* Sweetened beverages price were inversely associated to their consumption, from 2007 to 2018. We estimate that a 1.00% increase in sweetened beverages price would decrease 1.25% (price elasticity of -1.25) the prevalence of regular consumption of SB among women and 1.57% (price elasticity of -1.57) among men. On the other hand, the price of SB was also positively associated with the prevalence of non-consumption of these beverages in the population.

*Conclusions:* Indicators of SB consumption among adults in Brazil were associated to its price. Therefore, the adoption of sweetened beverages taxes would contribute in the combat against obesity and related NCD in the country.

**Keywords:** Food prices. Consumption. Panel Data. Sweetened beverages. Soft drinks. Public Health.



## INTRODUCTION

The whole world is experiencing a pandemic of obesity and related non-communicable chronic diseases. The consumption of liquid calories in sweetened beverages (SB), such as soft drinks and juices is recognized as one important driver of this scenario (Drewnowski; Rehm, 2014; Stern et al., 2014; Ha et al., 2016). A robust body of evidence associate the SB consumption with NCD (Malik; Hu FB, 2015; Xi B et al., 2016), including obesity (Te Morenga et al., 2013; Hu FB, 2013; Luger et al., 2017), type II diabetes (Imamura et al., 2015), coronary heart disease (Fung et al., 2009; Koning et al., 2012) and stroke (Bernstein et al., 2012). Some studies also indicates possible health risks related to the consumption of artificially sweetened beverages (ASB), such as diet, light and zero versions, proving that these products are hardly healthy alternatives to sugar-sweetened beverages (SSB) (Ebbeling et al., 2012; Imamura et al., 2015; Borges et al., 2017).

In Brazil, a study carried out with nationally representative data, found an increase of 200% (0.8 to 2.2%) in the contribution of SB to the total energy, from 1987 to 2009 (Martins et al., 2013). Although data collected by the Ministry of Health (MoH) indicate a retraction in SB consumption in recent years (2007 to 2016), a significant portion of the population still reports daily consumption of these beverages (Figueiredo et al., 2018). Differences between sexes and age are confirmed, both the prevalence of the regular consumption ( $\geq 5$  d/week) of SB and the average daily consumption of SB are larger between men and among young individuals (Figueiredo et al., 2018).

For a long time the implementation of fiscal policy (increase of the SB price by 20%) is advocated and suggest by WHO and PAHO as measure to discourage the consumption of foods and beverages that can harm health (PAHO, 2014; WHO, 2015; 2017). These economic interventions are being experienced in countries such as Mexico (Colchero et al., 2016), France (Julia C et al., 2015), Hungary (Holt E, 2011) and some regions in the United States (US) (Nadolny T, 2016; Falbe J et al., 2016). More recently, they have also been proposed in the United Kingdom (UK) (Triggle N, 2016) and Ireland (Republic of Ireland, 2016). However, policy makers in Brazil, remain insecure about the effectiveness and the benefits of such a measure. One factor that may contribute to this scenario might be the relatively small number of studies on the subject (Claro et al., 2012; Passos et al., 2019) compared to developed countries. Therefore, the aim of the present study is to reinforce the empirical evidence on the through a robust

analysis of the association between the price of sweetened beverages and indicators of their consumption among adults from 10 state capitals and the Federal District (FD) of Brazil in the period between 2007 to 2018. In addition, trends in these indicators and food prices are also analyzed for the period.

## METHODS

Panel data from 10 Brazilian state capitals and Federal District for every year, from 2007 to 2018, were used. The dataset analyzed combined information from National System of Consumer Price Indexes (NSCPI), from national Household Budget Survey (HBS 2008/9), and from Surveillance System of Risk and Protective Factors for Chronic Diseases by Telephone Survey (VIGITEL).

NSCPI is collected by Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE), which aims to measure the monthly inflation of products and services, related to personal consumption by Brazilian households belonging to the urban areas with income ranging from 1 to 40 minimum wages. The system continuously and systematically (monthly) produces the Extended Consumer Price Index (E-CPI) since October 1980 based on a framework of consumption provided by the most recent HBS available (IBGE, 2013; 2014). For the period 2007 to 2018, data are available for 10 state capitals and the Federal District: Belém, Belo Horizonte, Curitiba, Fortaleza, Goiânia, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador and São Paulo (IBGE, 2013; 2014).

The HBS 2008/9 is a nationally representative survey conducted by IBGE to assess patterns of consumption of the Brazilian population. The 2008/9 edition is the most recent one available up to the moment of the conclusion of this study. The survey employed a probabilistic sample, with a complex clustered sampling procedure, based on the random selection of census sectors during the first stage and of households in the second stage. All 12 800 census tracts of the country were organized into strata with high geographic and socioeconomic homogeneity. Census tracts are the primary sampling unit, and households are randomly selected inside each (without reposition) census tracts. The final sample consisted of 550 household strata and 55 570 households. We used data of purchases of foods and beverages (about 1 500 items) for household consumption from the 10 Brazilian state capitals and Federal District in which NSCPI data was available, from families with income ranging from 1 to 40 minimum wages. A detailed description of the sampling process is available elsewhere (IBGE, 2010).

VIGITEL is a surveillance system implemented by Ministry of Health at Brazil in 2006 to investigate, annually, the prevalence of main risk and protective factors for NCD among the adult population ( $\geq 18$  years) of all Brazilian state capitals and FD. Information is obtained through telephone interviews. A sample of approximately 2000 individuals is interviewed in each city per year, so the risk and protective factors for NCD can be assessed with a 95% CI and a sample error of 2 percentage points (pp). Lists of landline residential number are provided by the main phone operators in each city. In each household contacted one adult among the residents is randomly selected to participate in the survey. SB consumption and non-consumption, and sociodemographic (sex, age and schooling) data from 2007 to 2018 comprised the main information of interest from the VIGITEL. More details on the sampling process and data collection can be obtained from the annual reports of the system (MoH, 2019).

### **Price of sweetened beverages data**

The main exposure of interest in this study (independent variable) is the average SB price in each location studied, in each year of the follow-up period. SB involves both sugar-sweetened beverages (i.e regular soft drinks and artificial juices); and artificially sweetened beverages (i.e diet, light or zero soft drinks and artificial juices).

Data on SB purchase for household consumption provided by the HBS 2008/9 survey were used as the baseline for the prices (for year 2008). Price was estimated by dividing the amount purchase (in shopping units and in kilograms or liters) by the expenditure, for each acquisition. A complementary group containing all the remaining item (non-SB) was also created, and its price was identified in an analogous way. Average price of SB and of the complementary group in each location was then defined based on a weighted average of all the acquisitions registered for the city.

Monthly price variation data from the E-CPI were then applied to obtain price data for the entire period from 2007 to 2018, for SB and for the complementary group, in each location for each year studied.

### **Regular consumption and non-consumption of sweetened beverages data**

The outcomes of interest in this study (dependent variables) are the prevalence of SB regular consumption ( $\geq 5$  days/week) and SB non-consumption ( $\leq 1$  day/week) in

each location, in each year of the follow-up period. This information was obtained from VIGITEL data, based on the answer to the question: ‘How many days a week, do you usually drink soft drinks or artificial juices? (1 to 2 days a week; 3 to 4 days a week; 5 to 6 days a week; every day, including Saturday and Sunday; almost never; never). The prevalence of regular consumption and non-consumption of SB were then estimated annually, by sex and for each location.

### **Covariates**

A set of sociodemographic characteristics was also considered in the analysis. In each case, the proportion of the characteristics in each city and year was identified based on VIGITEL data. The following variables were included: proportion of women; proportion three levels of schooling (0–8; 9–11;  $\geq 12$  years of study), and proportion of three age groups (18–24; 25–64;  $\geq 65$ ) in the population. The level of schooling was used as a proxy for income, as this information is not available in VIGITEL.

### **Data Analysis**

The study population was described through its distribution according to sex, age group and schooling, for the entire study period and for each year. Yearly prevalence of regular and non-consumption of SB was then estimated, for women and men. The same was done after for the price of SB and of all the other foods and beverages. Significant linear trends in through the years (of increase or decrease) were assessed using linear regression.

Panel data regression models were then used to estimate the association between prices and SB consumption indicators for women and men isolated, taking in account aspects of the population (schooling and age) (log-log models). A fixed effect (FE) specification was chosen in order to account for any unobserved time-invariant heterogeneity and serial correlation of repeated measures. The use of random effects (RE) model was rejected based on Hausman test.

We performed sensitivity tests using robust (Huber/White/sandwich) standard errors, and modified Wald test for groupwise heteroskedasticity in fixed effect regression model.

For database processing and analysis, Stata software version 14.2 was used.

The present study was approved by the Ethics Committee for Research involving Human Subjects of the Federal University of Minas Gerais (CAAE number 88465018.1.0000.5149). Data from NSCPI, HBS 2008/9 and VIGITEL are publicly available and do not allow the identification of the respondents or families.

## RESULTS

Information from 255 755 adults ( $\geq 18$  years) from 10 Brazilian state capitals and Federal District, from 2007 to 2018 were used in the composition of the units of the study. The studied population was mostly composed by woman (53.7%), individuals aged between 25 to 64 years old (73.5%), and with 9 or more years of schooling (63.4%). Over the studied period, average age and level of schooling of the population increased (Table 1).

Between 2007 and 2018, the prevalence of regular SB consumption ( $\geq 5$  d/week) decreased from 27.2% to 11.5% (average increment of -1.38 pp/year) among women, and from 36.2% to 17.6% (average increment of -1.62 pp/year) among men. Such reductions were concentrated, especially, after 2011 year (Fig. 1 (A)). Conversely, the prevalence of SB non-consumption increased, from 33.6% to 49.3% (average increment of 1.73 pp/year) among women and from 24.7% to 35.7% (average increment of 1.27 pp/year) among men. These increases were concentrated, especially, after 2012 year (Fig. 1 (B)) (for numerical results see Table S1).

SB price (R\$/L) increase from R\$ 3.13 in 2007 to R\$ 3.54 in 2018 (average increment of 0.05 R\$/year). The same trend was also observed for the price of the complementary group, but with higher magnitude, increasing from R\$ 5.45 to R\$ 7.01 (average increment of 0.15 R\$/year), in the studied period. (Fig. 2) (for numerical results see Table S1).

Table 2 shows the adjusted price elasticity coefficients for the prevalence of regular consumption and non-consumption of SB in Brazil, from 2007 to 2018, by sex. The own price elasticity of regular SB consumption was -1.25 for women and -1.57 for men. This indicates that an increase of 1.00% in the SB price would lead to a reduction in the prevalence of regular SB consumption by 1.25% among women and 1.57% among men. For both, women and men, the price of the complementary group was not significantly associated to regular SB consumption. Regarding the SB non-consumption, the price elasticity coefficient was 1.14 for women and 1.81 for men. In other words, an increase of 1.00% in the SB price would lead to an increase of 1.14% and 1.81% in the prevalence of SB non-consumption, among women and men, respectively (Table 2).

## DISCUSSION

Based on information gathered in three databases, it was possible to estimate the association between the price of SB and indicators of its consumption in Brazil over a period of more than a decade. The analyses presented here indicate an inverse association between SB price and its consumption among Brazilian adults ( $\geq 18$  years). We estimate that a 1.00% increase in SB price would decrease in 1.25% the prevalence of regular SB consumption among women and in 1.57% among men. The same change in SB prices was also associated with an increase in non-consumption of 1.14% for women and 1.81% for men.

Worldwide, SB consumption levels vary significantly between countries (Singh et al., 2015; Muhammad et al., 2019). Particularly in low-income countries, SB consumption is increasing dramatically due to widespread urbanization and marketing of beverages (Malik et al., 2013). However, previous study, carried out with data from all Brazilian capitals, between the years 2007 and 2016, already indicated a decrease in regular SB consumption and an increase in SB non-consumption (Figueiredo et al., 2018) suggesting that trends in consumption for Brazil were more similar to those observed among high income countries (Welsh et al., 2011). Despite this decreasing trend of SB consumption in the country, suggesting an improvement in the diet quality of the population, it is important to consider that the presented proportions correspond to about 9 million women and 14 million men in the country still consuming SB nearly daily ( $\geq 5$  d/week) (MoH, 2020).

The consumption trends presented here are consistent with data from industry balances and market researchers registered in the country. According to data from the Brazilian Association of Soft Drinks and Non-Alcoholic Beverages (ABIR), the production volume of SB varied negatively by almost 20% between the years 2010 and 2017, with a reduction in the per capita consumption of these drinks of more than 25% (ABIR, 2020). Other external sources also signal a retraction in the market for these products since 2014 (ABRAS, 2018; 2019). The country's economic deterioration started in 2014 is cited as a possible explanation for this scenario (SINTEC, 2018; Estadão, 2018; ABIR, 2016). As SB are items considered superfluous, they tend to be more price-elastic than essential items.

In parallel a small upward trend in SB prices was found. Similar evidence was also found in a previous study that was aimed to measure change in price of food groups



over time (1995-2030) in Brazil (Maia et al., 2020). The soft drink subgroup (which corresponds to the most of consumption among sweetened beverage (ABIR, 2020)) was the only one in the group of ultra-processed foods without real price reductions from 1995 to 2017 (Maia et al., 2020). However, as the price of the complementary group also increased in the period, and with greater magnitude, SB became relatively cheap in the country. The low SB price scenario favors its demand (Cabrera et al., 2013).

We estimate that a 1.00% increase in the SB price per liter would lead to a 1.25% reduction in SB consumption among women (price elasticity of -1.25) and 1.57% among men (price elasticity of -1.57). These results are similar to a cross sectional study carried out in the country (based exclusively on HBS 2008/9 data), which found a reduction effect of 0.85% in the SB intake calories, resulting from the increase of 1.00% in the SB price (price elasticity of -0.85) (Claro et al., 2012). There is great variability in the price elasticity estimates of SB (Andreyeva et al., 2010; Powell et al., 2013), which may be due to the different definitions of SB, different statistical models and also by the specificity of the food demand in each country. However, analyzes of the effect of the SB price on its own consumption, carried out in other Latin American countries such as Mexico, Ecuador and Chile, present results similar to ours. In a study conducted in Mexico, the increase of 1.00% in the price was associated with a decrease in the quantity consumed of soft drinks by 1.06% (price elasticity of -1.06) and 1.16% (price elasticity of -1.16) for SB (Colchero et al., 2015). Price elasticity estimates of SB obtained in Ecuador shows that the increase of 1.00% in the price of SB could significantly reduce its consumption by 1.20% (price elasticity of -1.20) (Pareje, 2016). In Chile, a study carried in 2017 found that the 1.00% increase in price could lead to a reduction of 1.37% (price elasticity of -1.37) in the consumption of soft drinks and of 1.67% (price elasticity of -1.67) in consumption of other SB (Guerrero-López et al., 2017).

Regarding the differences between sexes, the modeling study by Muhammad (2017) carried out with data from 164 countries agrees with ours that the effect of the SB price on its own consumption exists in both women and men. However, in low-middle income countries, sexes differences were significant and the effects were higher among men (Muhammad et al, 2017). However, as in a global analysis (Singh et al, 2015; Muhammad et al, 2017), in Brazil, the highest consumption of BS was also among men. This suggests that where there is greater consumption, the price effect will also be greater.

Our results, together with several other emerging evidences, the potential effectiveness of fiscal policies in the control of obesity (Cabrera et al., 2013; Malik et al., 2013; Veerman et al., 2016; Schwendicke; Stolpe, 2017; Powell et al., 2019), excessive consumption of free sugar (WHO, 2017) and related NCD (Malik et al., 2010; Greenwood et al., 2014). Important international organizations support these policy measures for over a decade. In 2016, the WHO published a document recommending countries to adopt tax measures (at least a 20% increase in the market price) against the consumption of these drinks (WHO, 2016; 2017).

Some countries have already implemented SB taxes, including Mexico (Colchero et al., 2016), Chile (Caro et al., 2017), France (Julia et al., 2015), Hungary (Holt et al., 2011), Barbados (Alvarado et al., 2017), United Kingdom (Gov UK, 2017; Briggs et al., 2017) and several cities in the USA (Falbe et al., 2016), with greater intensity in recent years (Backholer et al., 2016; Backholer et al., 2017 ). Studies that evaluated the effects of these policies in Philadelphia (Zhong et al., 2018) and Mexico (Colchero et al., 2016; 2017) have shown successful results. In Philadelphia, short-term effects showed a 40% reduction in the chance of regular daily consumption of SB, in addition to a 58% increase in the chance of consuming bottled water (Zhong et al., 2018). In Mexico, the introduction of the tax on SB revealed a 5.5% reduction in the purchase of these drinks in 2014, and 9.7% in 2015.

In estimates for Brazil, based on our results, a 20% tax on the final SB price would reduce regular SB consumption by 25% among women and more than 30% among men. Although a 20% tax might sound excessive, studies suggest that lower rates on these drinks are less able to influence consumption (Brownell et al., 2009; Bonnet, 2011; Wilson et al., 2011; Malik et al., 2013; Cabrera et al., 2013). The effects of taxation on SB are likely to be observed in the medium and long term and may be minimized by the effects of substitution with similarly products in calories (as whole milk and natural fruit juice), but outside the set of taxed items. Despite, the substitution would still be beneficial, since any option would add nutritional value to the diet compared to SB (Guerrero-Lopez et al., 2017).

The possibility of taxing SB was recently in the country by the finance Minister (Folha de São Paulo, 2020). Considering that they are harmful to health and strictly linked to high morbidity and mortality, what would suggest an approach similar to the one already applied in the country regarding alcohol and tobacco (Folha de São Paulo, 2020). In 2017, a national survey tested the impact and adherence to food regulation

proposals and revealed that more than 70% of the Brazilian population would consume less SB if there was a greater increase in taxes and prices (Folha de São Paulo, 2017).

In a similar way, other political measures have been discussed around the worldwide also aiming reducing SB consumption. Interventions such as food promotion (advertising/marketing; particularly on children; media campaigns and health education); food provision (in specific settings: schools, communities or workplaces); food composition (reformulation or elimination of items); food labeling (nutrition labeling, calorie labeling in stores/restaurants); and food supply chain, trade and investment (including legislation or regulation affecting production policies or supply-chain logistics) are proposed and implemented in some countries in the world (Hyseni et al, 2017). However, it is the policies influencing prices (taxes, subsidies or economic incentives), associated or not with other measures, that have the clearest evidence about their effectiveness (Hyseni et al, 2017; Asfhin et al, 2016).

On the other hand, the study also had limitations such as the limited number ( $n = 142$ ) of foods and beverages included in this study. However, the items included in the analysis reflect those items most purchased by the Brazilian population, considering the role of the E-CPI as a measure of consumer inflation. In addition, the E-CPI data are collected in a limited number of Brazilian capitals, and only for urban area, avoiding a more broad analysis.

In addition, limitations on the price data should also be considered. Different approaches to measure food prices can produce distinct results (Carlson; Frazão, 2012). The use of price per unit of weight (R\$/kg) was chosen aiming provide information beyond the nutritional perspective. An alternative approach often adopted in the literature would involve using per calorie prices. However, they tend to be highly influenced by the energy density of foods, sometimes resulting in data that is difficult to interpret (such as for low calorie foods and beverages).

Lastly, limitations regarding the questionnaire adopted by VIGITEL should be considered. It was composed by closed, short and objective questions, and do not allow detailed quantitative and qualitative evaluation of the studied factors. The indicator adopted for monitoring the consumption of SB does not include, for example, nectars and other mixed beverages, neither fruit juice. However, this questionnaire was specially developed to be applied by telephone interview in large population samples (more than 50 000 interviews per year) (MoH, 2019) and is frequently used in large surveys of health and lifestyle conditions due to its simplicity and low cost (Brenner et

al., 2004; IBGE, 2014). Similar methods are adopted by other health surveys conducted by telephone interview, such as the Behavioral Risk Factor Surveillance System (BRFSS) (82), or for the investigation of a large number of risk factors, like the WHO STEPwise approach (STEPS) (Who, 2017a).

Finally, our findings provide strong evidence to support the potential health benefits of SB taxing. Discouraging the consumption of SB through State intervention with economic regulatory measures (price manipulation through taxation) will impact the reduction in the purchase and consumption of these drinks in Brazil and similar settings.

## **CONCLUSION**

In conclusion, the present study indicated that the SB price has an inverse association with their consumption among adults in the Brazil. Higher magnitude of association was observed among men. Therefore, the adoption of fiscal policies would contribute to the fight against obesity and related NCD.

**REFERENCES**

1. Afshin, A et al.. Health Effects of Overweight and Obesity in 195 Countries over 25 Years. *N Engl J Med* 2017; **377**: 13-27.  
<https://doi.org/10.1056/NEJMoa1614362>
2. Associação Brasileira das Indústrias de Refrigerantes e Bebidas não Alcoólicas (2016) Produção de refrigerantes tem o pior início de ano desde 2012.  
<https://abir.org.br/producao-de-refrigerantes-tem-o-pior-inicio-de-ano-desde-2012/> (accessed June 2019).
3. Associação Brasileira das Indústrias de Refrigerantes e Bebidas não Alcoólicas (Abir) (2020) Volume de produção do mercado brasileiro de bebidas adoçadas dos anos de 2010 a 2017. <https://abir.org.br/o-setor/dados/> (accessed January 2020).
4. Associação Brasileira de Supermercados (Abras) (2018). Bebidas não alcoólicas têm tendência de nova retração.  
<https://www.abras.com.br/clipping.php?area=10&clipping=65119> (accessed January 2020).
5. Associação Brasileira de Supermercados (Abras) (2019). Consumo de refrigerantes só deve apresentar recuperação em 2020.  
<https://www.abras.com.br/clipping.php?area=10&clipping=67449> (accessed January 2020).
6. Alvarado M, Kostova D, Suhrcke M et al.. (2017) Trends in beverage prices following the introduction of a tax on sugar-sweetened beverages in Barbados. *Prev Med* 105, Suppl., S23–S25.
7. Andreyeva, T., Long, M. W., & Brownell, K. D. (2010). The impact of food prices on consumption: a systematic review of research on the price elasticity of demand for food. *American journal of public health*, 100(2), 216–222.  
<https://doi.org/10.2105/AJPH.2008.151415>
8. Backholer, K., Blake, M., & Vandevijvere, S. (2016). Have we reached a tipping point for sugar-sweetened beverage taxes?. *Public health nutrition*, 19(17), 3057–3061. <https://doi.org/10.1017/S1368980016003086>.
9. Backholer, K., Blake, M., & Vandevijvere, S. (2017). Sugar-sweetened beverage taxation: an update on the year that was 2017. *Public health nutrition*, 20(18), 3219–3224. <https://doi.org/10.1017/S1368980017003329>.

10. Bernstein, A. M., de Koning, L., Flint, A. J., Rexrode, K. M., & Willett, W. C. (2012). Soda consumption and the risk of stroke in men and women. *The American journal of clinical nutrition*, 95(5), 1190–1199.  
<https://doi.org/10.3945/ajcn.111.030205>
11. Bonnet, C., & Requillart, V. (2011). Does the EU sugar policy reform increase added sugar consumption? An empirical evidence on the soft drink market. *Health economics*, 20(9), 1012–1024. <https://doi.org/10.1002/hec.1721>.
12. Borges, M. C., Louzada, M. L., de Sá, T. H., Laverty, A. A., Parra, D. C., Garzillo, J. M., Monteiro, C. A., & Millett, C. (2017). Artificially Sweetened Beverages and the Response to the Global Obesity Crisis. *PLoS medicine*, 14(1), e1002195.  
<https://doi.org/10.1371/journal.pmed.1002195>.
13. Brazilian Institute of Geography and Statistics (2014) National Adolescent School-Based Health Survey (PeNSE) 2013. Rio de Janeiro, RJ: IBGE.
14. Brener ND, Kann L, Kinchen SA et al. (2004) Methodology of the youth risk behavior surveillance system. *MMWR Morb Mortal Wkly Rep* 53, 1–13.
15. Briggs ADM, Mytton OT, Kehlbacher A, et al.. Health impact assessment of the UK soft drinks industry levy: a comparative risk assessment modelling study. *Lancet Public Health*. 2016;2(1):e15–e22. Published 2016 Dec 16.  
doi:10.1016/S2468-2667(16)30037-8
16. Brownell KD, Farley T, Willett WC, et al.. The public health and economic benefits of taxing sugar-sweetened beverages [published correction appears in *N Engl J Med*. 2010 Apr 1;362(13):1250]. *N Engl J Med*. 2009;361(16):1599–1605.  
doi:10.1056/NEJMhpr0905723.
17. Brownell, K. D., & Frieden, T. R. (2009). Ounces of prevention--the public policy case for taxes on sugared beverages. *The New England journal of medicine*, 360(18), 1805–1808. <https://doi.org/10.1056/NEJMp0902392>
18. Cabrera Escobar, M. A., Veerman, J. L., Tollman, S. M., Bertram, M. Y., & Hofman, K. J. (2013). Evidence that a tax on sugar sweetened beverages reduces the obesity rate: a meta-analysis. *BMC public health*, 13, 1072.  
<https://doi.org/10.1186/1471-2458-13-1072>
19. Carlson A, Frazão E. Are healthy foods really more expensive? It depends on how you measure the price. *USDA ERS Bulletin 96*. Washington, DC: United States Department of Agriculture. 2012. doi: 10.22004/ag.econ.142357.

20. Caro JC, Ng SW, Taillie SL et al.. (2017) Designing a tax to discourage unhealthy food and beverage purchases: the case of Chile. *Food Policy* 71, 86–100.
21. Claro, R. M., Levy, R. B., Popkin, B. M., & Monteiro, C. A. (2012). Sugar-sweetened beverage taxes in Brazil. *American journal of public health*, 102(1), 178–183. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2011.300313>
22. Colchero MA, Salgado JC, Unar-Munguia M, Hernandez-Avila M, Rivera-Dommarco JA. Elasticidade do preço da demanda por bebidas açucaradas e refrigerantes no México. *Econ Hum Biol.* 2015; 19: 129–37.
23. Colchero, M. A., Guerrero-López, C. M., Molina, M., & Rivera, J. A. (2016). Beverages Sales in Mexico before and after Implementation of a Sugar Sweetened Beverage Tax. *PloS one*, 11(9), e0163463. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0163463>.
24. Colchero, M. A., Popkin, B. M., Rivera, J. A., & Ng, S. W. (2016). Beverage purchases from stores in Mexico under the excise tax on sugar sweetened beverages: observational study. *BMJ (Clinical research ed.)*, 352, h6704. <https://doi.org/10.1136/bmj.h6704>.
25. Colchero, M. A., Rivera-Dommarco, J., Popkin, B. M., & Ng, S. W. (2017). In Mexico, Evidence Of Sustained Consumer Response Two Years After Implementing A Sugar-Sweetened Beverage Tax. *Health affairs (Project Hope)*, 36(3), 564–571. <https://doi.org/10.1377/hlthaff.2016.1231>
26. Drewnowski, A., & Rehm, C. D. (2014). Consumption of added sugars among US children and adults by food purchase location and food source. *The American journal of clinical nutrition*, 100(3), 901–907. <https://doi.org/10.3945/ajcn.114.089458>.
27. Ebbeling, C. B., Feldman, H. A., Chomitz, V. R., Antonelli, T. A., Gortmaker, S. L., Osganian, S. K., & Ludwig, D. S. (2012). A randomized trial of sugar-sweetened beverages and adolescent body weight. *The New England journal of medicine*, 367(15), 1407–1416. <https://doi.org/10.1056/NEJMoa1203388>.
28. Estadão (2018). Menos açúcar, mais afeto: Otimismo cauteloso não deixa o setor baixar a guarda: é preciso se adaptar aos hábitos de consumo mais saudáveis. <http://publicacoes.estadao.com.br/marcasmais2018/categorias/refrigerantes/> (accessed January 2020).
29. Falbe, J., Thompson, H. R., Becker, C. M., Rojas, N., McCulloch, C. E., & Madsen, K. A. (2016). Impact of the Berkeley Excise Tax on Sugar-Sweetened Beverage



- Consumption. *American journal of public health*, 106(10), 1865–1871.  
<https://doi.org/10.2105/AJPH.2016.303362>.
30. Figueiredo, N., Maia, E. G., Silva, L., Granado, F. S., & Claro, R. M. (2018). Trends in sweetened beverages consumption among adults in the Brazilian capitals, 2007-2016. *Public health nutrition*, 21(18), 3307–3317.  
<https://doi.org/10.1017/S1368980018002161>.
  31. Folha de São Paulo (2017) Brasileiro tomaria menos ‘refri’ se preço fosse salgado, aponta pesquisa. <https://www1.folha.uol.com.br/equilibrioesaude/2017/09/1917067-brasileirotomaria-menos-refri-se-preco-fosse-salgado-aponta-pesquisa.shtml> (accessed June 2019).
  32. Folha de São Paulo (2020) Governo avalia imposto do pecado para doces, afirma Guedes. <https://www1.folha.uol.com.br/mercado/2020/01/governo-quer-criar-imposto-do-pecado-sobre-cigarro-alcool-e-doces-diz-guedes-em-davos.shtml> (accessed January 2020).
  33. Fung, T. T., Malik, V., Rexrode, K. M., Manson, J. E., Willett, W. C., & Hu, F. B. (2009). Sweetened beverage consumption and risk of coronary heart disease in women. *The American journal of clinical nutrition*, 89(4), 1037–1042.  
<https://doi.org/10.3945/ajcn.2008.27140>
  34. GOV.UK (2017) Soft Drinks Industry Levy. <https://www.gov.uk/guidance/soft-drinks-industry-levy> (accessed November 2017)
  35. Greenwood, D., Threapleton, D., Evans, C., Cleghorn, C., Nykjaer, C., Woodhead, C., & Burley, V. (2014). Association between sugar-sweetened and artificially sweetened soft drinks and type 2 diabetes: Systematic review and dose–response meta-analysis of prospective studies. *British Journal of Nutrition*, 112(5), 725-734.  
doi:10.1017/S0007114514001329
  36. Guerrero-López, C. M., Unar-Munguía, M., & Colchero, M. A. (2017). Price elasticity of the demand for soft drinks, other sugar-sweetened beverages and energy dense food in Chile. *BMC public health*, 17(1), 180.  
<https://doi.org/10.1186/s12889-017-4098-x>
  37. Ha, K., Chung, S., Lee, H. S., Kim, C. I., Joung, H., Paik, H. Y., & Song, Y. (2016). Association of Dietary Sugars and Sugar-Sweetened Beverage Intake with Obesity in Korean Children and Adolescents. *Nutrients*, 8(1), 31.  
<https://doi.org/10.3390/nu8010031>.

38. Holt E. (2011). Hungary to introduce broad range of fat taxes. *Lancet* (London, England), 378(9793), 755. [https://doi.org/10.1016/s0140-6736\(11\)61359-7](https://doi.org/10.1016/s0140-6736(11)61359-7).
39. Hu F. B. (2013). Resolved: there is sufficient scientific evidence that decreasing sugar-sweetened beverage consumption will reduce the prevalence of obesity and obesity-related diseases. *Obesity reviews: an official journal of the International Association for the Study of Obesity*, 14(8), 606–619. <https://doi.org/10.1111/obr.12040>
40. Hyseni L, Atkinson M, Bromley H, Orton L, Lloyd-Williams F, McGill R et al.. The effects of policy actions to improve population dietary patterns and prevent diet-related non-communicable diseases: Scoping review. *Eur J Clin Nutr* 2017; **71**: 694-711. <https://doi.org/10.1038/ejcn.2016.234>
41. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010). Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008 - 2009: Aquisição alimentar domiciliar per capita. Rio de Janeiro. <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv47307.pdf>. (accessed May 2018).
42. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2013). Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor: Métodos de cálculo. Rio de Janeiro. <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv65477.pdf>. (accessed May 2018).
43. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2014). Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor: Estruturas de ponderação a partir da Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008-2009. Rio de Janeiro. [https://ww2.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc\\_ipca/srmipca\\_pof\\_2008\\_2009.pdf](https://ww2.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca/srmipca_pof_2008_2009.pdf). (accessed May 2018).
44. Imamura, F., O'Connor, L., Ye, Z., Mursu, J., Hayashino, Y., Bhupathiraju, S. N., & Forouhi, N. G. (2015). Consumption of sugar sweetened beverages, artificially sweetened beverages, and fruit juice and incidence of type 2 diabetes: systematic review, meta-analysis, and estimation of population attributable fraction. *BMJ* (Clinical research ed.), 351, h3576. <https://doi.org/10.1136/bmj.h3576>.
45. Julia, C., Méjean, C., Vicari, F., Péneau, S., & Hercberg, S. (2015). Public perception and characteristics related to acceptance of the sugar-sweetened beverage taxation launched in France in 2012. *Public health nutrition*, 18(14), 2679–2688. <https://doi.org/10.1017/S1368980014003231>.

46. de Koning, L., Malik, V. S., Kellogg, M. D., Rimm, E. B., Willett, W. C., & Hu, F. B. (2012). Sweetened beverage consumption, incident coronary heart disease, and biomarkers of risk in men. *Circulation*, 125(14), 1735–S1. <https://doi.org/10.1161/CIRCULATIONAHA.111.067017>
47. Luger, M., Lafontan, M., Bes-Rastrollo, M., Winzer, E., Yumuk, V., & Farpour-Lambert, N. (2017). Sugar-Sweetened Beverages and Weight Gain in Children and Adults: A Systematic Review from 2013 to 2015 and a Comparison with Previous Studies. *Obesity facts*, 10(6), 674–693. <https://doi.org/10.1159/000484566>
48. Maia, E. G., Dos Passos, C. M., Levy, R. B., Bortoletto Martins, A. P., Mais, L. A., & Claro, R. M. (2020). What to expect from the price of healthy and unhealthy foods over time? The case from Brazil. *Public health nutrition*, 1–10. Advance online publication. <https://doi.org/10.1017/S1368980019003586>
49. Malik, V. S., Popkin, B. M., Bray, G. A., Després, J. P., Willett, W. C., & Hu, F. B. (2010). Sugar-sweetened beverages and risk of metabolic syndrome and type 2 diabetes: a meta-analysis. *Diabetes care*, 33(11), 2477–2483. <https://doi.org/10.2337/dc10-1079>
50. Malik, V. S., Pan, A., Willett, W. C., & Hu, F. B. (2013). Sugar-sweetened beverages and weight gain in children and adults: a systematic review and meta-analysis. *The American journal of clinical nutrition*, 98(4), 1084–1102. <https://doi.org/10.3945/ajcn.113.058362>
51. Malik, V. S., Willett, W. C., & Hu, F. B. (2013). Global obesity: trends, risk factors and policy implications. *Nature reviews. Endocrinology*, 9(1), 13–27. <https://doi.org/10.1038/nrendo.2012.199>
52. Malik VS, Hu FB. Fructose and Cardiometabolic Health: What the Evidence From Sugar-Sweetened Beverages Tells Us. *J Am Coll Cardiol*. 2015;66(14):1615–1624. doi:10.1016/j.jacc.2015.08.025.
53. Martins, Ana Paula Bortoletto, Levy, Renata Bertazzi, Claro, Rafael Moreira, Moubarac, Jean Claude, & Monteiro, Carlos Augusto. (2013). Participacao crescente de produtos ultraprocessados na dieta brasileira (1987-2009). *Revista de Saúde Pública*, 47(4), 656-665. <https://dx.doi.org/10.1590/S0034-8910.2013047004968>.
54. Ministry of Health of Brazil (2019) Surveillance System of Risk and Protective Factors for Chronic Diseases by Telephone Survey – VIGITEL 2018. Brasília, DF: Ministério da Saúde.

55. Ministry of Health of Brazil (2020) DATASUS. Projeção da população residente por idade simples segundo ano.  
<http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/tabcgi.exe?ibge/cnv/projpopbr.def> (accessed January 2020).
56. Muhammad, A., Meade, B., Marquardt, D. R., & Mozaffarian, D. (2019). Global patterns in price elasticities of sugar-sweetened beverage intake and potential effectiveness of tax policy: a cross-sectional study of 164 countries by sex, age and global-income decile. *BMJ open*, 9(8), e026390. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2018-026390>.
57. Nadolny T. Soda tax passes; Philadelphia is first big city in nation to enact one 16 June 2016. *The Philadelphia Inquirer*. 16 June 2016.  
[http://www.philly.com/philly/news/politics/20160617\\_Philadelphia\\_City\\_Council\\_to\\_vote\\_on\\_soda\\_tax.html](http://www.philly.com/philly/news/politics/20160617_Philadelphia_City_Council_to_vote_on_soda_tax.html). Cited 28 October 2016.
58. Pan American Health Organization. Plan of Action for the Prevention of Obesity in Children and Adolescents. 2014.  
[http://www.paho.org/hq/index.php?option=com\\_content&view=article&id=11373%3Aplan-of-action-prevention-obesity-children-adolescents&catid=4042%3Areferencedocuments&Itemid=41740&lang=en](http://www.paho.org/hq/index.php?option=com_content&view=article&id=11373%3Aplan-of-action-prevention-obesity-children-adolescents&catid=4042%3Areferencedocuments&Itemid=41740&lang=en). Accessed 26 Nov 2016.
59. Paraje G. (2016). The Effect of Price and Socio-Economic Level on the Consumption of Sugar-Sweetened Beverages (SSB): The Case of Ecuador. *PloS one*, 11(3), e0152260. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0152260>.
60. Passos, C.M, Maia, E.G., Levy, R.B., Martins, A.P.B., Claro, R.M. (2019). Association between the price of ultra-processed foods and obesity in Brazil. *Nutrition, Metabolism and Cardiovascular Diseases*,  
<https://doi.org/10.1016/j.numecd.2019.12.011>.
61. Powell, L. M., Chiqui, J. F., Khan, T., Wada, R., & Chaloupka, F. J. (2013). Assessing the potential effectiveness of food and beverage taxes and subsidies for improving public health: a systematic review of prices, demand and body weight outcomes. *Obesity reviews : an official journal of the International Association for the Study of Obesity*, 14(2), 110–128. <https://doi.org/10.1111/obr.12002>.
62. Republic of Ireland. Sugar-Sweetened Drinks Tax: Public Consultation. Dublin: Tax Policy Division, Department of Finance, (2016).

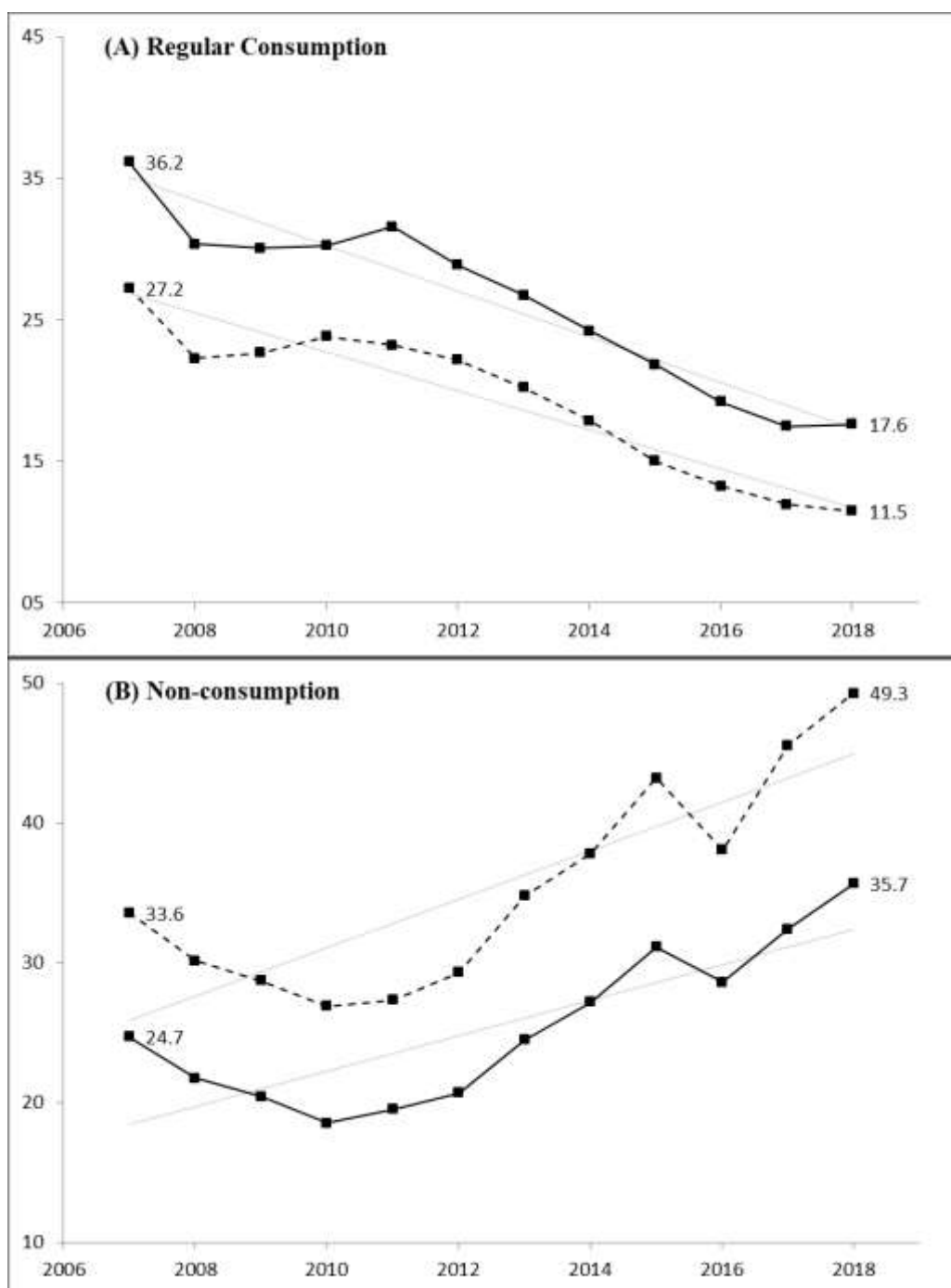
- [http://www.budget.gov.ie/Budgets/2017/Documents/Sugar-Sweetened\\_Drinks\\_Tax\\_Public\\_Consultation\\_final.pdf](http://www.budget.gov.ie/Budgets/2017/Documents/Sugar-Sweetened_Drinks_Tax_Public_Consultation_final.pdf). Cited 28 October 2016.
63. Schwendicke, F., & Stolpe, M. (2017). Taxing sugar-sweetened beverages: impact on overweight and obesity in Germany. *BMC public health*, *17*(1), 88. <https://doi.org/10.1186/s12889-016-3938-4>
  64. Singh, G. M., Micha, R., Khatibzadeh, S., Lim, S., Ezzati, M., Mozaffarian, D., & Global Burden of Diseases Nutrition and Chronic Diseases Expert Group (NutriCoDE) (2015). Estimated Global, Regional, and National Disease Burdens Related to Sugar-Sweetened Beverage Consumption in 2010. *Circulation*, *132*(8), 639–666. <https://doi.org/10.1161/CIRCULATIONAHA.114.010636>
  65. Singh, G. M., Micha, R., Khatibzadeh, S., Shi, P., Lim, S., Andrews, K. G., Engell, R. E., Ezzati, M., Mozaffarian, D., & Global Burden of Diseases Nutrition and Chronic Diseases Expert Group (NutriCoDE) (2015). Global, Regional, and National Consumption of Sugar-Sweetened Beverages, Fruit Juices, and Milk: A Systematic Assessment of Beverage Intake in 187 Countries. *PloS one*, *10*(8), e0124845. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0124845>
  66. Sintec (2018). Panorama do mercado brasileiro de Bebidas não-alcóolicas. [https://sintec.com/pt-br/p\\_innovador/panorama-do-mercado-brasileiro-de-bebidas-nao-alcoolicas/](https://sintec.com/pt-br/p_innovador/panorama-do-mercado-brasileiro-de-bebidas-nao-alcoolicas/) (accessed January 2020).
  67. Stern, D., Piernas, C., Barquera, S., Rivera, J. A., & Popkin, B. M. (2014). Caloric beverages were major sources of energy among children and adults in Mexico, 1999-2012. *The Journal of nutrition*, *144*(6), 949–956. <https://doi.org/10.3945/jn.114.190652v>.
  68. Te Morenga, L., Mallard, S., & Mann, J. (2013). Dietary sugars and body weight: systematic review and meta-analyses of randomised controlled trials and cohort studies. *BMJ (Clinical research ed.)*, *346*, e7492. <https://doi.org/10.1136/bmj.e7492>.
  69. Trigg N. Sugar tax: How will it work? 16 March 2016. <http://www.bbc.co.uk/news/health-35824071>. Cited 28 October 2016
  70. Veerman, J. L., Sacks, G., Antonopoulos, N., & Martin, J. (2016). The Impact of a Tax on Sugar-Sweetened Beverages on Health and Health Care Costs: A Modelling Study. *PloS one*, *11*(4), e0151460. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0151460>

71. Welsh, J. A., Sharma, A. J., Grellinger, L., & Vos, M. B. (2011). Consumption of added sugars is decreasing in the United States. *The American journal of clinical nutrition*, 94(3), 726–734. <https://doi.org/10.3945/ajcn.111.018366>.
72. World Health Organization. *Guideline: Sugars intake for adults and children*. Geneva: World Health Organization, 2015.
73. World Health Organization (2016) *Fiscal policies for diet and prevention of noncommunicable diseases*.  
<https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/250131/9789241511247-eng.pdf?sequence=1> (accessed March 2019).
74. World Health Organization (2017) *Taxes on sugary drinks: why do it?*  
<http://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/260253/WHO-NMH-PND-16.5Rev.1-eng.pdf;jsessionid=0E9B8D47590C451B389DC4561BFA6B09?sequence=1> (accessed September 2018)
75. World Health Organization (2017a). *Surveillance Manual: The WHO STEPwise approach to noncommunicable disease risk factor surveillance*. 472p.
76. Wilson, N., Thomson, G., & Blakely, T. (2011). Use of pricing and tax interventions for protecting health: potential relevance for New Zealand of recent international developments. *The New Zealand medical journal*, 124(1342), 100–103.
77. Xi, B., Huang, Y., Reilly, K. H., Li, S., Zheng, R., Barrio-Lopez, M. T., Martinez-Gonzalez, M. A., & Zhou, D. (2015). Sugar-sweetened beverages and risk of hypertension and CVD: a dose-response meta-analysis. *The British journal of nutrition*, 113(5), 709–717. <https://doi.org/10.1017/S0007114514004383>.
78. Zhong, Y., Auchincloss, A. H., Lee, B. K., & Kanter, G. P. (2018). The Short-Term Impacts of the Philadelphia Beverage Tax on Beverage Consumption. *American journal of preventive medicine*, 55(1), 26–34.  
<https://doi.org/10.1016/j.amepre.2018.02.017>.

## FIGURES AND TABLES

**Table 1.** Distribution (%) of the adult population ( $\geq 18$  years) from the 10 Brazilian state capitals and Federal District by sociodemographic variables. Brazil, 2007-2018.

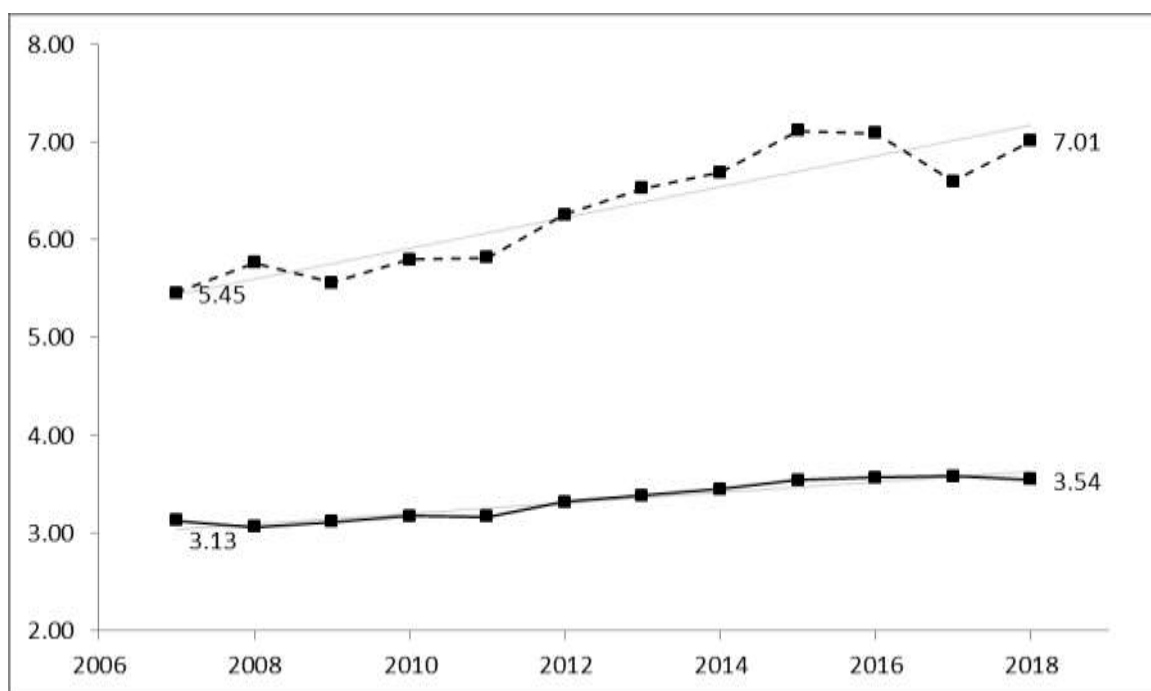
Variable	Total		Distribution of the studied population (%)												Incremental average 2007-2018 (pp/year)	P value	
	Mean	95% CI	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018			
Sex																	
Women	53.7	53.5 53.8	53.8	53.8	53.8	53.8	53.8	53.8	53.8	53.9	53.9	53.9	54.0	53.9	54.0	0.02	0.000
Men	46.3	46.2 46.5	46.2	46.2	46.2	46.2	46.2	46.2	46.2	46.1	46.1	46.1	46.0	46.1	46.0	-0.02	0.000
Age (years)																	
18-24	16.0	15.7 16.4	18.1	17.7	17.2	16.8	16.4	16.0	15.6	15.2	14.9	14.5	14.0	13.7	13.7	-0.40	0.000
25-64	73.5	73.2 73.7	72.1	72.4	72.7	72.9	73.2	73.4	73.6	73.9	74.0	74.2	74.5	74.6	74.6	0.23	0.000
$\geq 65$	10.5	10.2 10.9	9.8	9.9	10.1	10.3	10.5	10.6	10.8	11.0	11.2	11.3	11.5	11.7	11.7	0.17	0.000
Scholling (years)																	
0-8	36.6	35.6 37.5	43.7	42.5	40.9	39.4	37.5	35.6	35.5	34.9	33.5	31.3	30.1	29.5	29.5	-1.30	0.000
9-11	37.1	36.4 37.8	35.7	35.1	36.1	36.4	37.5	39.5	37.8	38.6	38.5	36.3	37.2	38.3	38.3	0.22	0.047
$\geq 12$	26.3	25.2 27.4	20.6	22.3	23.0	24.2	24.9	25.0	26.6	26.4	28.0	32.4	32.6	32.2	32.2	1.09	0.000



Note. ----- Women    \_\_\_ Men

**Figure 1.** Mean yearly regular consumption ( $\geq 5$  d/week) (A) and non-consumption (consumption reported as ‘almost never’ and ‘never’) (B) of sweetened beverages (including sugar- and artificially sweetened beverages) among the adult population (aged  $\geq 18$  years) by sex. Brazil, 2007–2018.





Note. \_\_\_ Price of sweetened beverages      ----- Price of other foods and beverages

**Figure 2.** Mean yearly price (R\$/Liter) of sweetened beverages (including sugar- and artificially sweetened beverages) and price (R\$/Kg) of other foods and beverages. Brazil, 2007–2018.

**Table 2.** Regression estimates (price elasticity) of the effect of price in the consumption of sweetened beverages (including sugar- and artificially sweetened beverages) among adults ( $\geq 18$  years), by sex. Brazil, 2007-2018.

Variables	Women			Men		
	$\beta$	95% CI		$\beta$	95% CI	
<b>(ln) Regular consumption of SB (%)</b>						
(ln) Price of sweetened beverages (R\$/Kg)	<u>-1.25</u>	-2.11	-0.38	<u>-1.57</u>	-2.33	-0.81
(ln) Price of other foods and beverages (R\$/Kg)	-0.13	-0.71	0.46	-0.01	-0.49	0.47
(ln) Schooling (%) - 9 to 11 years	-0.49	-1.15	0.17	-0.45	-0.97	0.07
(ln) Schooling (%) - $\geq 12$ years	<u>-0.74</u>	-1.14	-0.34	<u>-0.90</u>	-1.21	-0.59
(ln) Age (%) - 25 to 64 years	<u>-3.98</u>	-6.05	-1.91	-0.21	-1.84	1.42
(ln) Age (%) - $\geq 65$ years	-0.34	-0.79	0.10	-0.05	-0.31	0.22
<b>R-square (R<sup>2</sup>)</b>	<b>0.32</b>			<b>0.17</b>		
<b>(ln) Non-consumption of SB (%)</b>						
(ln) Price of sweetened beverages (R\$/Kg)	<u>1.14</u>	0.73	1.55	<u>1.81</u>	1.29	2.33
(ln) Price of other foods and beverages (R\$/Kg)	<u>0.67</u>	0.34	1.00	<u>0.76</u>	0.39	1.13
(ln) Schooling (%) - 9 to 11 years	-0.16	-0.54	0.23	-0.14	-0.60	0.31
(ln) Schooling (%) - $\geq 12$ years	-0.12	-0.33	0.09	-0.16	-0.40	0.09
(ln) Age (%) - 25 to 64 years	<u>2.56</u>	1.19	3.94	0.11	-1.38	1.60
(ln) Age (%) - $\geq 65$ years	0.15	-0.06	0.35	<u>0.27</u>	0.05	0.49
<b>R-square (R<sup>2</sup>)</b>	<b>0.59</b>			<b>0.49</b>		

**Table S1.** Price of sweetened beverages (R\$/kg), price of other foods and beverages (R\$/kg), prevalence of sweetened beverages regular consumption (%) and prevalence of sweetened beverages non-consumption (%) from the 10 Brazilian state capitals and Federal District. Brazil, 2007-2018.

Variable	Total		2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	Incremental average 2007-2018 (pp/year)	P value
	Mean	95% CI														
Price of sweetened beverages (R\$/kg)	3.34	3.28 3.39	3.12	3.06	3.11	3.17	3.16	3.31	3.38	3.45	3.53	3.56	3.57	3.54	0.05	0.000
Price of other foods and beverages (R\$/kg)	6.30	6.17 6.44	5.46	5.77	5.56	5.80	5.82	6.25	6.52	6.68	7.10	7.08	6.58	6.98	0.15	0.000
SB regular consumption (%)																
Women	19.3	18.0 20.5	25.0	20.4	20.8	21.8	21.3	20.3	18.5	16.4	13.7	12.1	11.0	10.5	-1.26	0.000
Men	26.2	24.7 27.7	33.1	27.8	27.6	27.7	28.9	26.5	24.5	22.2	20.0	17.6	16.0	16.1	-1.48	0.000
SB non-consumption (%)																
Women	35.4	34.0 36.8	30.8	27.6	26.3	24.7	25.0	26.9	31.9	34.7	39.6	34.9	41.8	45.2	1.59	0.001
Men	25.4	24.3 26.5	22.6	19.9	18.7	17.0	17.9	19.0	22.4	24.9	28.5	26.2	29.7	32.7	1.16	0.001

## 4.2 Manuscrito 2:

### Research Article

(Aceito para publicação no periódico: *NMCD - Nutrition, Metabolism and Cardiovascular Diseases*)

## **Association between the price of ultra-processed foods and obesity in Brazil**

Camila Mendes dos Passos<sup>a,b</sup>, Emanuella Gomes Maia<sup>b,c</sup>, Renata Bertazzi Levy<sup>d</sup>, Ana Paula Bortoletto Martins<sup>e</sup>, Rafael Moreira Claro<sup>f</sup>

<sup>a</sup> Department of Medicine and Nursing, Federal University of Viçosa, Viçosa, Minas Gerais, Brazil.

<sup>b</sup> Nursing School, Federal University of Minas Gerais, Belo Horizonte, Minas Gerais, Brazil.

<sup>c</sup> Department of Health Sciences, State University of Santa Cruz, Ilhéus, Bahia, Brazil.

<sup>d</sup> Department of Preventive Medicine, University of São Paulo Medical School, University of São Paulo, São Paulo, Brazil.

<sup>e</sup> Brazilian Institute for Consumer Defense (Idec), São Paulo, Brazil.

<sup>f</sup> Department of Nutrition, Nursing School, Federal University of Minas Gerais, Belo Horizonte, Minas Gerais, Brazil.

Corresponding author:

Department of Medicine and Nursing – Federal University of Viçosa. Av. Peter Henry Rolfs, s/n. Campus Universitário – Viçosa, MG. CEP: 36570-900. Telephone number: +553138994083. E-mail: [camilampassos@yahoo.com.br](mailto:camilampassos@yahoo.com.br)

## ABSTRACT

**Background and Aims:** To estimate the relationship between price of ultra-processed foods and prevalence of obesity in Brazil and examine whether the relationship differed by socioeconomic status.

**Methods and Results:** Data from the national Household Budget Survey from 2008/9 (n = 55 570 households, divided in 550 strata) were used. Weight and height of all individuals were used. Weight was measured using portable electronic scales (maximum capacity of 150 kilograms). Height (or length) was measured using portable stadiometers (maximum capacity of 200 cm-long) or infant anthropometers (maximum capacity of 105 cm-long). Multivariate regression models (log-log) were used to estimate price elasticity. An inverse association was found between price of ultra-processed foods (per kg) and prevalence of overweight (BMI  $\geq$  25 kg/m<sup>2</sup>) and obesity (BMI  $\geq$  30 kg/m<sup>2</sup>) in Brazil. The price elasticity for ultra-processed foods was -0.33 (95% CI: -0.46; -0.20) for overweight and -0.59 (95% CI: -0.83; -0.36) for obesity. This indicated that a 1.00% increase in the price of ultra-processed foods would lead to a decrease in the prevalence of overweight and obesity of 0.33% and 0.59%, respectively. For the lower income group, the price elasticity for price of ultra-processed foods was -0.34 (95% CI: -0.50; -0.18) for overweight and -0.63 (95% CI: -0.91; -0.36) for obesity.

**Conclusion:** The price of ultra-processed foods was inversely associated with the prevalence of overweight and obesity in Brazil, mainly in the lowest socioeconomic status population. Therefore, the taxation of ultra-processed foods emerges as a prominent tool in the control of obesity.

**Keywords:** Ultra-processed Food; Food Prices; Overweight; Obesity; Household Budget Survey; Public Health.

## INTRODUCTION

Obesity is a major public health issue worldwide. Over 12.0% of the adult population ( $\geq 20$  years) are obese [1]. The increase in obesity rates is expected to continue, affecting 19.5% of the global adult population by 2025 [2]. In Brazil, 56.9% of adults ( $\geq 18$  years) are overweight, while 20.8% are obese [3]. Obesity is characterized both as a disease and as a risk factor for other non-communicable diseases (NCDs), such as cardiovascular diseases, diabetes and certain types of cancer [4]. In the year 2016, NCDs were responsible for 71.0% of all deaths worldwide and for 76.4% of all deaths in Brazil [5].

Increased consumption of ultra-processed foods has been associated with obesity [6,7,8] and with NCDs [9], as hypertension [10] and some types of cancer [11]. Ultra-processed foods are industrial formulations which, in addition to salt, sugar, oils and fats, include substances (in particular additives) used to imitate the sensorial qualities of minimally processed foods and their culinary preparations [12]. Diets with high amount of ultra-processed foods tend to be nutritionally unbalanced, promote passive and excessive consumption of food and beverages and, thus, are harmful to health [13-15]. In Brazil, the household acquisition of ultra-processed foods increased from 20.8% to 25.4% of the total calories from 2003 to 2009 [16]. Regarding energy diary intake per adults (20 to 64 years) in Brazil, there is greater participation of ultra-processed foods among women and among those with higher levels of income [17].

Food choices are influenced by individual aspects and by environmental aspects, especially price [18]. Ultra-processed foods tend to have a lower price than unprocessed foods [19]. These results have fomented the discussion about the adoption of economic measures (such as taxes on unhealthy foods and beverages) to curb the obesity epidemic in the country [20,21]. Since 2016, the WHO has advocated taxation that would increase the price of sweetened beverages by 20% [22].

Previous studies suggest an inverse association between unhealthy food prices and nutritional status [23-26]. However, generally this association is based in studies with specific food groups recognized as unhealthy [23-25], in restricted population (such as children, adolescents or adults) from developed countries [23,24,26]. Prior to

the present investigation, no study has focused on the relationship between the price of ultra-processed foods group and nutritional status of the population using a nationally representative sample from a developing country. Therefore, the aim of the present study was to estimate the relationship between price of ultra-processed foods and prevalence of overweight and obesity in Brazil and examine whether the relationship differed by socioeconomic status.

## **METHODS**

### **Design and Sample**

Data from the national Household Budget Survey (HBS) conducted by Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE) between May 2008 and May 2009 were used [27,28]. The HBS 2008/9 employed a probabilistic sample, with a complex clustered sampling procedure, based on the random selection of census sectors during the first stage and of households in the second stage.

Initially, the census tracts of the country were organized into strata with high geographic and socioeconomic homogeneity. For this, the location of the sectors (region, federation unit, capital or interior, urban or rural area) and the spectrum of variation of the socioeconomic level of the families were considered. Census tracts in each stratum and households belonging in each census tracts were selected. Then, the tracts and their households were distributed uniformly throughout the four quarters of the year of the research in order to reproduce the seasonal variations in expenditures and family income in each stratum. The final sample consisted of 550 household strata and 55 570 households. A detailed description of the sampling process is available elsewhere [27]. The short reference period used by HBS 2008/9 to record food expenditures in the each household (7 days) does not allow the identification of the usual food purchase patterns of each household studied. Thus, the unit of analysis of the present study was the set of households visited within each of the 550 strata in the survey sample. This approach ensures units of analysis with great amplitude of geographic and socioeconomic variation, in which annual food purchase pattern can be identified with great precision [27].

### **Data Collection and Organization**

Household purchases of foods and beverages for household consumption, along with anthropometric (weight and height) and sociodemographic data comprised the main information of interest from the HBS 2008/9.

Household food acquisition data:



Purchases of foods and beverages for household consumption were recorded over seven consecutive days (prospectively), by one of the household members or by the interviewer. For each purchase the quantity acquired, the unit of measurement (with its equivalent by weight or volume), the expenditure value, the acquisition modes (monetary or non-monetary) and the place of acquisition were recorded [27].

Data on the acquisition of about 1 500 items were available. Initially, multiple records of acquisition of the same food item by households belonging to the same stratum were added (specifically, the total quantity (per kg) and the expenditure value (in R\$)).

Items were then classified according to the NOVA system and organized into four groups: unprocessed or minimally processed foods; processed culinary ingredients; processed foods; and ultra-processed foods and drinks (with 'ultra-processed foods' alone being used) [12]. Unprocessed or minimally processed foods are those obtained directly from plants or animals, which have not undergone any change, as well as those subjected to minimal changes. Processed culinary ingredients are products used to flavor, cook and assemble culinary preparations and are extracted from natural foods or directly from nature. Processed foods are those with added salt or sugar in their manufacture. Finally, products in which their manufacture involves several steps or processing techniques, mainly industrial, and various ingredients are ultra-processed foods [12]. For analytical purposes, all non-ultra-processed items were combined into a single complementary group.

The food items included in each category of the NOVA classification was presented as online supplementary material (Appendix A).

The price paid for each group, expressed in Reais (R\$) per kilograms was then estimated by dividing the total expenditure on the group by the total quantity acquired (in kilograms) of the same group, in the stratum. The use of correction factors (such as excluding inedible parts (shells, seeds and peels), among other losses that occur during food preparation) was not necessary because the price per food was estimated as purchased (some items may be raw). The price per unit of weight (R\$/kg) were calculated instead of the price per calorie (R\$/1 000kcal) in order to decrease the

influence of food's energy density and to provide information beyond the nutritional perspective.

#### Anthropometric data:

The weight and height of all individuals ( $n=190\ 159$ ) (in kilograms and centimeters, respectively) were directly measured in the households. The measurements were taken by trained researchers using standard techniques and a specific instrument. Weight was measured using portable electronic scales, with a maximum capacity of 150 kilograms (kg), to the nearest 0.1 kg. The height comprises the measurement of length in children aged between 0 and 23 months and stature in individuals from 24 months of age. In those aged between 24 and 35 months, length and stature were measured (in centimeters). Infant anthropometers with a capacity of up to 105 cm (accurate to the nearest 0.1 cm) and portable stadiometers with a 200 cm-long (accurate to the nearest 0.1 cm) retractable tape measure were used to measure length and stature, respectively [27].

Body mass index (BMI) was estimated for all individuals. International classification standards recommended by the World Health Organization (WHO) were used for the classification of the nutritional status [29-31]. For adults and older adults, overweight was classified as  $BMI \geq 25$  kg/m<sup>2</sup> (including  $BMI \geq 30$  kg/m<sup>2</sup>) and obesity as  $BMI \geq 30$  kg/m<sup>2</sup>. For children, the classification was defined by two manners: i) For under 5 years: overweight was classified as above +2 Z-score (including above +3 Z-score) and obesity as above +3 Z-score; and ii) For aged 5 years or over and adolescent: overweight was classified as above +1 Z-score (including above +2 Z-score) and obesity as above +2 Z-score. This data was then used to estimate the proportion of overweight and obese individual in each stratum.

#### Covariates:

Monthly *per capita* income, expressed in Reais (R\$), was estimated by dividing the sum of the income of all households in the stratum by the total number of individuals in the stratum. The mean age of the individuals in the stratum was estimated in an analogous way. The proportion of individuals by sex (women and men) and in the different age groups (0 to 1.99 years; 2 to 4.99 years; 5 to 9.99 years; 10 to 19.99 years; 20 to 59.99 years and 60 years and over) in the stratum was then estimated. Finally,

information regarding the geographic region (North, Northeast, Southeast, South and Midwest) and area (urban and rural) of the strata complemented the analysis.

Food expenditure and income were deflated by IBGE at the end of data collection to a reference date (January 15, 2009) [27].

Data quality and imputation:

After data collection was completed, critical review and imputation procedures were applied by IBGE to address errors that could potentially arise during the various research phases. This critical review identifies measurement, collection, and transcription errors (rejected values) through distortions in the scatter plots. Unresponsive errors (ignored values) are identified by missing or incomplete data. All rejected or ignored data were submitted for imputation. The imputation was especially necessary for those products which the exact quantity purchased (in kg) is generally unknown to the consumer (such as fruits and vegetables, bread rolls or eggs which are often purchased in units or in non-labeled packs; or small items such as candies or drops for which package not always contain information about the product quantity) (26.2% of total records). In these cases, the median price for the mentioned purchasing unit in each geographic location (considering the sociodemographic status of the location, based on valid values) was employed and the quantity purchased was defined as the ratio between the value expended in each acquisition (rarely missing) and this reference price. Imputation of anthropometric data (weight, height or both) was also necessary for 15.2% of the individuals. In this case Hot Deck procedure was employed in order to preserve the original distribution of the data [27,32]. These procedures follow international standards for data imputation in HBS. Further information on the imputation procedures used by IBGE can be found at the original report of the survey [27].

### **Data Analysis**

Initially, we presented studied population through measures of central tendency (and dispersion).

We estimated the mean prevalence of overweight and obesity (and 95% confidence interval (95% CI)) by sex and age group, for the entire population and by

quintiles of price of ultra-processed foods. Next, we estimated income adjusted prevalence values for the same population groups. Linear regression models in both situations to analyze linear trends between the prevalence values and the price levels of ultra-processed foods were used. In these models the value of mean increment corresponds to the regression coefficient ( $\beta$ ).

We used linear regression models (log-log) to assess the relationship between the prevalence of overweight or obesity in the strata and the price of ultra-processed foods, and also estimate price (and income) elasticity. In these models the elasticity value corresponds to the regression coefficient of the log transformed independent variable. Elasticity coefficients indicate the percentage variation (positive or negative) in the prevalence of overweight or obesity given a 1.0% variation in the price of ultra-processed foods (price elasticity) or in income (income elasticity). We constructed the models in a sequence of increasing complexity, first involving only the price of the ultra-processed foods and then adding income, followed by the price of all other foods and beverages. The collapse of categories of the NOVA classification (except ultra-processed foods) in a single variable was important to control the price of all other non-ultra-processed food group vs. ultra-processed food group (main *exposure of the study*). Finally, a set of potential confounders: area, geographic region and mean age of household strata members (in years) in the household strata.

The income level has been pointed as an important modifier factor of the effect of food prices on body weight [24,33-37]. Thus, the effect of ultra-processed food prices on the prevalence of overweight and obesity was tested not only in the total population, but also in the population stratified by two income groups (based on the median per capita income of the strata households).

The Stata 13.1 (STATA CORP., 2013<sup>2</sup>) software was used for data organization and analysis (considering the sampling design and weighting factors of the HBS 2008/9).

### **Ethical aspects**

The present study was approved by the Ethics Committee for Research involving Human Subjects of the Federal University of Minas Gerais (CAAE number

---

<sup>2</sup> StataCorp. 2013. *Stata Statistical Software: Release 13*. College Station, TX: StataCorp LP.

88465018.1.0000.5149). Data from the HBS 2008/9 are publicly available and do not allow the identification of families.

## RESULTS

The study population was composed mostly of woman (50.9%) and adults (20 and 59 years) (55.4%). The average education level of the adults ( $\geq 20$  years) was 8 years of education. The majority lived in urban areas (84.4%) and in the Southeastern (44.1%) and Northeastern (26.1%) regions. The mean monthly per capita income corresponded to R\$887.7 (US\$262.6<sup>3</sup>). Ultra-processed foods were more expensive (R\$4.36/kg or US\$1.83/kg<sup>2</sup>) than non-ultra-processed foods (R\$3.03/kg or US\$1.27/kg<sup>2</sup>) (Table 1). The socio-demographic and economic characterization according to quintiles of price of ultra-processed foods was presented in the online supplementary material (Appendix B).

Higher overweight prevalence among men (42.0% vs. 39.8%,  $p < 0.05$ ) and of obesity among women (13.8% vs. 11.7%,  $p < 0.05$ ) were found (Table 2). After adjustment for income (necessary, since higher income families tend to pay more for the same food group due to increase in the quality of the product acquired) an inverse association was identified between the prevalence of overweight and obesity and the price of ultra-processed foods, for both sex ( $p < 0.05$ ) (Table 2).

A relevant percentage of the children and adolescents were identified as overweight (34.6% of those aged between 6 and 9 years and 21.5% of those aged between 10 and 19 years) or obese (15.0% of those aged between 6 and 9 years and 5.3% of those aged between 10 and 19 years). Among the adults (aged between 20 and 59 years), 47.7% were overweight and 14.1% were obese. For both overweight and obesity the highest prevalence values were observed among the older adults, 55.5% and 18.0%, respectively. Once again, after adjustment for income, an inverse relationship between the prevalence values (for all age) and the price of ultra-processed foods was observed ( $p < 0.05$ ) (Table 3).

Table 4 presents adjusted price and income-elasticity coefficients for the prevalence of overweight and obesity in Brazil. The magnitude of the coefficients tended to be lower for the prevalence of overweight than for obesity. The price elasticity coefficient, for the price of ultra-processed foods was -0.33 for overweight and -0.59 for

---

<sup>3</sup> Calculation based on dollar value as of January 15, 2009 (US\$ 1.00 = R\$ 2.38).

obesity (Model 4), indicating that a 1.00% increase in the price of ultra-processed foods would lead to a decrease in the prevalence of overweight and obesity (0.33% and 0.59%, respectively). Income elasticity was 0.17 for overweight and 0.22 for obesity, indicating an effect for income that was opposite in direction to and less than half the size of that of ultra-processed food prices: a 1.00% increase in income would lead to a 0.17% increase in the prevalence of overweight and 0.22% in the obesity. The associations were concentrated in the lower half of the per capita income distribution of the population. For this group, the price elasticity coefficient for the price of ultra-processed foods was -0.34 for overweight and -0.63 for obesity. Coefficients for the upper half were not significant (Table 5).

## DISCUSSION

This is the first study to focus on the relationship between the price of ultra-processed foods and obesity, based on nationally representative data from large middle-income country (Brazil). An inverse association was found of the price of ultra-processed foods regarding both overweight and obesity: for each 1.00% increase in the price of ultra-processed foods, there was a mean 0.33% decrease in the prevalence of overweight and of 0.59% in that of obesity. This effect was also observed in the lower half of the income distribution of the population.

Changes in the price of a specific food group affect not only its demand, but also the consumption of other goods and services [25]. Thus, understanding the relationship between the price of ultra-processed foods and obesity provides important information for policy makers and complements current evidence on the relationship between ultra-processed foods and human health [9,13,15,37,38].

Other studies have analyzed the association between food prices and obesity [23,26]. Although few studies have focused an entire food group (ultra-processed foods) [37]. The inverse association between the price of ultra-processed foods group and BMI was identified in a study conducted with American adults [37]. However, by using the prevalence of overweight and obesity as an outcome variable, our study complements these results by identifying a greater magnitude of association in the obese population.

Since most current knowledge relies on different methodologies, direct comparisons of the results are not always possible. As a significant proportion of the impact of changes in specific food group prices over nutritional status is attributable to changes in the consumption of this same group, the magnitude of the effect depends on the level of consumption of the group observed in the target population. Thus, the magnitude of association related to changes in very specific food groups (with low levels of consumption) tend to be smaller than that observed for broader groups (with higher consumption). Furthermore, it is also important to mention that associations identified in studies focused on specific population groups tend to overestimate the effect of price changes on the entire population (since the consumption level may vary and generally the groups with higher levels of consumption are the focus of the study).



Thus, this study focused on the entire ultra-processed food group (about 30% of total calories in Brazil [39]) and analyzed its association with all population groups.

The higher price of ultra-processed foods found in the present study must be interpreted considering longitudinal evidence regarding food prices [40]. Healthy diets, mainly composed of non-ultra-processed items, have become increasingly more expensive in relation to unhealthy ones, especially in developing countries [40,41]. The cross-sectional scenario presented here is incapable of capturing this trend. However, it indicates that the maximum level of economic benefit for the consumption of ultra-processed foods in Brazil has still not been reached (with the price of these products below the others). In some developed countries, such as the United Kingdom (UK) and US this scenario is already present [42].

This situation presents a window of opportunity for the adoption of Fiscal Policies capable of rectifying the damage partially attributable to governmental incentives for foods and other goods linked to poor health in the last decades [43]. Although ultra-processed foods have an intentional relationship with poor health [9,10], currently, they are still relying on subsidies [43]. The basic ingredients and processing techniques of these products are carried out to inducing passive overconsumption [13,15,38,44], and thus, obesity and various related adverse conditions [6-8]. In addition to sophisticated marketing campaigns [45].

Our results indicate the adjustment of the price of unhealthy foods as a political action capable of influencing the advance of the obesity epidemic [46-48], mainly in lower income populations. These results are consistent with previous findings that also found greater effects for lower income populations [24,35-39]. In recent years, several countries already adopted some kind of fiscal measure to curb the consumption of some ultra-processed foods [48-49]. The present results indicate that the taxation of the entire group of ultra-processed foods would be an effective measure to curb obesity prevalence. This alternative brings together several benefits desirable for the development of a policy. It allows a firm definition of the products to be taxed (each and every ultra-processed food), as this food group can be formally classified [50-51]. The tax rate suggested for the taxation of sweetened beverages - capable of increasing prices by 20.0% - widely discussed internationally, could be employed (the present study indicates that a 20.0% increase in the price of ultra-processed foods and beverages

would lead to a mean decrease of 6.6% in the prevalence of overweight and 11.8% in that of obesity). Given the current fiscal scenario in Brazil, the adoption of an Contribution of Intervention in the Economic Domain (CIDE) (similar to a regular Excise Tax, however, with the benefit of allowing the allocation of revenues for specific purposes, a situation prohibited for regular taxes in the country) per unit of volume of ultra-processed food would be the most desirable measure.

Taxation is likely to be less objectionable if revenues are used for programs that promote a healthy lifestyle, including public gyms and healthy meals in schools. Data from the Passport Global Market Information Database published online by Euromonitor International, analyzed in a specific report developed by the Pan-American Health Organization (PAHO) [14], show that approximately 22.6 billion kilograms of ultra-processed foods were purchased during 2013 in Brazil (~112.9 kg/person/year). Thus a tax of 20% per kilogram (an mean increase of R\$0.87 in price per kilogram) would generate R\$19.7 billion in tax revenues (considering current demand) or almost US\$5 billion (current exchange rate), a sufficient amount to increase the total budget of the National School Feeding Program (PNAE) by more than three times, which in 2018 relied on a budget of R\$4.5 billion to feed 41 million students throughout the country [52,53].

The most important adverse effect of such a tax is its potential to shift consumption toward untaxed unhealthy foods, cheaper brands or larger packages. The first issue causes less concern as the entire group of ultra-processed foods would be affected. However, the latter two suggest that the impact of taxation depends on additional measures, such as strengthening food and nutrition education actions and regulating package sizes, food/menu labeling and advertising [54].

The food industry strongly objects to the taxation of foods both in the bigger markets [55,56], and in smaller markets such as Brazil [57]. Arguments range from general criticisms of the taxation system (i.e., taxes are already too high) to the impacts of the reduction of consumption on the food industry (especially unemployment). The tobacco [58] and alcoholic beverage [59] industries similarly fought proposals for the taxation of its products for years. Nonetheless, nowadays higher taxes are associated with a reduction in unhealthy behaviors and an improvement in the quality of life and were not associated with any economic crisis [58].

Finally, it should be noted that the consumption of ultra-processed foods has also been associated with numerous adverse health outcomes other than obesity [9,10], therefore the associations found in the present study represent only a fraction of the total health benefits from an increase in the price of these products.

As a limitation, we consider the fact that the food price information was based exclusively on purchases for household consumption. Therefore, food purchases made on-the-go (away from home) are not included in this analysis, representing around 17% of the calories consumed among Brazilians [28]. Since food prices outside the home tend to be higher, the food group prices reported is likely to have been underestimated, as well as the estimates. However, since household consumption still has a major role in food consumption in Brazil (about 83% of the calories consumed [28]) the values presented in the results can be seen as a reliable proxy for food prices in the country. It should also be mentioned that the prices used refer to the acquisitions of homogeneous clusters of households, realized throughout the four quarters of the year, incorporating seasonal variations.

Additionally, when interpreting the study results, it is important acknowledge that Despite using important and strong features for adjusted model considering the set of individuals, data on food stores and their locations (as number of supermarket, grocery stores and convenience stores) were not obtained. Foods and beverages purchased at supermarkets tend to be cheaper in comparison to other food stores [60]. Future studies with this unmeasured potential confounder should to be considered to verify their power of explanation the observed associations.

In conclusion, the price of ultra-processed foods was inversely associated with the prevalence of overweight and obesity in Brazil, mainly in the lowest socioeconomic status population. Therefore, the taxation of ultra-processed foods emerges as a prominent tool in the prevention and control of obesity and related NCDs.

## ACKNOWLEDGEMENTS

This work was supported by the *Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior* (CAPES) (Doctorate Scholarship for CMP and EGM), *Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico* (CNPq) (grant numbers 309293/2016-2 and 407331/2016-6), *Fundação de Amparo à Pesquisa de Minas Gerais* (FAPEMIG) (grant numbers APQ-02329-15 – 01/2015 and 535 PPM-00325-17 – 02/2017) and the International Development Research Centre (IDRC) (Project ID – 108166).

## REFERENCES

- [1] Afshin, A et al.. Health Effects of Overweight and Obesity in 195 Countries over 25 Years. *N Engl J Med* 2017; **377**: 13-27.  
<https://doi.org/10.1056/NEJMoa1614362>
- [2] Di Cesare M, Bentham J, Stevens GA, Zhou B, Danaei G, Lu Y et al.. Trends in adult body-mass index in 200 countries from 1975 to 2014: A pooled analysis of 1698 population-based measurement studies with 19.2 million participants. *Lancet* 2016; **387**: 1377-96. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(16\)30054-X](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(16)30054-X) (accessed 12 Jul 2018)
- [3] Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas (IBGE). *Pesquisa Nacional de Saúde 2013: Percepção do estado de saúde, estilos de vida e doenças crônicas*. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística: Rio de Janeiro, 2014.  
<https://doi.org/10.1249/MSS.0b013e3181949333>
- [4] Singh GM, Danaei G, Farzadfar F, Stevens GA, Woodward M, Wormser D et al.. The age-specific quantitative effects of metabolic risk factors on cardiovascular diseases and diabetes: A pooled analysis. *PLoS One* 2013; **8**: 1-10.  
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0065174>
- [5] Global Burden of Disease (GBD). Global Burden of Disease (GBD) 2016.  
<https://vizhub.healthdata.org/gbd-compare/> (accessed 25 Jun 2018)
- [6] Mendonça RDD, Pimenta AM, Gea A, De La Fuente-Arrillaga C, Martinez-Gonzalez MA, Lopes ACS et al.. Ultraprocessed food consumption and risk of overweight and obesity: The University of Navarra Follow-Up (SUN) cohort study. *Am J Clin Nutr* 2016; **104**: 1433–40.  
<https://doi.org/10.3945/ajcn.116.135004>
- [7] Juul F, Martinez-Steele E, Parekh N, Monteiro, CA, Chang, VW. Ultra-processed food consumption and excess weight among US adults. *Br. J. Nutr.* 2018; **120** (1): 90–100.
- [8] Costa CS, Rauber F, Leffaa PS, Sangallia CN, Campagnoloc PDB, Vitolod MR. Ultra-processed food consumption and its effects on anthropometric and glucose profile: A longitudinal study during childhood. *Nutrition, Metabolism and Cardiovascular Diseases*, 2018, **29** (2): 177 - 184.  
<https://doi.org/10.1016/j.numecd.2018.11.003>
- [9] Rauber F, Louzada ML da C, Steele EM, Millett C, Monteiro CA, Levy RB.

- Ultra-processed food consumption and chronic non-communicable diseases-related dietary nutrient profile in the UK (2008–2014). *Nutrients* 2018; **10**: 587. <https://doi.org/10.3390/nu10050587>
- [10] Mendonça RDD, Souza Lopes AC, Pimenta AM, Gea A, Martinez-Gonzalez MA, Bes-Rastrollo M. Ultra-processed food consumption and the incidence of hypertension in a mediterranean cohort: The seguimiento universidad de navarra project. *Am J Hypertens* 2017; **30**: 358-366. <https://doi.org/10.1093/ajh/hpw137>
- [11] Fiolet T, Srour B, Sellem L, Kesse-Guyot E, Allès B, Méjean C, Deschasaux M, Fassier P, Latino-Martel P, Beslay M, Hercberg S, Lavalette C, Monteiro CA, Julia C, Touvier M. Consumption of ultra-processed foods and cancer risk: results from NutriNet-Santé prospective cohort. *BMJ*, 2018 **14**: k322. doi: 10.1136/bmj.k322.
- [12] Monteiro CA, Cannon G, Levy R, Moubarac J-C, Jaime P, Paula Martins A et al.. NOVA. The star shines bright. [Food classification. Public health]. *World Nutr* 2016; **7**: 28-38. <https://worldnutritionjournal.org/index.php/wn/article/view/5> (accessed 25 Jun 2018)
- [13] Monteiro CA, Cannon G, Moubarac JC, Levy RB, Louzada MLC, Jaime PC. The un Decade of Nutrition, the NOVA food classification and the trouble with ultra-processing. *Public Health Nutr* 2018; **21**: 5-17. <https://doi.org/10.1017/S1368980017000234>
- [14] Moubarac J-C, Pan American Health Organization, World Health Organization. *Ultra-processed food and drink products in Latin America: Trends, impact on obesity, policy implications*. Washington, DC: PAHO, 2015. [http://iris.paho.org/xmlui/bitstream/handle/123456789/7699/9789275118641\\_eng.pdf](http://iris.paho.org/xmlui/bitstream/handle/123456789/7699/9789275118641_eng.pdf) (accessed 20 Feb 2018)
- [15] Monteiro CA, Moubarac JC, Levy RB, Canella DS, Da Costa Louzada ML, Cannon G. Household availability of ultra-processed foods and obesity in nineteen European countries. *Public Health Nutr* 2018; **21**: 18-26. <https://doi.org/10.1017/S1368980017001379>
- [16] Martins APB, Levy RB, Claro RM, Moubarac JC, Monteiro CA. Increased contribution of ultra-processed food products in the Brazilian diet (1987-2009). *Rev Saude Publica* 2013; **47**: 656–65. <http://doi.org/10.1590/S0034-8910.2013047004968>
- [17] Louzada ML da C, Baraldi LG, Steele EM, Martins APB, Canella DS, Moubarac

- JC et al.. Consumption of ultra-processed foods and obesity in Brazilian adolescents and adults. *Prev Med (Baltim)* 2015; **81**: 9–15.  
<https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2015.07.018>
- [18] European Food Information Council (EUFIC). The Factors That Influence Our Food Choices. France: EUFIC; 2006. <https://www.eufic.org/en/healthy-living/article/the-determinants-of-food-choice> (accessed 10 Mar 2018)
- [19] Claro RM, Maia EG, Costa BV de L, Diniz DP. Preço dos alimentos no Brasil: prefira preparações culinárias a alimentos ultraprocessados. *Cad Saude Publica* 2016; **32**: 1-13. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00104715>
- [20] Claro RM, Levy RB, Popkin BM, Monteiro CA. Sugar-sweetened beverage Taxes in Brazil. *Am J Public Health* 2012; **102**: 178-183.  
<https://doi.org/10.2105/AJPH.2011.300313>
- [21] Claro RM, Monteiro CA. Renda familiar, preço de alimentos e aquisição domiciliar de frutas e hortaliças no Brasil. *Rev Saude Publica* 2010; **44**: 1014-20.
- [22] World Health Organization (WHO). Taxes on sugary drinks: Why do it? Geneva: WHO 2017; 1-4. <https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/260253/WHO-NMH-PND-16.5Rev.1-eng.pdf;jsessionid=8123CE92EF2FD27395BD01DAB22E28E3?sequence=1> (accessed 2 Sep 2018)
- [23] Cotti C, Tefft N. Fast food prices, obesity, and the minimum wage. *Econ Hum Biol* 2013; **11**: 134-147. <https://doi.org/10.1016/j.ehb.2012.04.002>
- [24] Powell LM, Bao Y. Food prices, access to food outlets and child weight. *Econ Hum Biol* 2009; **7**: 64-72. <https://doi.org/10.1016/j.ehb.2009.01.004>
- [25] Beydoun MA, Powell LM, Chen X, Wang Y. Food Prices Are Associated with Dietary Quality, Fast Food Consumption, and Body Mass Index among U.S. Children and Adolescents. *J Nutr* 2011; **141**: 304-311.  
<https://doi.org/10.3945/jn.110.132613>
- [26] Grossman M, Tekin E, Wada R. Food prices and body fatness among youths. *Econ Hum Biol* 2014; **12**: 4-19. <https://doi.org/10.1016/j.ehb.2013.10.003>
- [27] Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas (IBGE). *Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) 2008-2009: Aquisição alimentar domiciliar per capita*. Rio de Janeiro: IBGE; 2010.  
<https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv47307.pdf> (accessed 13 Jun 2018)

- [28] Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas (IBGE). *Pesquisa de Orçamento Familiar 2008-2009: Análise do consumo alimentar pessoal no Brasil*. Rio de Janeiro: IBGE; 2011.  
<https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv50063.pdf> (accessed 13 Jun 2018)
- [29] Onis M de, Onyango AW, Borghi E, Siyam A, Nishida C, Siekmann J. Development of a WHO growth reference for school-aged children and adolescents. *Bull World Health Organ* 2007; **85**: 660-667.
- [30] World Health Organization (WHO). *Physical status: the use and interpretation of anthropometry*. Geneva: WHO; 1995.
- [31] World Health Organization (WHO). *Child Growth Standards. Length/height-for-age, weight-for-age, weight-for-length, weight-for-height and body mass index-for-age Methods and development*. Geneva: WHO; 2006.
- [32] Andridge, R. R., Little, R. J., 2010. A Review of Hot Deck Imputation for Survey Non-response. *International statistical review*, **78(1)**: 40–64. doi:10.1111/j.1751-5823.2010.00103.x
- [33] Powell, L.M., 2009. Fast food costs and adolescent body mass index: evidence from panel data. *J. Health Econ.* **28**: 963–970.
- [34] Zhang, Q., Chen, Z., Diawara, N., Wang, Y., 2011. Prices of unhealthy foods, food stamp program participation, and body weight status among US low-income women. *J. Fam. Econ.* **32 (2)**: 245–256.
- [35] Han, E., Powell, L.M., 2013. Fast food prices and adult body weight outcomes: evidence based on longitudinal quantile regression models. *Contemp. Econ. Policy* **31 (3)**: 528–536.
- [36] Meyer, K.A., Guilkey, D.K., Ng, S.W., Duffey, K.J., Popkin, B.M., et al., 2014. Sociodemographic differences in fast food price sensitivity. *JAMA Intern. Med.* **174 (3)**: 434–442.
- [37] Powell, L.M., et al., 2019. The price of ultra-processed foods and beverages and adult body weight: Evidence from U. S. veterans, *Econ. Hum. Biol.*,  
<https://doi.org/10.1016/j.ehb.2019.05.006>
- [38] Monteiro CA, Levy RB, Claro RM, Castro IRR de, Cannon G. Increasing consumption of ultra-processed foods and likely impact on human health: evidence from Brazil. *Public Health Nutr* 2010; **14**: 5-13.  
<https://doi.org/10.1017/S1368980010003241>



- [39] Louzada ML da C, Martins APB, Canella DS, Baraldi LG, Levy RB, Claro RM *et al.*. Ultra-processed foods and the nutritional dietary profile in Brazil. *Rev Saude Publica* 2015; **49**: 1-11. <http://dx.doi.org/10.1590/S0034-8910.2015049006132>
- [40] Wiggins S, Keats S, Han E, Shimokawa S, Alberto J, Hernández V *et al.*. The rising cost of a healthy diet Changing relative prices of foods in high-income and emerging economies Motivations and questions. London: Overseas Development Institute (ODI); 2015: 1-6. <https://www.odi.org/sites/odi.org.uk/files/odi-assets/publications-opinion-files/9580.pdf> (accessed 2 Jan 2019)
- [41] Yuba TY, Sarti FM, Campino ACC, Do Carmo HCE. Evolution of the relative prices of food groups between 1939 and 2010 in the city of sao paulo, Southeastern Brazil. *Rev Saude Publica* 2013; **47**: 549-59. <http://dx.doi.org/10.1590/S0034-8910.2013047004073>
- [42] Monteiro CA, Moubarac JC, Cannon G, Ng SW, Popkin B. Ultra-processed products are becoming dominant in the global food system. *Obes Rev* 2013; **14**: 21-28. <http://dx.doi.org/10.1111/obr.12107>
- [43] Brownell KD, Farley T, Willet WC, Popkin BM, Chaloupka FJ, Thompson JW *et al.*. The Public Health and Economic Benefits of Taxing Sugar- Sweetened Beverages. *N Engl J Med* 2009; **361**: 1599-1605. <http://dx.doi.org/10.1056/NEJMhpr0905723>
- [44] Moubarac J-C (org.). Pan American Health Organization (PAHO). *Alimentos e bebidas ultraprocesados na América Latina: tendências, efeito na obesidade e implicações para políticas públicas*. Brasília (DF): PAHO, 2018. <http://iris.paho.org/xmlui/bitstream/handle/123456789/34918/9789275718643-por.pdf?sequence=5&isAllowed=y> (accessed 24 Feb 2019)
- [45] Maia EG, Costa BV de L, Coelho F de S, Guimarães JS, Fortaleza RG, Claro RM. Análise da publicidade televisiva de alimentos no contexto das recomendações do Guia Alimentar para a População Brasileira. *Cad Saude Publica* 2017; **33**: 1-11. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00209115>
- [46] Finkelstein E a, Strombotne KL, Zhen C, Epstein LH. Food Prices and Obesity : A Review. *Adv Nutr* 2014; **5**: 818-821. <https://doi.org/10.3945/an.114.007088>
- [47] Niebylski ML, Redburn KA, Duhaney T, Campbell NR. Healthy food subsidies and unhealthy food taxation: A systematic review of the evidence. *Nutrition* 2015; **31**: 787-795. <https://doi.org/10.1016/j.nut.2014.12.010>
- [48] Powell LM, Chiqui JF, Khan T, Wada R, Chaloupka FJ. Assessing the potential

- effectiveness of food and beverage taxes and subsidies for improving public health: A systematic review of prices, demand and body weight outcomes. *Obes Rev* 2013; **14**: 110-128. <https://doi.org/10.1111/obr.12002>
- [49] Colchero MA, Popkin BM, Rivera JA, Ng SW. Beverage purchases from stores in Mexico under the excise tax on sugar sweetened beverages: Observational study. *BMJ* 2016; **352**: 1-9. <https://doi.org/10.1136/bmj.h6704>
- [50] Monteiro CA, Cannon G, Levy RB et al.. This century: From World Nutrition to Nourish. *J World Nutr* 2016; **7**: 28-40. <http://www.cookie.com.br/site/wp-content/uploads/2016/12/NOVA-Classifica%C3%A7%C3%A3o-dos-Alimentos.pdf> (accessed 20 Jun 2018)
- [51] Steele EM, Baraldi LG, Da Costa Louzada ML, Moubarac JC, Mozaffarian D, Monteiro CA. Ultra-processed foods and added sugars in the US diet: Evidence from a nationally representative cross-sectional study. *BMJ Open* 2016; **6**: 1-8. <http://dx.doi.org/10.1136/bmjopen-2015-009892>
- [52] Brasil. Alimentação Escolar. Programa Nacional de Alimentação Escolar (PNAE). Ministério da Educ. Fundo Nac. Aliment. Esc. 2009. <http://www.fnde.gov.br/programas/alimentacao-escolar> (accessed 20 Jun 2018)
- [53] Brasil. Projeto aumenta recursos do PNAE para aquisição de alimentos da agricultura familiar. Senado Fed. 2018. <https://www12.senado.leg.br/noticias/materias/2018/01/03/projeto-aumenta-recursos-do-pnae-para-aquisicao-de-alimentos-da-agricultura-familiar> (accessed 4 Mar 2018)
- [54] Hyseni L, Atkinson M, Bromley H, Orton L, Lloyd-Williams F, McGill R et al.. The effects of policy actions to improve population dietary patterns and prevent diet-related non-communicable diseases: Scoping review. *Eur J Clin Nutr* 2017; **71**: 694-711. <https://doi.org/10.1038/ejcn.2016.234>
- [55] Wirtz B. France wants another tax on soda. Because of course they do. Bill Wirtz. 2017. <https://wirtzbill.com/2017/11/25/france-wants-another-tax-on-soda-because-of-course-they-do/> (accessed 14 Oct 2018)
- [56] Heartland. Soda TAXes Continue To Fall Flat. Am. Beverage Assoc. 2017. <https://www.ameribev.org/education-resources/blog/tag/soda-tax/> (accessed 14 Oct 2018)
- [57] Jobim A. Imposto não fabrica saúde. Assoc. Bras. das Indústrias Refrig. e Bebidas não Alcoólicas. 2017. <https://abir.org.br/imposto-nao-fabrica-saude-artigo-ajobim/>

(accessed 14 Oct 2018)

- [58] Jha P, Chaloupka FJ. The economics of global tobacco control. *BMJ* 2000; **321**: 358-361. <https://doi.org/10.1136/bmj.321.7257.358>
- [59] Wada R, Chaloupka FJ, Powell LM, Jernigan DH. Employment impacts of alcohol taxes. *Prev Med (Baltim)* 2017; **105**: S50–S55. <https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2017.08.013>
- [60] Machado PP, Claro RM, Canella DS, Sarti FM, Levy RB. Price and convenience: the influence of supermarkets on consumption of ultra-processed foods and beverages in Brazil. *Appetite* 2017; **116**: 381–388. <http://dx.doi.org/10.1016/j.appet.2017.05.027>

TABLE 1. Sociodemographic and economic characterization of the study units (550 household strata). Household Budget Survey, Brazil, 2008-2009.

<b>Indicator</b>	<b>Mean</b>	<b>Standard- Error (SE)</b>	<b>Confidence Interval (95% CI)</b>	
Females (%)	50.9	0.19	50.6	51.3
Age (%)				
Children under 2 years of age	2.68	0.08	2.52	2.84
Children 2 - 4 years of age	4.35	0.09	4.17	4.52
Children 5 - 9 years of age	8.40	0.15	8.11	8.69
Adolescents (10 - 19 years of age)	17.8	0.23	17.3	18.2
Adults (20 – 59 years of age)	55.4	0.28	54.8	55.9
Elderly (60 years or older)	11.5	0.27	10.9	12.0
Years of schooling (adults only $\geq 20$ years)	8.03	0.12	7.80	8.26
Urban area (%)	84.4	1.72	80.7	87.5
Region (%)				
Northern	6.82	1.42	4.51	10.19
Northeastern	26.1	2.64	21.3	31.6
Southeastern	44.1	3.87	36.7	51.8
Southern	15.4	2.39	11.2	20.7
Midwestern	7.58	1.25	5.46	10.44
Monthly per capita income (R\$)	887.7	42.2	804.7	970.6
Food prices (R\$/kg)				
Fresh and minimally processed foods (1)	2.94	0.02	2.90	2.97
Processed culinary ingredients (2)	2.05	0.04	1.96	2.14
1 + 2 <sup>1</sup>	2.81	0.02	2.77	2.84
Processed foods (3)	5.82	0.07	5.67	5.96
1 + 2 + 3 <sup>2</sup>	3.03	0.02	2.99	3.08
Ultra-processed foods (4)	4.36	0.04	4.29	4.44

1 Combination of the unprocessed or minimally processed foods group and of the processed culinary ingredients group.

2 Combination of the unprocessed or minimally processed foods group, of the processed culinary ingredients group and of processed foods group.

TABLE 2. Prevalence of overweight and obesity according to quintiles of price of ultra-processed foods by sex. Household Budget Survey, Brazil, 2008/9.

Sex		Quintiles of price of ultra-processed foods																Mean Increment*	P-value		
		All			1 <sup>st</sup> Quintile (2.41 - 3.90)			2 <sup>nd</sup> Quintile (3.91 - 4.18)			3 <sup>rd</sup> Quintile (4.19 - 4.40)			4 <sup>th</sup> Quintile (4.41 - 4.75)			5 <sup>th</sup> Quintile (4.76 - 7.76)				
		Mean	95% CI		Mean	95% CI		Mean	95% CI		Mean	95% CI		Mean	95% CI		Mean			95% CI	
<b>Overweight</b>																					
<b>Women</b>	Unadjusted	39.8	39.0	40.6	39.5	38.3	40.7	39.9	38.1	41.7	40.5	38.1	42.8	39.6	37.9	41.3	39.8	38.0	41.5	0.03	0.889
	Income adjusted				42.4	41.1	43.6	41.1	40.2	42.0	39.8	39.1	40.6	38.6	37.6	39.5	37.3	35.9	38.7	-1.27	<0.001
<b>Men</b>	Unadjusted	42.0	40.9	43.1	38.5	36.9	40.0	39.6	36.9	42.3	41.4	39.0	43.9	43.1	40.8	45.4	47.4	45.8	49.1	2.14	<0.001
	Income adjusted				42.9	41.3	44.4	42.4	41.4	43.5	42.0	41.3	42.7	41.6	40.7	42.5	41.1	39.7	42.5	-0.43	<0.001
<b>Total</b>	Unadjusted	<b>40.8</b>	<b>40.0</b>	<b>41.6</b>	<b>38.9</b>	<b>37.7</b>	<b>40.1</b>	<b>39.7</b>	<b>37.6</b>	<b>41.8</b>	<b>40.9</b>	<b>38.6</b>	<b>43.1</b>	<b>41.2</b>	<b>39.5</b>	<b>42.9</b>	<b>43.4</b>	<b>42.1</b>	<b>44.7</b>	<b>1.05</b>	<b>&lt;0.001</b>
	Income adjusted				<b>42.6</b>	<b>41.4</b>	<b>43.8</b>	<b>41.7</b>	<b>40.9</b>	<b>42.5</b>	<b>40.8</b>	<b>40.2</b>	<b>41.4</b>	<b>39.9</b>	<b>39.1</b>	<b>40.7</b>	<b>39.0</b>	<b>37.9</b>	<b>40.2</b>	<b>-0.89</b>	<b>&lt;0.001</b>
<b>Obesity</b>																					
<b>Women</b>	Unadjusted	13.8	13.3	14.3	13.8	13.0	14.6	13.7	12.4	14.9	14.6	13.0	16.1	13.5	12.4	14.6	13.5	12.4	14.6	-0.07	0.669
	Income adjusted				15.4	14.4	16.4	14.6	13.9	15.3	13.8	13.3	14.3	13.0	12.4	13.6	12.2	11.3	13.1	-0.78	<0.001
<b>Men</b>	Unadjusted	11.7	11.2	12.1	10.2	9.6	10.9	11.0	10.0	12.1	11.8	10.4	13.2	12.3	11.2	13.5	12.9	12.2	13.6	0.67	<0.001
	Income adjusted				12.1	11.5	12.8	11.9	11.4	12.4	11.7	11.3	12.1	11.4	10.9	11.9	11.2	10.5	11.9	-0.24	<0.001
<b>Total</b>	Unadjusted	<b>12.7</b>	<b>12.3</b>	<b>13.2</b>	<b>12.0</b>	<b>11.4</b>	<b>12.6</b>	<b>12.4</b>	<b>11.3</b>	<b>13.4</b>	<b>13.1</b>	<b>11.8</b>	<b>14.5</b>	<b>12.9</b>	<b>12.0</b>	<b>13.9</b>	<b>13.2</b>	<b>12.4</b>	<b>14.0</b>	<b>0.29</b>	<b>0.016</b>
	Income adjusted				<b>13.8</b>	<b>13.1</b>	<b>14.5</b>	<b>13.2</b>	<b>12.8</b>	<b>13.7</b>	<b>12.7</b>	<b>12.3</b>	<b>13.1</b>	<b>12.2</b>	<b>11.7</b>	<b>12.7</b>	<b>11.7</b>	<b>11.0</b>	<b>12.3</b>	<b>-0.53</b>	<b>&lt;0.001</b>

\*Corresponding to the linear regression coefficient value of the indicator (prevalence of overweight and obesity) with increasing quintile of ultra-processed foods price, expressed in percentage points.

TABLE 3. Prevalence of overweight and obesity according to quintiles of price of ultra-processed foods by age. Household Budget Survey, Brazil, 2008/9.

Variables		Quintiles of price of ultra-processed foods																Mean Increment*	P-value		
		All			1 <sup>st</sup> Quintile (2.41 - 3.90)			2 <sup>nd</sup> Quintile (3.91 - 4.18)			3 <sup>rd</sup> Quintile (4.19 - 4.40)			4 <sup>th</sup> Quintile (4.41 - 4.75)			5 <sup>th</sup> Quintile (4.76 - 7.76)				
		Mean	95% CI		Mean	95% CI		Mean	95% CI		Mean	95% CI		Mean	95% CI		Mean			95% CI	
<b>Overweight</b>																					
Children under 2 years of age	Unadjusted	20.8	18.3	23.4	23.9	18.2	29.5	20.9	16.4	25.4	22.7	16.2	29.3	21.9	16.0	27.7	14.8	10.8	18.9	-1.71	0.037
	Income adjusted				24.3	18.8	29.8	22.6	18.9	26.2	20.8	18.4	23.3	19.1	16.2	22.0	17.4	12.9	21.8	-1.74	<0.001
Children 2 -5 years of age	Unadjusted	18.2	16.7	19.8	18.7	15.9	21.5	17.9	15.4	20.4	18.3	14.5	22.1	18.9	14.2	23.7	17.4	14.9	19.9	-0.17	0.723
	Income adjusted				20.7	17.8	23.5	19.5	17.4	21.5	18.2	16.8	19.7	17.0	15.4	18.6	15.8	13.6	18.1	-1.21	<0.001
Children 6 - 9 years of age	Unadjusted	34.6	32.8	36.4	34.0	30.9	37.1	32.9	28.6	37.1	33.9	29.4	38.4	35.0	31.5	38.6	37.0	32.5	41.6	0.83	0.191
	Income adjusted				37.3	33.9	40.6	35.9	33.6	38.2	34.6	32.9	36.3	33.2	31.2	35.2	31.9	28.9	34.8	-1.35	<0.001
Adolescents (10 - 19 years of age)	Unadjusted	21.5	20.5	22.4	21.0	19.5	22.5	21.6	19.3	23.9	20.1	18.1	22.1	20.9	19.3	22.5	23.7	20.7	26.7	0.46	0.202
	Income adjusted				23.3	21.5	25.0	22.4	21.2	23.5	21.5	20.5	22.4	20.6	19.3	21.8	19.7	17.9	21.5	-0.90	<0.001
Adults (20 - 59 years of age)	Unadjusted	47.7	46.9	48.5	46.2	45.0	47.4	47.6	45.3	49.8	48.8	46.7	50.9	48.0	46.4	49.7	48.0	46.5	49.6	0.41	0.093
	Income adjusted				49.6	48.3	50.9	48.7	47.7	49.6	47.7	47.0	48.5	46.8	45.8	47.7	45.9	44.5	47.2	-0.94	<0.001
Elderly (60 years or older)	Unadjusted	55.5	54.1	56.9	51.9	49.2	54.5	54.4	50.1	58.7	55.4	52.4	58.4	57.3	54.0	60.6	58.5	56.3	60.7	1.62	<0.001
	Income adjusted				56.4	53.7	59.0	55.9	54.1	57.7	55.5	54.1	56.8	55.1	53.4	56.7	54.6	52.3	57.0	-0.44	<0.001
<b>Total</b>	Unadjusted	<b>40.8</b>	<b>40.0</b>	<b>41.6</b>	<b>38.9</b>	<b>37.7</b>	<b>40.1</b>	<b>39.7</b>	<b>37.6</b>	<b>41.8</b>	<b>40.9</b>	<b>38.6</b>	<b>43.1</b>	<b>41.2</b>	<b>39.5</b>	<b>42.9</b>	<b>43.4</b>	<b>42.1</b>	<b>44.7</b>	<b>1.05</b>	<b>&lt;0.001</b>
	Income adjusted				<b>42.6</b>	<b>41.4</b>	<b>43.8</b>	<b>41.7</b>	<b>40.9</b>	<b>42.5</b>	<b>40.8</b>	<b>40.2</b>	<b>41.4</b>	<b>39.9</b>	<b>39.1</b>	<b>40.7</b>	<b>39.0</b>	<b>37.9</b>	<b>40.2</b>	<b>-0.89</b>	<b>&lt;0.001</b>
<b>Obesity</b>																					
Children under 2 years of age	Unadjusted	11.2	9.2	13.1	14.0	8.7	19.3	11.8	7.4	16.1	11.6	7.2	16.0	10.7	6.2	15.1	7.8	5.3	10.2	-1.36	0.046
	Income adjusted				14.3	8.9	19.7	12.7	9.3	16.2	11.2	9.2	13.1	9.6	7.5	11.7	8.0	4.3	11.7	-1.57	<0.001
Children 2 -5 years of age	Unadjusted	8.0	6.9	9.2	8.4	6.7	10.2	9.4	7.0	11.7	5.7	4.0	7.4	9.3	5.5	13.0	7.4	5.2	9.6	-0.21	0.570
	Income adjusted				9.1	7.1	11.0	8.6	7.1	10.0	8.0	6.9	9.2	7.5	6.3	8.8	7.0	5.3	8.7	-0.52	<0.001
Children 6 - 9 years of age	Unadjusted	15.0	13.8	16.2	14.9	12.6	17.2	14.2	11.9	16.5	14.0	11.5	16.5	15.2	12.1	18.4	16.6	13.9	19.3	0.44	0.288
	Income adjusted				16.5	14.3	18.6	15.7	14.2	17.2	15.0	13.9	16.1	14.3	12.9	15.6	13.5	11.5	15.5	-0.73	<0.001
Adolescents (10 - 19 years of age)	Unadjusted	5.3	4.8	5.7	4.6	3.8	5.4	5.4	4.4	6.3	5.2	4.2	6.1	5.7	4.8	6.6	5.5	4.4	6.7	0.22	0.154
	Income adjusted				6.0	5.2	6.8	5.6	5.1	6.2	5.3	4.9	5.7	4.9	4.4	5.4	4.6	3.8	5.3	-0.35	<0.001
Adults (20 - 59 years of age)	Unadjusted	14.1	13.5	14.6	13.5	12.7	14.2	13.8	12.6	15.1	15.2	13.7	16.7	13.9	12.7	15.0	14.0	12.8	15.2	0.12	0.484
	Income adjusted				15.2	14.2	16.1	14.6	14.0	15.3	14.1	13.6	14.6	13.5	12.9	14.2	13.0	12.1	13.9	-0.54	<0.001
Elderly (60 years or older)	Unadjusted	18.0	17.0	19.0	16.9	15.2	18.6	17.7	15.7	19.7	18.1	15.5	20.6	19.5	17.4	21.5	18.0	15.6	20.4	0.39	0.252
	Income adjusted				19.4	17.7	21.1	18.7	17.6	19.9	18.0	17.0	19.0	17.3	16.0	18.7	16.6	14.7	18.6	-0.69	<0.001
<b>Total</b>	Unadjusted	<b>12.7</b>	<b>12.3</b>	<b>13.2</b>	<b>12.0</b>	<b>11.4</b>	<b>12.6</b>	<b>12.4</b>	<b>11.3</b>	<b>13.4</b>	<b>13.1</b>	<b>11.8</b>	<b>14.5</b>	<b>12.9</b>	<b>12.0</b>	<b>13.9</b>	<b>13.2</b>	<b>12.4</b>	<b>14.0</b>	<b>0.29</b>	<b>0.016</b>
	Income adjusted				<b>13.8</b>	<b>13.1</b>	<b>14.5</b>	<b>13.2</b>	<b>12.8</b>	<b>13.7</b>	<b>12.7</b>	<b>12.3</b>	<b>13.1</b>	<b>12.2</b>	<b>11.7</b>	<b>12.7</b>	<b>11.7</b>	<b>11.0</b>	<b>12.3</b>	<b>-0.53</b>	<b>&lt;0.001</b>

\*Corresponding to the linear regression coefficient value of the indicator (prevalence of overweight and obesity) with increasing quintile of ultra-processed foods price, expressed in percentage points.

TABLE 4. Income and price-elasticity of the prevalence of overweight and obesity in Brazil, obtained by regression model. Household Budget Survey, Brazil, 2008/9.

Variables	Models											
	1			2			3			4 <sup>2</sup>		
	$\beta$	95% IC		$\beta$	95% IC		$\beta$	95% IC		$\beta$	95% IC	
<b>Overweight</b>												
Price of ultra-processed foods (R\$/kg)	0.29	0.17	0.41	-0.38	-0.53	-0.24	-0.39	-0.53	-0.24	<u>-0.33</u>	-0.46	-0.20
Income per capita (R\$)	**	**	**	0.25	0.21	0.29	0.25	0.21	0.29	<u>0.17</u>	0.12	0.22
Price of other foods groups (R\$/kg) <sup>1</sup>	**	**	**	**	**	**	-0.02	-0.06	0.01	-0.01	-0.06	0.03
R-squared	0.04			0.48			0.48			0.54		
<b>Obesity</b>												
Price of ultra-processed foods (R\$/kg)	0.25	0.03	0.46	-0.68	-0.94	-0.43	-0.70	-0.95	-0.44	<u>-0.59</u>	-0.83	-0.36
Income per capita (R\$)	**	**	**	0.34	0.25	0.43	0.38	0.30	0.47	<u>0.22</u>	0.11	0.34
Price of other foods groups (R\$/kg) <sup>1</sup>	**	**	**	**	**	**	-0.11	-0.18	-0.03	<u>-0.10</u>	-0.20	0.00
R-squared	0.01			0.27			0.28			0.35		

\*\* The variable was not used in the model.

<sup>1</sup> The variable was composed of the prices of in nature or minimally processed food, culinary ingredients food and processed foods.

<sup>2</sup> In addition to the variables presented, the model was also adjusted for area, regions and mean age of household strata members (years old).

\_\_\_ Regression coefficients presented are statistically significant ( $p < 0.05$ ).

TABLE 5. Income and price-elasticity of the prevalence of overweight and obesity in Brazil by income group, obtained by regression model. Household Budget Survey, Brazil, 2008/9.

Variables	All groups <sup>2</sup>			Lower income group <sup>2</sup>			Higher income group <sup>2</sup>		
	$\beta$	95% IC		$\beta$	95% IC		$\beta$	95% IC	
<b>Overweight</b>									
Price of ultra-processed foods (R\$/kg)	<u>-0.33</u>	-0.46	-0.20	<u>-0.34</u>	-0.50	-0.18	-0.08	-0.26	0.10
Income per capita (R\$)	<u>0.17</u>	0.12	0.22	<u>0.26</u>	0.20	0.33	0.00	-0.07	0.07
Price of other foods groups (R\$/kg) <sup>1</sup>	-0.01	-0.06	0.03	<u>0.09</u>	0.03	0.14	0.00	-0.06	0.06
R-squared	0.54			0.52			0.14		
<b>Obesity</b>									
Price of ultra-processed foods (R\$/kg)	<u>-0.59</u>	-0.83	-0.36	<u>-0.63</u>	-0.91	-0.36	-0.11	-0.48	0.25
Income per capita (R\$)	<u>0.22</u>	0.11	0.34	<u>0.42</u>	0.28	0.56	-0.14	-0.34	0.06
Price of other foods groups (R\$/kg) <sup>1</sup>	<u>-0.10</u>	-0.20	0.00	0.07	-0.06	0.19	-0.06	0.22	0.09
R-squared	0.35			0.37			0.10		

<sup>1</sup> The variable was composed of the prices of in nature or minimally processed food, culinary ingredients food and processed foods.

<sup>2</sup> In addition to the variables presented, the model was also adjusted for area, regions and mean age of household strata members (years old).

– Regression coefficients presented are statistically significant ( $p < 0.05$ ).



## APPENDIX - SUPPLEMENTARY MATERIAL

APPENDIX A. Different food items purchased by households classified according to the NOVA system. Household Budget Survey, Brazil, 2008/9.

Category of the NOVA classification	Foods Items
Unprocessed or minimally processed foods	Fresh, squeezed, chilled, frozen, or dried fruits and leafy and root vegetables; grains such as brown, parboiled or white rice, corn cob or kernel, wheat berry or grain; legumes such as beans of all types, lentils, chickpeas; starchy roots and tubers such as potatoes and cassava, in bulk or packaged; fungi such as fresh or dried mushrooms; meat, poultry, fish and seafood, whole or in the form of steaks, fillets and other cuts, or chilled or frozen; eggs; milk, pasteurised or powdered; fresh or pasteurised fruit or vegetable juices without added sugar, sweeteners or flavours; grits, flakes or flour made from corn, wheat, oats, or cassava; pasta, couscous and polenta made with flours, flakes or grits and water; tree and ground nuts and other oil seeds without added salt or sugar; spices such as pepper, cloves and cinnamon; and herbs such as thyme and mint, fresh or dried; plain yoghurt with no added sugar or artificial sweeteners added; tea, coffee, drinking water; dried mixed fruits, nuts and dried fruits with no added sugar, honey or oil; wheat or corn flour fortified with iron or folic acid.
Processed culinary ingredients	Salt mined or from seawater; sugar and molasses obtained from cane or beet; honey extracted from combs and syrup from maple trees; vegetable oils crushed from olives or seeds; butter and lard obtained from milk and pork; and starches extracted from corn and other plants; salted butter; iodised salt, and vinegar made by acetic fermentation of wine.
Processed foods	Canned or bottled vegetables, fruits and legumes; salted or sugared nuts and seeds; salted, cured, or smoked meats; canned fish; fruits in syrup; cheeses and unpackaged freshly made breads. Processed foods may contain additives used to preserve their original properties or to resist microbial contamination.
Ultra-processed foods	Carbonated drinks; sweet or savoury packaged snacks; ice-cream, chocolate, candies (confectionery); mass-produced packaged breads and buns; margarines and spreads; cookies (biscuits), pastries, cakes, and cake mixes; breakfast 'cereals', 'cereal' and 'energy' bars; 'energy' drinks; milk drinks, 'fruit' yoghurts and 'fruit' drinks; cocoa drinks; meat and chicken extracts and 'instant' sauces; infant formulas, follow-on milks, other baby products; pre-prepared pies and pasta and pizza dishes; poultry and fish 'nuggets' and 'sticks', sausages, burgers, hot dogs, and other reconstituted meat products, and powdered and packaged 'instant' soups, noodles and desserts; plain yoghurt with added artificial sweeteners, and breads with added emulsifiers.

APPENDIX B. Socio-demographic and economic characterization of the study units (550 household strata) according to quintiles of price of ultra-processed foods. Household Budget Survey, Brazil, 2008-2009.

Indicator	1 <sup>st</sup> Quintile		2 <sup>nd</sup> Quintile		3 <sup>rd</sup> Quintile		4 <sup>th</sup> Quintile		5 <sup>th</sup> Quintile	
	Mean	(95% CI)	Mean	(95% CI)	Mean	(95% CI)	Mean	(95% CI)	Mean	(95% CI)
Females (%)	50.4	49.7 51.1	50.7	50.0 51.4	50.0	49.0 50.9	51.4	50.5 52.2	52.3	51.6 53.0
Age (%)										
Children under 2 years of age	2.75	2.48 3.02	3.01	2.58 3.45	2.82	2.44 3.21	2.80	2.61 2.99	2.01	1.69 2.32
Children 2 - 4 years of age	4.64	4.37 4.92	4.91	4.54 5.27	4.17	3.73 4.62	4.21	3.87 4.55	3.79	3.45 4.13
Children 5 - 9 years of age	9.14	8.65 9.62	9.18	8.51 9.84	8.65	8.14 9.15	8.04	7.39 8.69	7.00	6.43 7.57
Adolescents (10 - 19 years of age)	19.1	18.4 19.7	18.6	17.8 19.4	18.5	17.6 19.4	17.8	16.9 18.7	14.7	13.7 15.8
Adults (20 - 59 years of age)	53.6	52.6 54.6	54.1	53.1 55.1	55.2	53.8 56.6	55.6	54.5 56.6	58.3	57.2 59.4
Elderly (60 years or older)	10.8	10.1 11.5	10.2	9.0 11.4	10.6	9.8 11.4	11.6	10.5 12.6	14.2	12.9 15.4
Years of schooling (adults only ≥ 20years)	7.02	6.58 7.45	7.57	7.14 8.00	7.57	7.15 8.00	8.04	7.62 8.45	9.95	9.53 10.38
Urban area (%)	72.2	63.6 79.3	81.3	71.3 88.3	87.6	75.5 94.2	89.2	82.2 93.7	92.0	86.4 95.4
Region (%)										
Northern	7.15	3.41 14.36	8.32	3.82 17.17	8.20	3.06 20.17	7.49	2.55 20.07	2.93	1.36 6.22
Northeastern	48.9	38.1 59.9	29.5	18.7 43.2	21.2	11.2 36.4	18.8	11.2 29.9	12.0	7.2 19.2
Southeastern	25.7	16.8 37.2	39.3	24.5 56.3	52.1	32.9 70.8	51.7	35.8 67.3	51.8	36.5 66.9
Southern	8.8	4.3 17.2	15.8	7.5 30.1	10.8	4.9 22.0	16.9	7.4 34.1	24.7	14.6 38.6
Midwestern	9.44	4.77 17.8	7.13	3.41 14.3	7.69	3.22 17.3	5.0564	2.18002 11.28996	8.55753	4.77806 14.86004
Monthly per capita income (R\$)	534.1	468.9 599.3	646.2	567.0 725.5	719.3	627.2 811.4	825.4	734.2 916.6	1716.1	1453.4 1978.9
Food prices (R\$/kg)										
Fresh and minimally processed foods (1)	2.92	2.84 2.99	2.96	2.85 3.07	2.88	2.82 2.95	2.87	2.80 2.94	3.04	2.96 3.13
Processed culinary ingredients (2)	1.82	1.68 1.96	1.86	1.74 1.97	1.91	1.80 2.02	2.02	1.92 2.12	2.64	2.30 2.98
1 + 2 <sup>1</sup>	2.75	2.67 2.82	2.81	2.70 2.91	2.75	2.68 2.82	2.76	2.69 2.82	2.97	2.88 3.06
Processed foods (3)	5.17	4.98 5.36	5.29	5.09 5.50	5.95	5.64 6.25	5.94	5.68 6.20	6.76	6.46 7.06
1 + 2 + 3 <sup>2</sup>	2.94	2.86 3.02	3.00	2.89 3.12	2.96	2.88 3.05	2.98	2.91 3.05	3.28	3.17 3.38
Ultra-processed foods (4)	3.59	3.55 3.64	4.07	4.04 4.10	4.31	4.28 4.34	4.59	4.57 4.61	5.26	5.16 5.36

1 Combination of the unprocessed or minimally processed foods group and of the processed culinary ingredients group.

2 Combination of the unprocessed or minimally processed foods group, of the processed culinary ingredients group and of processed foods group.

### 4.3 Manuscrito 3:

#### Research Articles

(A ser submetido no periódico: *AJPH – American Journal of Public Health*)

#### **ASSOCIATION BETWEEN FOOD PRICES AND BODY MASS INDEX IN BRAZILIAN ADULTS, 2007 TO 2018.**

Food prices and body mass index in Brazil

Camila Mendes dos Passos<sup>a,b</sup>, Emanuella Gomes Maia<sup>b,c</sup>, Rafael Moreira Claro<sup>d</sup>

<sup>a</sup> Department of Medicine and Nursing, Federal University of Viçosa, Viçosa, Minas Gerais, Brazil.

<sup>b</sup> Nursing School, Federal University of Minas Gerais, Belo Horizonte, Minas Gerais, Brazil.

<sup>c</sup> Department of Health Sciences, State University of Santa Cruz, Ilhéus, Bahia, Brazil.

<sup>d</sup> Department of Nutrition, Nursing School, Federal University of Minas Gerais, Belo Horizonte, Minas Gerais, Brazil.

Corresponding author:

Department of Medicine and Nursing – Federal University of Viçosa. Av. Peter Henry Rolfs, s/n. Campus Universitário – Viçosa, MG. CEP: 36570-900. Telephone number: +553138994083. E-mail: [camilampassos@yahoo.com.br](mailto:camilampassos@yahoo.com.br)

**Abstract:**

**Objective:** To estimate the association between food prices and BMI among Brazilian adults ( $\geq 18$  years), from 2007 to 2018.

**Methods:** Panel study involving ecological data from 10 Brazilian capitals and Federal District (FD) for the period between 2007 and 2018. Data on food price from national Household Budget Survey (HBS 2008/9) were used to calculate real price of four food groups over time using the monthly variation in prices from National System of Consumer Price Indexes (NSCPI). Based on this, relative price of non-ultra-processed foods (healthy groups) was established for each city and year of study (defined as the ratio between the price of non-ultra-processed foods and the price of ultra-processed foods). Data on body mass index (BMI) of individuals from Surveillance System of Risk and Protective Factors for Chronic Diseases by Telephone Survey (VIGITEL) were used to estimate mean BMI of each capital per year. Fixed effect regression models for panel data were estimated.

**Results:** The relative price of non-ultra-processed foods was positively associated the population's BMI. We observed that a 10.0% increase in the relative price of non-ultra-processed foods, would lead to 0.3% increase in mean BMI (0.4% for women and 0.2% for men).

**Conclusions:** The present study revealed the positive association between relative price of non-ultra-processed foods and BMI among adults in Brazil.

**Policy Implications:** Fiscal policies capable to increase the price of ultra-processed foods or reduce the price of all other groups should be encouraged to combat obesity in the country.

**Keywords:** Food prices. Ultra-processed foods. Obesity. Panel Data. Public Health.

## Introduction

The prevalence of overweight and obesity is increasing alarmingly worldwide (NCD-RisC, 2016; GBD, 2017). Results of a multicentric study, with data from 200 countries, estimated that mean body mass index (BMI) worldwide increased from 22.1 kg/m<sup>2</sup> in 1975 to 24.4 kg/m<sup>2</sup> in 2014 among women ( $\geq 18$  years), and from 21.7 kg/m<sup>2</sup> in 1975 to 24.2 kg/m<sup>2</sup> in 2014 among men ( $\geq 18$  years) (NCD-RisC, 2016). Among Brazilian adult population ( $\geq 18$  years), mean BMI increased from 22.7 kg/m<sup>2</sup> in 1975 to 26.1 kg/m<sup>2</sup> in 2014 among women, and from 22.2 kg/m<sup>2</sup> in 1975 to 25.6 kg/m<sup>2</sup> in 2014 among men (NCD-RisC, 2016). Evidence indicates that the increase in the consumption of ultra-processed foods is directly linked to this scenario (Mendonça et al., 2016; 2017; Fiolet et al., 2018).

Food prices are recognized as one of the main determinants of food choices (French, 2003) and during last decades, important changes occurred in food prices scenario, in both developed (Gelbach et al., 2009; Wendt; Todd, 2011; Powell et al., 2013; Jones et al., 2014; Overseas Development Institute, 2015) and developing countries (Barquera et al., 2008; Yuba et al., 2013; Overseas Development Institute, 2015; Maia et al., 2020). Studies conducted in the United States (US) (Drewnowski, 2010; Carlson; Frazão, 2012) and United Kingdom (UK) (Morris et al., 2014) have shown that more energy dense ultra-processed foods (unhealthy) have become cheaper over time in comparison to other food groups (healthy). Although the current food price scenario in Brazil is still not as negative (Claro et al., 2016), price trends analysis (from 1995 to 2017) already indicate its rapid deterioration (Maia et al., 2020). As a result, the consumption of ultra-processed foods in the country increased from 18.7% in 1987/8 to 29.6% in 2008/9 of total calories (considering data from the main urban areas of the country) (Martins et al., 2013).

Thus, for more than a decade, the World Health Organization (WHO) encourages the adoption of economic measures (such as taxes on unhealthy foods and beverages) in order to disincentive unhealthy food consumption and curb obesity prevalence (WHO, 2013; 2016; 2017). Currently, an extensive body of evidence indicates that several types of unhealthy foods (ultra-processed items as sweetened

beverages, fast food, sweets, and snacks) are price sensitive (Andreyeva et al., 2010; Powell et al., 2013; Thow et al., 2014; Colchero et al., 2016a; 2016b; Afshin et al., 2017; Barrientos-Gutierrez et al., 2017; Colchero et al., 2017a; 2017b; Hernández-F et al., 2018). This information allows measuring indirect effect of taxation on weight outcomes, based on changes predicted for food consumption (Powell et al., 2013). However, as price changes may affect body weight through other mechanisms, these indirect estimations might not capture the full effect of taxation. Thus, studies also investigated the association between food prices and body weight (Chou et al., 2004; Duffey et al., 2010; Fletcher et al., 2010; Zhang et al., 2011; Han; Powell, 2013; Meyer et al., 2014; Powell et al., 2019). Most of these studies were based on developed countries information (Han; Powell, 2013; Meyer et al., 2014; Powell et al., 2019) and some dealt with the price of specific food groups (Duffey et al., 2010; Fletcher et al., 2010; Zhang et al., 2011; Han; Powell, 2013; Meyer et al., 2014). Despite these limitations, body weight was generally found to be inversely associated with the price of unhealthy items and directly with healthy one (Zhang et al., 2011; Powell et al., 2019).

Our study aimed to estimate the association between food prices and BMI among Brazilian adults ( $\geq 18$  years), from 2007 to 2018. This study contributes to the literature by using strong methodological approach and data collected for over a decade to investigate the relationship between food prices and body weight in Brazil, a large population developing country.

## Methods

### Data sources

This is a panel study based on yearly ecological data from 10 Brazilian capitals and Federal District (FD) (hereafter referred to as 11 Brazilian locations) for the period between 2007 and 2018. The studied dataset combined information from three sources: the National System of Consumer Price Indexes (NSCPI), the national Household Budget Survey (HBS 2008/9), and the Surveillance System of Risk and Protective Factors for Chronic Diseases by Telephone Survey (VIGITEL).

NSCPI is collected by Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE), which aims to measure the monthly inflation of products and services, related to personal consumption by Brazilian households belonging to the urban areas with income ranging from 1 to 40 minimum wages. The system continuously and systematically (monthly) produces the Extended Consumer Price Index (E-CPI) since October 1980 based on a framework of consumption provided by the most recent HBS available (IBGE, 2013; 2014). For the period 2007 to 2018, data are available for 11 state capitals: Belém, Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Fortaleza, Goiânia, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador and São Paulo (IBGE, 2013; 2014).

HBS 2008/9 is a nationally representative household survey conducted by IBGE to assess the pattern of consumption of the Brazilian population. The 2008/9 edition is the most recent one with available information up to the moment of the conclusion of this study. The survey employed a probabilistic sample, with a complex clustered sampling procedure, based on the random selection of census sectors during the first stage and of households in the second stage. All 12 800 census tracts of the country were organized into strata with high geographic and socioeconomic homogeneity. Census tracts are the primary sampling unit, and households are randomly selected inside each (without reposition) census tracts. The final sample consisted of 550 household strata and 55 570 households. We used data on purchases of foods and beverages (about 1 500 items) for household consumption from the 11 Brazilian locations for which NSCPI data was available, from families with income ranging from

1 to 40 minimum wages. More details on the sampling process and data collection can be obtained at the report containing the main results of the survey (IBGE, 2010).

VIGITEL is a surveillance system implemented by Ministry of Health (MoH) at Brazil in 2006 to investigate, annually, the prevalence of main risk and protective factors for NCD among the adult population ( $\geq 18$  years) of all Brazilian state capitals and FD. Information is obtained through telephone interviews. A sample of approximately 2000 individuals is interviewed in each city per year, so the risk and protective factors for NCD can be assessed with a 95% CI and a sample error of 2 percentage points (pp). Lists of landline residential number are provided by the main phone operators in each city. In each household contacted one adult among the residents is randomly selected to participate in the survey. Among the data available, the information of greatest interest here involves self-reported measures of weight and height, as well as sociodemographic information of the respondents from 2007 to 2018, once again specific to the cities also present at the NSCPI. More details on the sampling process and data collection can be obtained from at the annual reports of the system (MoH, 2019).

### **Relative price of non-ultra-processed foods**

The main exposure of interest in the present study comprises the relative price of non-ultra-processed foods (in relation to unhealthy ones) (hereinafter referred to as relative price of healthy foods). It was defined as the ratio between price of non-ultra-processed foods (unprocessed, minimally processed and culinary ingredients foods) and price of ultra-processed foods and was estimated for each city, in each year from 2007 to 2018.

Data on expenditure (in R\$) and quantity purchased (in shopping units and in grams or milliliters) of foods and beverages acquired for household consumption registered by the HBS 2008/9 were used. Only items present in the list of the NSCPI were considered (most relevant items). Items were aggregated when necessary to match NSCPI data. Food prices (in R\$/kg) were estimated by dividing total expenditure by the quantity acquired of each product. These price values were used as a reference for the year 2008.



Monthly price variation data from the E-CPI were then applied to obtain price data for the entire period from January 2007 to December 2018, for each food item, in each Brazilian capital and for each year of the series, the monthly index data were summed and transformed into annual accumulated index data.

Finally, products were classified according to NOVA classification (Monteiro et al., 2017) into four groups: i) unprocessed or minimally processed foods; ii) processed culinary ingredients; iii) processed foods; and iv) ultra-processed foods. Then, foods were divided into two groups: i) non-ultra-processed foods (unprocessed or minimally processed foods; processed culinary ingredients; processed foods); ii) ultra-processed foods.

For each food group, mean price was estimated based on a weighted mean of the price of its constituents (weighted by the amount acquired (in kilograms) of each item according to HBS 2008/9). Relative price of healthy foods were then estimated by dividing the price of non-ultra-processed foods group (in R\$/kg) by price of ultra-processed foods group (in R\$/kg), for each capital and in each year.

### **Body mass index data**

The outcome of interest was the mean BMI in each city per year, based on VIGITEL data. BMI of each respondent was initially obtained (by dividing weight in kilograms per height in meters squared), and then mean BMI value of each location (total population and for males and females isolated) was calculated per year.

### **Covariates**

A set of sociodemographic characteristics was also considered in the analysis. In each case, the proportion of the characteristics in each location and year was identified based on VIGITEL data. The following variables were included: proportion of women; proportion of three levels of schooling (0–8; 9–11;  $\geq 12$  years of study), and proportion of three age groups (18–24; 25–64;  $\geq 65$  years old) in the population. The level of schooling was used as a proxy for income, as this information is not available in VIGITEL.

### **Data Analysis**

The study population was described through its distribution according to sex, age group and schooling, for the entire study period and for the initial and final years. Yearly mean BMI was then estimated, for women and men, for each Brazilian state capital. The same was done after for the relative price of healthy foods.

Panel data regression models were used to estimate the association between relative price of healthy foods and BMI for the entire population and for men and women isolated, taking in account sociodemographic characteristics of the population (schooling and age) (log-log models). A fixed effect (FE) specification was chosen in order to account for any unobserved time-invariant heterogeneity and serial correlation of repeated measures. The use of random effects (RE) model was rejected based on Hausman test.

We performed sensitivity tests using robust (Huber/White/sandwich) standard errors, and modified Wald test for group-wise heteroskedasticity in fixed effect regression model.

For database processing and analysis, Stata software version 14.2 was used.

### **Ethical aspects**

The present study was approved by the Ethics Committee for Research involving Human Subjects of the Federal University of Minas Gerais (CAAE number 88465018.1.0000.5149). Data from NSCPI, HBS 2008/9 and VIGITEL are publicly available and do not allow the identification of the respondents or families.

## Results

Information from 255 755 adults ( $\geq 18$  years) from 11 Brazilian locations, from 2007 to 2018 were used in the construction of the study units. The studied population was mostly composed by woman (53.7%), individuals aged between 25 to 64 years old (73.5%), and with 9 or more years of schooling (63.4%). Age and schooling distribution were similar for women and men. Mean BMI over the studied period was 25.8 kg/m<sup>2</sup> (25.5 kg/m<sup>2</sup> and 26.0 kg/m<sup>2</sup> for women and men, respectively). The average relative price of healthy foods (price of non-ultra-processed foods in relation to price of ultra-processed foods) from 2007 to 2018 was 0.75 (Table 1).

From 2007 to 2018, relative price of healthy foods increased in all locations analyzed. The greatest increase was observed in Porto Alegre (increased from 0.56 to 1.06, an increase of 89.3%), and the lowest in Belo Horizonte (from 0.50 to 0.62, an increase of 24.0%). At the end of the studied period, in 2018, the highest relative price of healthy foods was observed in Rio de Janeiro (1.13) and the lowest in Belo Horizonte (0.62) (Figure 1; for numerical results see S1 Table).

Same scenario was observed for BMI trends. From 2007 to 2018, mean BMI increased in all locations (from 24.6 kg/m<sup>2</sup> to 26.2 kg/m<sup>2</sup> in women, and from 25.5 kg/m<sup>2</sup> to 26.5 kg/m<sup>2</sup> in men). The greatest increase in BMI, among women, was observed in Rio de Janeiro (from 25.0 kg/m<sup>2</sup> to 27.0 kg/m<sup>2</sup>, an increase of 8.1%), and the lowest in Curitiba (from 24.7 kg/m<sup>2</sup> to 25.6 kg/m<sup>2</sup>, an increase of 3.6%). For men, the greatest increased was observed in Belém (from 25.4 kg/m<sup>2</sup> to 27.1 kg/m<sup>2</sup>, an increase of 6.5%), and the lowest in Curitiba (from 25.6 kg/m<sup>2</sup> to 25.9 kg/m<sup>2</sup>, an increase of 1.2%) (Figure 2; for numerical results see S2 Table).

Relative price of healthy foods was directly associated with BMI for the entire population. The elasticity coefficient was 0.03 (95% CI: 0.01; 0.05). This suggests that if relative price of healthy foods decrease by 1.00%, the average BMI would be 0.03% lower (Table 2).

This result was also observed among men and women, with greater magnitude of association among women. The price elasticity coefficient of BMI was 0.04 (95% CI:

0.02; 0.06) for women and 0.02 for men (95% CI: 0.00; 0.04), suggesting that a reduction in 1.00% in relative price of healthy foods would lead to a 0.04% reduction in women BMI and 0.02% in men's one (Table 2).

## Discussion

This study drew on three different data sources to allow, for the first time, a panel study of the relationship between food prices and BMI among Brazilian adults. The relative price of healthy foods (ie: in the ratio between the price of non-ultra-processed foods and the price of ultra-processed foods), was positively associated the population's BMI: a 10.0% increase in the relative price of healthy foods, would lead to 0.3% increase in mean BMI (0.4% for women and 0.2% for men).

However, the current trend in food price is more favorable to unhealthy ultra-processed foods than from healthy ones, in Brazil and internationally (Barquera et al., 2008; Gelbach et al., 2009; Wendt; Todd, 2011; Powell et al., 2013; Yuba et al., 2013; Jones et al., 2014; Overseas Development Institute, 2015; Maia et al., 2020). In Brazil, successive reductions in the price of ultra-processed foods (compared to all other groups) occurred between 1995 and 2017 (Maia et al., 2020), increasing the relative price of healthy foods and thus discouraging the acquisition of these items and encouraging the consumption of ultra-processed foods.

The magnitude of the association identified in the present study, and its variation according to sex were similar to those reported in a previous study, conducted with similar methodology with US population. Powell et al. (2019), using a geographic level (core-based statistical areas (CBSA)) fixed effects estimation model to control unobserved price heterogeneity, found that ultra-processed food prices were inversely associated with adult BMI in the US (Powell et al., 2019). Elasticity coefficients were -0.02 for women and -0.01 for men. Our results also are consistent with previous findings that, despite found no significant associations of *fast food* prices with BMI of men and women adults, found a significant inverse association for low-income women in the upper tail of the BMI distribution (fast-food price elasticity of BMI of -0.07) (Han; Powell, 2013). In Brazil, these effects may have been seen due to the smaller proportional increases in average BMI among women (15.0%) when compared to those among men (15.3%), in the period from 1975 to 2016 (NCD-RisC, 2016). Besides higher consumption of ultra-processed in women in comparison to men (Louzada et al., 2015). Up to the moment of the conclusion of the present study, this was the only other

investigation of the association between food prices and BMI based on a longitudinal approach considering NOVA classification framework.

It's important to consider that some previous studies centered on the price of specific subgroups from ultra-processed foods (such as fast foods or sweetened beverages) failed to identify a significant association (Han; Powell, 2013) or identified an association restricted to one gender and to lower socioeconomic strata (Zhang et al., 2011). Part of the effect of the change in the price of a specific food group on body weight corresponds to changes in consumption of that food group. Thus, the greater the consumption of the targeted group, the greater is the expected effect. In Brazil, ultra-processed foods respond for one out of each five calories consumed, and thus changes in the price of such expressive group of items are likely to affect food consumption and body weight more intensely. Higher elasticity coefficients have also been previously reported, but generally based on studies with greater design and methodological limitations than the ones experienced by the present study, such as being based on cross-sectional data and using over simplistic analytical approaches, most likely due to lack of availability of high quality data involving food prices and nutritional status to be analyzed (Chou et al., 2004; Meyer et al., 2014).

### **Public Health Implications**

The results here presented indicates economic measures capable to elevate the prices of ultra-processed foods in relation to the price of all other groups, would be a promising tool in the fight against obesity in Brazil. Increasing ultra-processed food prices by, for example, 20% in relation to other food groups would be associated with 0.8% reduction in BMI among women and 0.4% among men. While these effects seem small, at the population level they would nonetheless reflect a downward shift in the distribution of adult BMI, particularly among women. Currently, women in Brazil present both higher BMI and consumption of ultra-processed foods in comparison to men (Louzada et al., 2015).

A robust body of evidence has already corroborates the relationship between ultra-processed foods and numerous negative health outcomes, including obesity, cancer and cardiovascular diseases (Mendonça et al., 2016; 2017; Fiolet et al., 2018). Still, the governments worldwide not only fail to impose sanctions against these products but

also subsidize their production (Brownell et al., 2009). The adoption of Fiscal Policies is an opportunity of rectifying years of damages. Some countries already have experienced the adoption of these policies with encouraging results (Colchero et al., 2016a; 2016b; 2017a; 2017b; Hernández-F et al., 2018). In this sense, a recent study based on data from the first years after the imposition of a sugar-sweetened beverages (SSB) tax in Mexico (equivalent to roughly a 10% tax) predicted a meaningful impacts of the measure on weight outcomes at the population level during the decade after the tax imposition (Barrientos-Gutierrez et al., 2017).

There is also similar strong evidence to taxes, that subsidies for fresh fruits and vegetables that reduce prices by 10–30% are effective in increasing fruit and vegetable consumption (WHO, 2015). Greater effects on the net energy intake and weight may be accomplished by combining subsidies on fruit and vegetables and taxation of target ultraprocessed foods and beverages. In addition, vulnerable populations, including low-income consumers, are most price-responsive and, in terms of health, benefit most from changes in the relative prices of foods and beverages (WHO, 2015). It should be mentioned, however, that fiscal policies are measures that should be complemented by other policies, such as strengthening food and nutrition education actions and food/menu labeling and advertising regulations (Hyseni et al., 2017).

Some limitations regarding the data set used for the present study should be considered. The number of foods and beverages included in this study was relatively small ( $n = 142$ ). However, the items included in the analysis reflect those items most purchased by the Brazilian population, considering the role of the E-CPI as a measure of consumer inflation. In addition, the E-CPI data are collected in a limited number of Brazilian capitals, and only for urban area, avoiding a more broad analysis.

Limitations on the price data should also be considered. Different approaches to measure food prices can produce distinct results (Carlson; Frazão, 2012). The use of price per unit of weight (R\$/kg) was chosen aiming provide information beyond the nutritional perspective. An alternative approach often adopted in the literature would involve using per calorie prices. However, they tend to be highly influenced by the energy density of foods, sometimes resulting in data that is difficult to interpret (such as for low calorie foods and beverages).

Lastly, self-reported data on weight and height, collected through telephone interview were used. While this could compromise the quality of the information, this expedient is often used in large population surveys due to low cost and simplicity (Pérez et al., 2015). It is also important to note that the use of self-reported weight and height was validated for the Brazilian population in similar conditions to the ones employed at the present investigation (Lucca et al., 2010).

## **Conclusion**

The present study revealed the positive association between relative price of healthy foods and BMI among adults in Brazil. This finding was observed both for women and men. Measures capable to increase the price of ultra-processed foods or to decrease the price of all other groups (specially unprocessed and minimally processed items) should be encouraged to combat obesity in the country.



## **Acknowledgements**

This work was supported by the Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) (Doctorate Scholarship for EGM), Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) (grant numbers 309293/2016-2 and 407331/2016-6), Fundação de Amparo à Pesquisa de Minas Gerais (FAPEMIG) (grant numbers APQ-02329-15 – 01/2015 and PPM-00325-17 – 02/2017) and the International Development Research Centre (IDRC) (Project ID – 108166).

## **Conflict of interest**

The authors declare no conflicts of interest.

## References

1. Afshin A, Peñalvo JL, Del Gobbo L, et al.. The prospective impact of food pricing on improving dietary consumption: A systematic review and meta-analysis. *PLoS One*. 2017;12(3):e0172277. Published 2017 Mar 1. doi:10.1371/journal.pone.0172277.
2. Andreyeva T, Long MW, Brownell KD. The impact of food prices on consumption: a systematic review of research on the price elasticity of demand for food. *Am J Public Health*. 2010;100(2):216–222. doi:10.2105/AJPH.2008.151415.
3. Barquera S, Hernandez-Barrera L, Tolentino ML, et al.. Energy intake from beverages is increasing among Mexican adolescents and adults. *J Nutr*. 2008;138(12):2454–2461. doi:10.3945/jn.108.092163.
4. Barrientos-Gutierrez T, Zepeda-Tello R, Rodrigues ER, et al.. Expected population weight and diabetes impact of the 1-peso-per-litre tax to sugar sweetened beverages in Mexico [published correction appears in PLoS One. 2018 Jan 11;13(1):e0191383]. *PLoS One*. 2017;12(5):e0176336. Published 2017 May 17. doi:10.1371/journal.pone.0176336.
5. Brownell KD, Farley T, Willett WC, et al.. The public health and economic benefits of taxing sugar-sweetened beverages [published correction appears in N Engl J Med. 2010 Apr 1;362(13):1250]. *N Engl J Med*. 2009;361(16):1599–1605. doi:10.1056/NEJMp0905723.
6. Carlson A, Frazão E. Are healthy foods really more expensive? It depends on how you measure the price. USDA ERS Bulletin 96. Washington, DC: United States Department of Agriculture. 2012. doi: 10.22004/ag.econ.142357.
7. Chou SY, Grossman M, Saffer H. An economic analysis of adult obesity: results from the Behavioral Risk Factor Surveillance System. *J Health Econ*. 2004;23(3):565–587. doi:10.1016/j.jhealeco.2003.10.003.
8. Claro RM, Maia EG, Costa BV, Diniz DP. Preço dos alimentos no Brasil: prefira preparações culinárias a alimentos ultraprocessados [Food prices in Brazil: prefer cooking to ultra-processed foods]. *Cad Saude Publica*. 2016;32(8):e00104715. Published 2016 Aug 29. doi:10.1590/0102-311X00104715.
9. Colchero MA, Guerrero-López CM, Molina M, Rivera JA. Beverages Sales in Mexico before and after Implementation of a Sugar Sweetened Beverage Tax. *PLoS One*. 2016a;11(9):e0163463. Published 2016 Sep 26. doi:10.1371/journal.pone.0163463.
10. Colchero MA, Molina M, Guerrero-López CM. After Mexico Implemented a Tax, Purchases of Sugar-Sweetened Beverages Decreased and Water Increased: Difference by Place of Residence, Household Composition, and Income Level. *J Nutr*. 2017a;147(8):1552–1557. doi:10.3945/jn.117.251892.

11. Colchero MA, Popkin BM, Rivera JA, Ng SW. Beverage purchases from stores in Mexico under the excise tax on sugar sweetened beverages: observational study. *BMJ*. 2016b;352:h6704. Published 2016 Jan 6. doi:10.1136/bmj.h6704.
12. Colchero MA, Rivera-Dommarco J, Popkin BM, Ng SW. In Mexico, Evidence Of Sustained Consumer Response Two Years After Implementing A Sugar-Sweetened Beverage Tax. *Health Aff (Millwood)*. 2017b;36(3):564–571. doi:10.1377/hlthaff.2016.1231.
13. Drewnowski A. The cost of US foods as related to their nutritive value. *Am J Clin Nutr*. 2010;92(5):1181–1188. doi:10.3945/ajcn.2010.29300.
14. Duffey KJ, Gordon-Larsen P, Shikany JM, Guilkey D, Jacobs DR Jr, Popkin BM. Food price and diet and health outcomes: 20 years of the CARDIA Study [published correction appears in *Arch Intern Med*. 2010 Jun 28;170(12):1089]. *Arch Intern Med*. 2010;170(5):420–426. doi:10.1001/archinternmed.2009.545.
15. Fiolet T, Srour B, Sellem L, et al.. Consumption of ultra-processed foods and cancer risk: results from NutriNet-Santé prospective cohort. *BMJ*. 2018;360:k322. Published 2018 Feb 14. doi:10.1136/bmj.k322.
16. Fletcher JM, Frisvold D, Tefft N. Can Soft Drink Taxes Reduce Population Weight?. *Contemp Econ Policy*. 2010;28(1):23–35. doi:10.1111/j.1465-7287.2009.00182.x.
17. French SA. Pricing effects on food choices. *J Nutr*. 2003;133(3):841S–843S. doi:10.1093/jn/133.3.841S
18. GBD 2015 Obesity Collaborators, Afshin A, Forouzanfar MH, et al.. Health Effects of Overweight and Obesity in 195 Countries over 25 Years. *N Engl J Med*. 2017;377(1):13–27. doi:10.1056/NEJMoa1614362
19. Gelbach JB, Klick J, Stratmann T. Cheap Donuts and Expensive Broccoli: The Effect of Relative Prices on Obesity. 2009. doi: 10.2139/ssrn.976484
20. Han E, Powell LM. Fast food prices and adult body weight outcomes: evidence based on longitudinal quantile regression models. *Contemporary Economic Policy*. 2013;31:528-536. doi:10.1111/j.1465-7287.2012.00322.x.
21. Hernández-F M, Batis C, Rivera JA, Colchero MA. Reduction in purchases of energy-dense nutrient-poor foods in Mexico associated with the introduction of a tax in 2014. *Prev Med*. 2019;118:16–22. doi:10.1016/j.ypmed.2018.09.019.
22. Hyseni L, Atkinson M, Bromley H, et al.. The effects of policy actions to improve population dietary patterns and prevent diet-related non-communicable diseases: scoping review. *Eur J Clin Nutr*. 2017;71(6):694–711. doi:10.1038/ejcn.2016.234.
23. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008 - 2009: Aquisição alimentar domiciliar per capita. Rio de Janeiro. 2010. <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv47307.pdf>. (accessed May 2018).

24. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor: Métodos de cálculo. Rio de Janeiro. 2013. <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv65477.pdf>. (accessed May 2018).
25. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor: Estruturas de ponderação a partir da Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008-2009. Rio de Janeiro. 2014. [https://ww2.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc\\_ipca/srmipca\\_p\\_of\\_2008\\_2009.pdf](https://ww2.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca/srmipca_p_of_2008_2009.pdf). (accessed May 2018).
26. Jones NR, Conklin AI, Suhrcke M, Monsivais P. The growing price gap between more and less healthy foods: analysis of a novel longitudinal UK dataset. *PLoS One*. 2014;9(10):e109343. Published 2014 Oct 8. doi:10.1371/journal.pone.0109343.
27. Louzada ML, Baraldi LG, Steele EM, et al.. Consumption of ultra-processed foods and obesity in Brazilian adolescents and adults. *Prev Med*. 2015;81:9–15. doi:10.1016/j.ypmed.2015.07.018
28. Lucca A, Moura EC. Validity and reliability of self-reported weight, height and body mass index from telephone interviews. *Cad Saude Publica*. 2010;26(1):110–122. doi:10.1590/s0102-311x2010000100012
29. Maia EG, Dos Passos CM, Levy RB, Bortoletto Martins AP, Mais LA, Claro RM. What to expect from the price of healthy and unhealthy foods over time? The case from Brazil [published online ahead of print, 2020 Jan 15]. *Public Health Nutr*. 2020;1–10. doi:10.1017/S1368980019003586.
30. Martins AP, Levy RB, Claro RM, Moubarac JC, Monteiro CA. Increased contribution of ultra-processed food products in the Brazilian diet (1987-2009). *Rev Saude Publica*. 2013;47(4):656–665. doi:10.1590/S0034-8910.2013047004968
31. Mendonça RD, Pimenta AM, Gea A, et al.. Ultra-processed food consumption and risk of overweight and obesity: the University of Navarra Follow-Up (SUN) cohort study. *Am J Clin Nutr*. 2016;104(5):1433–1440. doi:10.3945/ajcn.116.135004
32. Mendonça RD, Lopes AC, Pimenta AM, Gea A, Martinez-Gonzalez MA, Bes-Rastrollo M. Ultra-Processed Food Consumption and the Incidence of Hypertension in a Mediterranean Cohort: The Seguimiento Universidad de Navarra Project. *Am J Hypertens*. 2017;30(4):358–366. doi:10.1093/ajh/hpw137
33. Meyer KA, Guilkey DK, Ng SW, et al.. Sociodemographic differences in fast food price sensitivity. *JAMA Intern Med*. 2014;174(3):434–442. doi:10.1001/jamainternmed.2013.13922.
34. Ministry of Health of Brazil (MoH). Surveillance System of Risk and Protective Factors for Chronic Diseases by Telephone Survey – VIGITEL 2018. Brasília, DF: Ministério da Saúde. 2019.

35. Monteiro CA, Cannon G, Moubarac JC, Levy RB, Louzada MLC, Jaime PC. The UN Decade of Nutrition, the NOVA food classification and the trouble with ultra-processing. *Public Health Nutr.* 2018;21(1):5–17. doi:10.1017/S1368980017000234
36. Morris MA, Hulme C, Clarke GP, Edwards KL, Cade JE. What is the cost of a healthy diet? Using diet data from the UK Women's Cohort Study. *J Epidemiol Community Health.* 2014;68(11):1043–1049. doi:10.1136/jech-2014-204039.
37. NCD Risk Factor Collaboration (NCD-RisC). Trends in adult body-mass index in 200 countries from 1975 to 2014: a pooled analysis of 1698 population-based measurement studies with 19·2 million participants [published correction appears in *Lancet.* 2016 May 14;387(10032):1998]. *Lancet.* 2016;387(10026):1377–1396. doi:10.1016/S0140-6736(16)30054-X.
38. Overseas Development Institute. The rising cost of a healthy diet: Changing relative prices of foods in high-income and emerging economies. 2015. <https://www.odi.org/sites/odi.org.uk/files/odi-assets/publications-opinion-files/9580.pdf> (accessed August 2018).
39. Pérez A, Gabriel K, Nehme EK, Mandell DJ, Hoelscher DM. Measuring the bias, precision, accuracy, and validity of self-reported height and weight in assessing overweight and obesity status among adolescents using a surveillance system. *Int J Behav Nutr Phys Act.* 2015;12 Suppl 1(Suppl 1):S2. doi:10.1186/1479-5868-12-S1-S2.
40. Powell LM, Chriqui JF, Khan T, Wada R, Chaloupka FJ. Assessing the potential effectiveness of food and beverage taxes and subsidies for improving public health: a systematic review of prices, demand and body weight outcomes. *Obes Rev.* 2013;14(2):110–128. doi:10.1111/obr.12002.
41. Powell LM, Jones K, Duran AC, Tarlov E, Zenk SN. The price of ultra-processed foods and beverages and adult body weight: Evidence from U.S. veterans. *Econ Hum Biol.* 2019;34:39–48. doi:10.1016/j.ehb.2019.05.006
42. Thow AM, Downs S, Jan S. A systematic review of the effectiveness of food taxes and subsidies to improve diets: understanding the recent evidence. *Nutr Rev.* 2014;72(9):551–565. doi:10.1111/nure.12123.
43. Wendt M, Todd JE. The Effect of Food and Beverage Prices on Children's Weights. ERR-118. Washington, DC: United States Department of Agriculture, Economic Research Service. 2011.
44. World Health Organization (WHO). Global action plan for the prevention and control of noncommunicable diseases 2013-2020. World Health Organization: Geneva, 2013;103 p.
45. World Health Organization (WHO). Fiscal Policies for Diet and Prevention of Noncommunicable Diseases. Geneva. 2016. <https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/250131/9789241511247-510-eng.pdf?sequence=1> (accessed March 2019).

46. World Health Organization. Taxes on Sugary Drinks: Why Do It? Geneva. 2017. <http://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/260253/WHO-NMH-PND-16.5Rev.1-eng.pdf;jsessionid=0E9B8D47590C451B389DC4561BFA6B09?sequence=1> (accessed 524 September 2018).
47. Yuba TY, Sarti FM, Campino AC, Carmo HC. Evolucao dos precos relativos de grupos alimentares entre 1939 e 2010, em Sao Paulo, SP [Evolution of the relative prices of food groups between 1939 and 2010 in the city of Sao Paulo, Southeastern Brazil]. *Rev Saude Publica*. 2013;47(3):549–559. doi:10.1590/s0034-8910.2013047004073.
48. Zhang Q, Chen Z, Diawara N, Wang Y. Prices of unhealthy foods, Food Stamp Program participation, and body weight status among U.S. low-income women. *J Fam Econ Issues*. 2011;32(2):245–256. doi:10.1007/s10834-010-9228-x.

**TABLE 1.** Descriptive summary statistics for the full sample from the 10 Brazilian capitals and Federal District, 2007-2018.

	Mean			2007			2018		
	Mean	95% CI		Mean	95% CI		Mean	95% CI	
<b>Sex (%)</b>									
Women	53.7	53.5	53.8	53.6	52.9	54.2	53.8	53.2	54.4
Men	46.3	46.2	46.5	46.4	45.8	47.1	46.2	45.6	46.8
<b>Age (%)</b>									
18 to 24 years									
All	16.0	15.7	16.4	18.2	17.0	19.5	14.0	13.0	14.9
Women	13.7	13.3	14.2	16.9	15.6	18.1	11.5	10.4	12.6
Men	18.6	18.3	19.0	19.8	18.3	21.4	16.8	15.1	18.5
25 to 64 years									
All	73.5	73.2	73.7	72.1	71.5	72.7	74.6	73.4	75.7
Women	74.3	73.9	74.7	72.6	71.9	73.3	75.6	73.9	77.3
Men	72.5	72.1	72.8	71.5	70.3	72.7	73.4	71.8	75.1
≥ 65 years									
All	10.5	10.2	10.9	9.7	8.2	11.1	11.5	10.1	12.8
Women	11.9	11.5	12.4	10.5	8.7	12.3	12.9	11.1	14.8
Men	8.9	8.6	9.2	8.7	7.4	10.0	9.7	8.8	10.6
<b>Schooling (%)</b>									
0 to 8 years									
All	36.6	35.6	37.5	44.1	41.5	46.7	29.7	27.8	31.6
Women	36.4	35.4	37.4	43.8	41.0	46.6	29.5	27.2	31.8
Men	36.8	35.8	37.7	44.4	41.9	46.9	30.0	28.0	31.9
9 to 11 years									
All	37.1	36.4	37.8	35.6	33.6	37.6	38.4	35.2	41.5
Women	36.6	35.8	37.3	35.5	33.3	37.6	37.8	34.0	41.7
Men	37.8	37.1	38.5	35.8	33.7	37.8	39.0	36.5	41.6
≥ 12 years									
All	26.3	25.2	27.4	20.3	17.5	23.1	31.9	28.3	35.5
Women	27.0	25.9	28.1	20.7	18.0	23.4	32.7	28.7	36.6
Men	25.5	24.4	26.6	19.9	16.9	22.8	31.0	27.8	34.3
<b>Body Mass Index (kg/m<sup>2</sup>)</b>									
All	25.8	25.7	25.8	25.0	24.8	25.2	26.3	26.1	26.6
Women	25.5	25.4	25.6	24.6	24.4	24.8	26.2	25.8	26.5
Men	26.0	25.9	26.1	25.5	25.3	25.7	26.5	26.2	26.8
<b>Relative price of healthy foods<sup>a</sup></b>									
	0.75	0.72	0.78	0.63	0.56	0.69	0.85	0.73	0.96

<sup>a</sup> Price of non-ultra-processed foods (unprocessed, minimally processed and culinary ingredients foods) (in R\$/kg) in relation to price of ultra-processed foods (in R\$/kg).

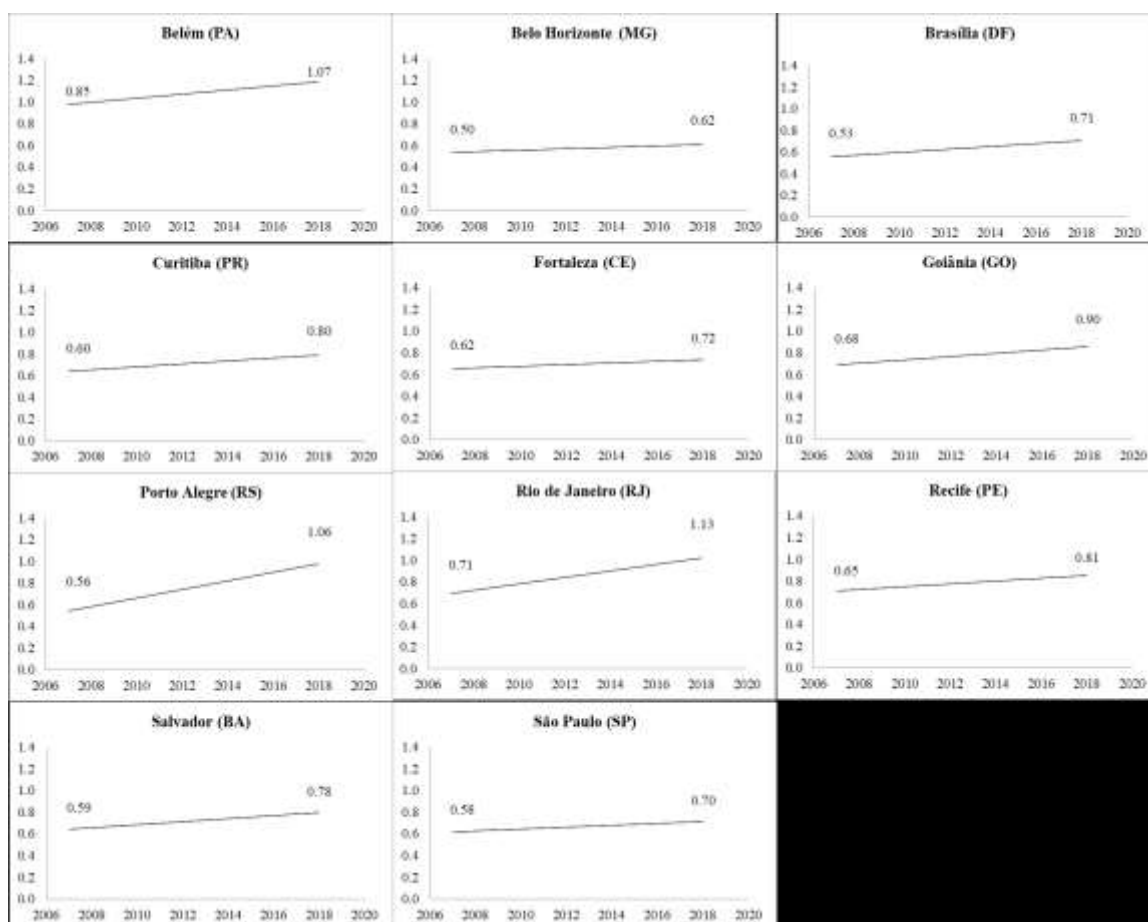
**TABLE 2.** Regression estimates (elasticity coefficients) of the association between relative price of healthy foods and body mass index among adults ( $\geq 18$  years), by sex, from the 10 Brazilian capitals and Federal District, 2007-2018.

	Full sample		Women		Men	
	B	95% CI	B	95% CI	B	95% CI
<b>Model 1</b>						
(ln) Relative price of healthy foods <sup>a</sup>	<u>0.13</u>	0.11 0.15	<u>0.15</u>	0.12 0.18	<u>0.10</u>	0.08 0.13
<b>R-square (R<sup>2</sup>)</b>	<b>0.07</b>		<b>0.06</b>		<b>0.07</b>	
<b>Model 2</b>						
(ln) Relative price of healthy foods <sup>a</sup>	<u>0.03</u>	0.02 0.05	<u>0.04</u>	0.02 0.07	0.02	0.00 0.04
(ln) Schooling (%) - 9 to 11 years	<u>0.12</u>	0.09 0.14	<u>0.14</u>	0.12 0.19	<u>0.07</u>	0.04 0.11
(ln) Schooling (%) - $\geq 12$ years	<u>0.07</u>	0.06 0.08	<u>0.08</u>	0.06 0.09	<u>0.06</u>	0.05 0.08
<b>R-square (R<sup>2</sup>)</b>	<b>0.29</b>		<b>0.21</b>		<b>0.29</b>	
<b>Model 3</b>						
(ln) Relative price of healthy foods <sup>a</sup>	<u>0.03</u>	0.01 0.05	<u>0.04</u>	0.02 0.06	<u>0.02</u>	0.00 0.05
(ln) Schooling (%) - 9 to 11 years	<u>0.10</u>	0.07 0.13	<u>0.13</u>	0.10 0.17	<u>0.06</u>	0.03 0.09
(ln) Schooling (%) - $\geq 12$ years	<u>0.05</u>	0.03 0.07	<u>0.07</u>	0.03 0.09	<u>0.05</u>	0.03 0.06
(ln) Age (%) - 25 to 64 years	0.14	-0.14 0.42	<u>0.14</u>	-0.12 0.62	<u>0.18</u>	0.09 0.27
(ln) Age (%) - $\geq 65$ years	0.04	-0.02 0.10	0.01	-0.06 0.09	0.01	0.00 0.03
<b>R-square (R<sup>2</sup>)</b>	<b>0.43</b>		<b>0.27</b>		<b>0.28</b>	

<sup>a</sup> Price of non-ultra-processed foods (unprocessed, minimally processed and culinary ingredients foods) (in R\$/kg) in relation to price of ultra-processed foods (in R\$/kg).

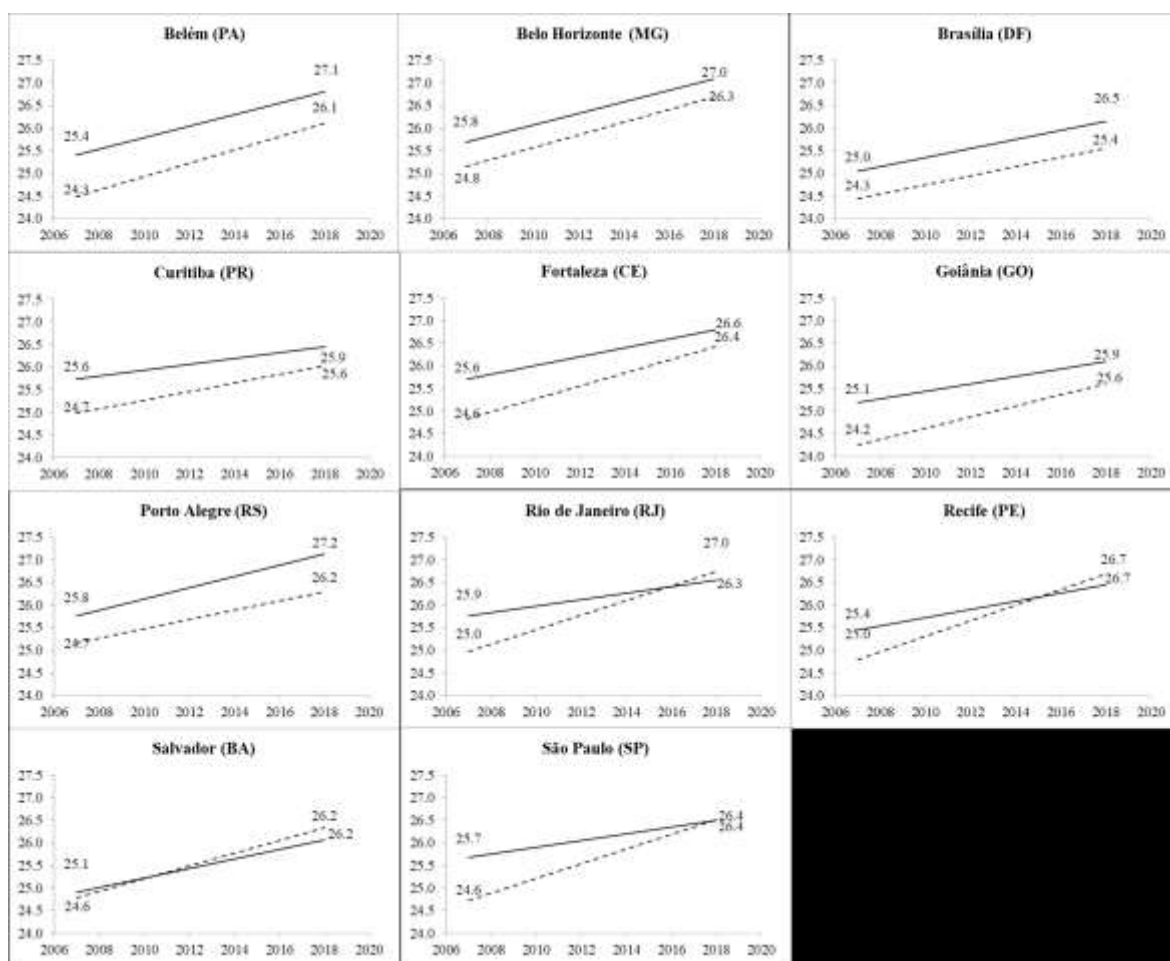
\_\_\_\_ Regression coefficients presented are statistically significant ( $p < 0.05$ ).





Note. Relative price of healthy foods = Price of non-ultra-processed foods (unprocessed, minimally processed and culinary ingredients foods) (in R\$/kg) in relation to price of ultra-processed foods (in R\$/kg). Linear trend line.

**FIGURE 1.** Trends of the relative price of healthy foods from the 10 Brazilian capitals and Federal District, 2007 - 2018.



Note. Linear trend line.

----- Women      \_\_\_\_\_ Men.

**FIGURE 2.** Trends of the body mass index (BMI) by sex, from the 10 Brazilian capitals and Federal District, 2007 - 2018.

**S1 TABLE.** Relative price of healthy foods<sup>a</sup> from the 10 Brazilian capitals and Federal District, 2007 - 2018.

<b>Brazilian locations</b>	<b>2007</b>	<b>2008</b>	<b>2009</b>	<b>2010</b>	<b>2011</b>	<b>2012</b>	<b>2013</b>	<b>2014</b>	<b>2015</b>	<b>2016</b>	<b>2017</b>	<b>2018</b>
Belém (PA)	0.85	0.97	0.98	1.10	1.10	1.16	1.15	1.13	1.17	1.18	1.09	1.07
Belo Horizonte (MG)	0.50	0.55	0.55	0.58	0.58	0.57	0.56	0.56	0.60	0.62	0.56	0.62
Brasília (DF)	0.53	0.58	0.58	0.62	0.62	0.61	0.62	0.65	0.71	0.71	0.63	0.71
Curitiba (PR)	0.60	0.67	0.66	0.72	0.71	0.71	0.70	0.72	0.79	0.77	0.73	0.80
Fortaleza (CE)	0.62	0.67	0.67	0.71	0.67	0.71	0.71	0.70	0.73	0.78	0.69	0.72
Goiânia (GO)	0.68	0.74	0.71	0.76	0.74	0.75	0.75	0.79	0.86	0.84	0.77	0.90
Porto Alegre (RS)	0.56	0.62	0.64	0.64	0.64	0.71	0.75	0.79	0.91	0.92	0.85	1.06
Rio de Janeiro (RJ)	0.71	0.78	0.75	0.79	0.78	0.81	0.82	0.86	0.96	0.96	0.92	1.13
Recife (PE)	0.65	0.73	0.73	0.78	0.76	0.78	0.79	0.79	0.87	0.88	0.78	0.81
Salvador (BA)	0.59	0.66	0.68	0.68	0.70	0.73	0.75	0.74	0.80	0.80	0.71	0.78
São Paulo (SP)	0.58	0.63	0.62	0.68	0.66	0.67	0.67	0.67	0.72	0.71	0.66	0.70

<sup>a</sup> Price of non-ultra-processed foods (unprocessed, minimally processed and culinary ingredients foods) (in R\$/kg) in relation to price of ultra-processed foods (in R\$/kg).

**S2 TABLE.** Body mass index (BMI), by sex, from the 10 Brazilian capitals and Federal District, 2007 - 2018.

<b>Brazilian locations</b>	<b>2007</b>	<b>2008</b>	<b>2009</b>	<b>2010</b>	<b>2011</b>	<b>2012</b>	<b>2013</b>	<b>2014</b>	<b>2015</b>	<b>2016</b>	<b>2017</b>	<b>2018</b>
<b>Women</b>												
Belém (PA)	24.3	24.8	24.8	24.8	24.9	25.4	25.5	25.8	25.8	25.7	25.7	26.1
Belo Horizonte (MG)	24.8	25.0	25.6	25.7	25.6	26.2	26.0	26.4	26.7	26.2	26.4	26.3
Brasília (DF)	24.3	24.5	24.4	24.4	25.2	25.2	25.2	25.7	25.1	25.4	25.2	25.4
Curitiba (PR)	24.7	25.0	25.0	25.4	25.4	25.6	25.6	26.2	25.9	25.7	25.9	25.6
Fortaleza (CE)	24.6	24.7	25.3	25.6	25.5	25.6	25.7	26.1	26.0	26.1	26.0	26.4
Goiânia (GO)	24.2	24.2	24.5	24.5	24.8	25.3	25.1	25.5	24.7	25.2	25.5	25.6
Porto Alegre (RS)	24.7	25.2	25.6	25.6	25.8	25.8	25.6	26.0	25.9	26.2	26.0	26.2
Rio de Janeiro (RJ)	25.0	24.9	25.4	25.6	25.5	26.1	26.0	26.1	26.5	26.2	26.2	27.0
Recife (PE)	25.0	24.8	24.9	25.4	25.4	25.9	25.8	26.3	26.3	26.3	26.3	26.7
Salvador (BA)	24.6	24.9	25.2	25.2	25.4	25.6	25.6	25.8	25.7	26.3	26.2	26.2
São Paulo (SP)	24.6	24.8	25.1	25.3	25.5	25.7	25.7	25.5	26.5	26.2	26.1	26.4
<b>Men</b>												
Belém (PA)	25.4	25.7	25.6	25.8	25.7	26.1	25.9	26.6	26.4	26.7	26.2	27.1
Belo Horizonte (MG)	25.8	25.9	25.8	26.1	26.4	26.4	26.0	26.3	26.6	26.8	27.5	27.0
Brasília (DF)	25.0	25.2	24.9	25.3	25.8	25.6	25.9	26.1	25.6	25.6	25.7	26.5
Curitiba (PR)	25.6	25.6	25.7	26.1	26.1	26.1	26.4	26.1	26.2	26.9	26.3	25.9
Fortaleza (CE)	25.6	25.8	25.5	26.3	26.4	26.1	26.1	26.7	26.8	26.6	26.5	26.6
Goiânia (GO)	25.1	25.2	25.4	25.4	25.8	25.6	25.7	25.4	25.7	26.1	26.2	25.9
Porto Alegre (RS)	25.8	26.0	25.6	26.0	26.4	26.4	26.8	26.9	27.1	26.6	26.7	27.2
Rio de Janeiro (RJ)	25.9	25.4	25.9	25.9	26.3	26.3	26.4	26.4	26.1	26.8	26.2	26.3
Recife (PE)	25.4	25.4	25.8	26.2	25.9	25.9	25.9	25.5	25.8	26.5	26.4	26.7
Salvador (BA)	25.1	25.1	25.1	24.9	25.3	25.2	25.4	26.0	25.7	25.9	25.9	26.2
São Paulo (SP)	25.7	25.9	25.7	25.8	25.8	26.1	26.2	26.2	26.6	26.2	26.4	26.4

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A relação entre o preço dos alimentos, o consumo de bebidas adoçadas e a obesidade no Brasil foi analisada por meio de um estudo com delineamento misto que se valeu de informações de base de dados criada a partir de três diferentes bancos de dados nacionais: a Pesquisa de Orçamentos Familiares do IBGE, o Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (SNIPC) e o Sistema de Vigilância de Fatores de Risco e Proteção para Doenças Crônicas por Inquérito Telefônico (VIGITEL).

Primeiramente, identificamos uma associação inversa entre o preço de bebidas adoçadas e indicadores de seu consumo entre adultos brasileiros ( $\geq 18$  anos), envolvendo informações coletadas junto a mais 270 mil indivíduos por mais de uma década. Estimamos que um aumento de 1,00% no preço do SB reduziria em 1,25% a prevalência do consumo regular de SB entre as mulheres e em 1,57% entre os homens. A mesma mudança nos preços do SB também foi associada a um aumento no não consumo de 1,14% para mulheres e 1,81% para homens. Tal evidência complementa aquela previamente identificada em estudos de demanda ao introduzir novos indicadores à discussão e utilizar um delineamento longitudinal em que cidades foram acompanhadas como unidades de estudo.

Em seguida, a investigação se voltou para a associação entre o preço dos alimentos e o estado nutricional da população. Num primeiro momento, com dados transversais, evidenciou-se uma associação inversa do preço dos alimentos ultraprocessados e a prevalência de excesso de peso e obesidade. Para cada aumento de 1,00% no preço dos alimentos ultraprocessados, houve uma queda média de 0,33% na prevalência de excesso de peso e de 0,59% na de obesidade. Esse efeito também foi observado na metade inferior da distribuição de renda da população. A partir disso a abordagem metodológica utilizada no primeiro produto dessa tese foi então expandida de forma a permitir o estudo longitudinal da relação entre o preço dos alimentos e o estado nutricional da população. O preço relativo de alimentos saudáveis (ou seja, a razão entre o preço de alimentos não ultraprocessados e o preço de alimentos ultraprocessados) associou-se positivamente ao IMC da população. Ou seja, um

aumento de 10,0% no preço relativo de alimentos saudáveis, levaria a um aumento de 0,3% no IMC médio (0,4% para mulheres e 0,2% para homens).

Nossos resultados confirmam a hipótese central do estudo e reforçam a importância do preço dos alimentos sobre o perfil de saúde da população brasileira. Embora o cenário de preços no Brasil ainda pareça favorável ao consumo de alimentos saudáveis (YUBA et al., 2013; CLARO et al., 2016), análise recente destaca que sucessivas reduções no preço dos alimentos ultraprocessados ocorreram entre os anos de 1995 e 2017 (MAIA et al., 2020). Além disso, nesse mesmo estudo fica evidente o baixo preço de alguns itens não saudáveis, como os refrigerantes, em relação a vários outros itens alimentares (MAIA et al., 2020). Esse cenário aproxima o país ao cenário de preços de alimentos verificado em grande parte dos países desenvolvidos (WENDT; TODD, 2011; POWELL et al., 2013; MORRIS et al., 2014).

Cabe destacar também que, por meio da utilização de novas abordagens analíticas e bases de dados organizadas especialmente para esse projeto, nossos resultados avançam em relação à literatura disponível e corroboram para a população brasileira hipóteses elencadas em cenários econômicos diferentes do nacional. Assim fazendo eles contribuem positivamente para a discussão sobre intervenções econômicas do governo enquanto medida de controle da epidemia da obesidade e doenças relacionadas, e também como uma ação de promoção (e proteção) da alimentação saudável. Eles indicam que medidas capazes de aumentar o preço de alimentos e bebidas não saudáveis em relação àquele dos saudáveis, seriam eficazes para melhorar o consumo alimentar e estado nutricional da população. Ainda que a adoção de medidas dessa natureza, por si só, não seja suficiente para solução do problema, ela definitivamente representa um importante passo em sua direção. Acreditamos ainda que medidas fiscais sejam mais efetivas caso sua adoção seja complementada por outras ações, como o fortalecimento de atividade de educação alimentar e nutricional, a adoção de sistemas mais efetivos de rotulagem de alimentos / cardápios e a regulamentação da publicidade de alimentos e bebidas não saudáveis (especialmente aquela voltada às crianças) (HYSENI et al., 2017).

## 6. CONCLUSÃO

Primeiramente, concluímos que o preço das bebidas adoçadas tem uma associação inversa com seu consumo próprio entre mulheres e homens adultos nas capitais brasileiras entre 2007 e 2018. No mesmo sentido, o preço dos alimentos ultraprocessados estava inversamente associado à prevalência de sobrepeso e obesidade no Brasil, principalmente na população com menor nível socioeconômico. Por fim, identificou-se que o preço relativo dos alimentos saudáveis tem uma associação positiva com o IMC entre os adultos no Brasil. Enfim, o preço do alimento está associado tanto qualidade da alimentação quanto ao estado nutricional (prevalência de obesidade e IMC) no país. Medidas capazes de influenciar o cenário atual de preço de alimentos no país surgem como uma ferramenta proeminente no controle da obesidade e no estímulo à alimentação saudável.

## REFERÊNCIAS

1. ACS, Z. J.; COTTEN, A.; STANTON, K. R. The infrastructure of obesity. In: ACS, Z. J.; LYLES, A. (Org.). *Obesity, Business and Public Policy*. Massachusetts: Edward Elgar, 2009. P. 2008.
2. AFSHIN, ASHKAN et al.. CVD Prevention Through Policy: a Review of Mass Media, Food/Menu Labeling, Taxation/Subsidies, Built Environment, School Procurement, Worksite Wellness, and Marketing Standards to Improve Diet. *Current Cardiology Reports*, v. 17, n. 98, p. 1–12, 2015.
3. ANDREYEVA, TATIANA; LONG, MICHAEL W; BROWNELL, KELLY D. The Impact of Food Prices on Consumption: A Systematic Review of Research on the Price Elasticity of Demand for Food. *Am J Public Health*. 2010;100:216–222. doi:10.2105/AJPH.2008.151415.
4. ARSENAULT BJ, LAMARCHE B, DESPRÉS JP. Targeting Overconsumption of Sugar-Sweetened Beverages vs. Overall Poor Diet Quality for Cardiometabolic Diseases Risk Prevention: Place Your Bets!. *Nutrients*. 2017;9(6):600. Published 2017 Jun 13. doi:10.3390/nu9060600
5. AUERBACH BJ, DIBEY S, VALLILA-BUCHMAN P, KRATZ M, KRIEGER J. Review of 100% Fruit Juice and Chronic Health Conditions: Implications for Sugar-Sweetened Beverage Policy. *Adv Nutr*. 2018;9(2):78–85. doi:10.1093/advances/nmx006.
6. BACHMAN CM, BARANOWSKI T, NICKLAS TA. Is there an association between sweetened beverages and adiposity? *Nutrition Reviews*. 2006; 64(4):153–174.
7. BARBIERI, N. B. Consumo de refrigerante, suco de frutas, café e chá, com adição de açúcar ou adoçante artificial ou não adoçado, e incidência de diabetes em adultos: Estudo Longitudinal de Saúde do Adulto (ELSA-Brasil) [Tese de Doutorado]. Porto Alegre: UFRGS, 2019, 204p.
8. BAYS HE, CHAPMAN RH, GRANDY S. The relationship of body mass index to diabetes mellitus, hypertension and dyslipidaemia: comparasion of data from two national surveys. *Int J Clin Pract* v.61, p.737-47, 2007.
9. BAZZANO L.A., LI T.Y., JOSHIPURA K.J., HU F.B. Intake of fruit, vegetables, and fruit juices and risk of diabetes in women. *Diabetes Care*. 2008;31:1311–1317. doi: 10.2337/dc08-0080.
10. BECKER W. Comparability of household and individual food consumption data: evidence from Sweden. *Public Health Nutr* 2001; 4(5B):1177-82.
11. BERARDI N et al.. (2012) The impact of a ‘soda tax’ on prices: Evidence from French micro data. Working Paper No. 415, Banque de France.
12. BEYDOUN, M A et al.. Food prices are associated with dietary quality, fast food consumption, and body mass index among U.S. children and adolescents. *J Nutr*,



v. 141, n. 2, p. 304–11, 2011.

13. BEYDOUN, May A.; POWELL, Lisa M.; WANG, Youfa. The association of fast food, fruit and vegetable prices with dietary intakes among US adults: Is there modification by family income? *Social Science and Medicine*, 2008.
14. BHASKARAN, K et al.. Body-mass index and risk of 22 specific cancers: a population-based cohort study of 5·24 million UK adults. *The Lancet*, v. 384, n. 9945, p.755 – 765, 2014.
15. BIELEMANN, R. M. et al.. Consumo de alimentos ultraprocessados e impacto na dieta de adultos jovens. *Rev. Saúde Pública*, São Paulo, v.49, n.28, 2015.
16. BORGES MC, LOUZADA ML, DE SÁ TH, et al.. Artificially Sweetened Beverages and the Response to the Global Obesity Crisis. *PLoS Med*. 2017;14(1):e1002195. Published 2017 Jan 3. doi:10.1371/journal.pmed.1002195.
17. BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde. Departamento de análise de situação de saúde. Plano de ações estratégicas para o enfrentamento das doenças crônicas não transmissíveis (DCNT) no Brasil 2011-2022. Brasília: Ministério da Saúde; 2011.
18. BRASIL. Ministério da Saúde (MS). Sistema de Vigilância de Fatores de Risco e Proteção para Doenças Crônicas por Pesquisa por Telefone – VIGITEL 2012. Brasília, DF: Ministério da Saúde, 2013.
19. BRASIL. Ministério da Saúde (MS). Secretaria de atenção à saúde. Departamento de atenção Básica. Política Nacional de Alimentação e Nutrição. Brasília, DF: Ministério da Saúde, 2013a, 84p.
20. BRASIL. Ministério da Saúde (MS). Secretaria de atenção à saúde. Departamento de atenção Básica. Guia alimentar para a população brasileira / Ministério da Saúde, secretaria de atenção à saúde, departamento de atenção Básica. – 2. ed. – Brasília: Ministério da saúde, 2014.
21. BRASIL. Ministério da Saúde (MS). Sistema de Vigilância de Fatores de Risco e Proteção para Doenças Crônicas por Pesquisa por Telefone – VIGITEL 2014. Brasília, DF: Ministério da Saúde, 2015.
22. BRASIL. Pesquisa nacional de saúde (PNS) 2013: ciclos de vida: Brasil e grandes regiões. Coordenação de Trabalho e Rendimento. Rio de Janeiro: IBGE, 2015. 92p.
23. BRASIL. Ministério da Saúde (MS). Sistema de Vigilância de Fatores de Risco e Proteção para Doenças Crônicas por Pesquisa por Telefone – VIGITEL 2018. Brasília, DF: Ministério da Saúde, 2019.
24. CANELLA, Daniela Silva et al.. Ultra-processed food products and obesity in Brazilian households (2008-2009). *PLoS ONE*, v. 9, n. 3, p. 1–6, 2014.
25. CASPI CE, SORENSEN G, SUBRAMANIAN SV, KAWACHI I. The local

food environment and diet: A systematic review. *Health & Place* 18 (2012) 1172–1187.

26. CHEN, YANNI; HUFFMAN, WALLACE E. Reading Food Labels, Food Prices, and Adult Lifestyle Choices: Regular Physical Activity and Healthy Weight. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 93, No. 2, Proceedings (January 2011), pp. 370-377.
27. CHEN, L., 2012. Sugar-sweetened beverages and cardiovascular disease. *Current Nutrition Reports* 1 (2), 109–114.
28. CLARO, Rafael M. et al.. Sugar-sweetened beverage Taxes in Brazil. *American Journal of Public Health*, v. 102, n. 1, p. 178–183, 2012.
29. CLARO, Rafael Moreira et al.. Preço dos alimentos no Brasil: prefira preparações culinárias a alimentos ultraprocessados. *Cadernos de Saúde Pública*, 2016.
30. CLARO, Rafael Moreira; MONTEIRO, Carlos Augusto. Renda familiar, preço de alimentos e aquisição domiciliar de frutas e hortaliças no Brasil. *Rev Saúde Pública.*, v.44, n.6, p. 1014-20, 2010. *Revista de Saúde Pública*, v. 44, n. 6, p. 1014–20, 2010.
31. COLCHERO MA et al.. (2017) In Mexico, Evidence Of Sustained Consumer Response Two Years After Implementing A Sugar-Sweetened Beverage Tax. *Health Affairs* 36(3), 564-571.
32. COLLIN L.J., JUDD S., SAFFORD M., VACCARINO V., WELSH J.A. Association of Sugary Beverage Consumption With Mortality Risk in US Adults: A Secondary Analysis of Data from the REGARDS Study. *JAMA Netw. Open*. 2019;2:e193121. doi: 10.1001/jamanetworkopen.2019.3121
33. CONDE, W.L.; BORGES, C. O risco de incidência e persistência da obesidade entre adultos brasileiros segundo seu estado nutricional ao final da adolescência. *Rev. bras. epidemiol*, v.14, n.1, p.71-79, 2011.
34. COSTA JSD, VICTORA CG. O que é “um problema de saúde pública”? *Rev Bras Epidemiol*. 2006; 9(1): 144-51.
35. COTTI, Chad; TEFFT, Nathan. Fast food prices, obesity, and the minimum wage. *Economics and Human Biology*, v. 11, p. 134–147, 2013.
36. DANIELS, S. R. Complications of obesity in children and adolescents. *Int J Obes (Lond)*, v.33, suppl. 1, p. 60-65, 2009.
37. DARMON, N.; BRIEND, A.; DREWNOWSKI, A. Energy-dense diets are associated with lower diet costs: A community study of French adults. *Public Health Nutrition*, 7(1), 21-27, 2004. doi:10.1079/PHN2003512.
38. DEMORY-LUCE D, MORALES M, NICKLAS T, BARANOWSKI T, ZAKERI I, BERENSON G. Changes in food group consumption patterns from childhood to young adulthood: The Bogalusa Heart Study. *J Am Diet Assoc* 2004; 104:1684-91.
39. DEPARTMENT OF HEALTH AND HUMAN SERVICES. The surgeon

general's call to action to prevent and decrease overweight and obesity. [Rockville, MD]: Department of Health and Human Services, Public Health Service, Office of the Surgeon General, [2001].

40. DI CESARE, M. et al.. Trends in adult body-mass index in 200 countries from 1975 to 2014: A pooled analysis of 1698 population-based measurement studies with 19.2 million participants. *Lancet*, v. 387, p. 1377-1396, 2016.
41. DREWNOWSKI A (2010). The cost of US foods as related to their nutritive value. *Am J Clin Nutr*; 92: 1181-8.
42. Drewnowski A, Rehm CD. Consumption of added sugars among US children and adults by food purchase location and food source. *Am J Clin Nutr*. 2014; 100(3):901±7. doi: 10.3945/ajcn.114.089458
43. DREWNOWSKI, ADAM; DARMON, NICOLE. The economics of obesity: dietary energy density and energy cost, *The American Journal of Clinical Nutrition*, Volume 82, Issue 1, 1 July 2005, Pages 265S–273S, <https://doi.org/10.1093/ajcn/82.1.265S>
44. DREWNOWSKI, ADAM; SPECTER, SE. Poverty and obesity: the role of energy density and energy costs, *The American Journal of Clinical Nutrition*, Volume 79, Issue 1, 1 January 2004, Pages 6–16, <https://doi.org/10.1093/ajcn/79.1.6>.
45. DUMANOVSKY et al.. (2011). Changes in energy content of lunchtime purchases from fast food restaurants after introduction of calorie labelling: cross sectional customer surveys. *BMJ*343:d4464
46. ESCOBAR, Maria A Cabrera et al.. Evidence that a tax on sugar sweetened beverages reduces the obesity rate : a meta- analysis Evidence that a tax on sugar sweetened beverages reduces the obesity rate : a. *BMC Public Health*, v. 13, n. 1, p. 1, 2013. Disponível em: <BMC Public Health>.
47. FAGHERAZZI, G.; VILIER, A.; SAES SARTORELLI, D.; LAJOUS, M.; BALKAU, B.; CLAVEL-CHAPELON, F. Consumption of artificially and sugar-sweetened beverages and incident type 2 diabetes in the Etude Epidemiologique aupres des femmes de la Mutuelle Generale de l'Education Nationale-European Prospective Investigation into Cancer and Nutrition cohort. *Am. J. Clin. Nutr*. 2013, 97, 517–523.
48. FARINA EMMQ, NUNES R. Evolução do sistema agroalimentar no Brasil e a redução de preços para o consumidor: Os efeitos da atuação dos grandes compradores. *Rev Econ Aplic*. 2004;8(2):347-76.
49. FIGUEIREDO, N., MAIA, E. G., SILVA, L., GRANADO, F. S., & CLARO, R. M. (2018). Trends in sweetened beverages consumption among adults in the Brazilian capitals, 2007-2016. *Public health nutrition*, 21(18), 3307–3317.
50. FINUCANE, A.M.N.N. et al.. National, regional, and global trends in body mass index since 1980: Systematic analysis of health examination surveys and epidemiological studies with 960 country-years and 9.1 million participants. *Lancet*. 2011 February 12; 377(9765): 557–567. doi:10.1016/S0140-6736(10)62037-5.

51. FIOLET, Thibault et al.. Consumption of ultra-processed foods and cancer risk: results from NutriNet-Santé prospective cohort. *BMJ* 2018;360:k322  
<http://dx.doi.org/10.1136/bmj.k322>
52. FLETCHER, JASON M; FRISVOLD, DAVID; TEFFT, NATHAN. Can soft drink taxes reduce population weight? *Contemporary Economic Policy*, Vol. 28, No. 1, January, 2009, pp.23–35. Doi:10.1111/j.1465-7287.2009.00182.x
53. FOGARTY AW et al.. (2007) Does participation in a population-based dietary intervention scheme have a lasting impact on fruit intake in young children? *International Journal of Epidemiology* 36(5), 1080-1085.
54. FRANCO M, BILAL U, URDUÑEZ P, BENET M, MOREJÓN A, CABALLERO B et al.. Population-wide weight loss and regain in relation to diabetes burden and cardiovascular mortality in Cuba 1980-2010: repeated cross sectional surveys and ecological comparison of secular trends. *BMJ*. 2013; 346: fl515.
55. FRONE MR. Obesity and absenteeism among US workers: do physical health and mental health explain the relation? *J Workplace Behav Health*; 22(4): 65–79, 2007.
56. FUNDAÇÃO INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS (FIPE). Índice e indicadores: IPC – Índice de preço ao consumidor, 2019. <http://www.fipe.org.br/pt-br/indices/ipc/#indice-mensal&mindex> (accessed November 2019).
57. Fung, T. T., Malik, V., Rexrode, K. M., Manson, J. E., Willett, W. C., Hu, F. B., 2009. Sweetened beverage consumption and risk of coronary heart disease in women. *The American journal of clinical nutrition* 89 (4), 1037–1042.
58. GALLOWAY T (2017) Canada’s northern food subsidy Nutrition North Canada: a comprehensive program evaluation. *International Journal of Circumpolar Health* 76(1), 1279451.
59. Gardener, H.; Moon, Y.P.; Rundek, T.; Elkind, M.S.V.; Sacco, R.L. Diet Soda and Sugar-Sweetened Soda Consumption in Relation to Incident Diabetes in the Northern Manhattan Study. *Curr. Dev. Nutr.* 2018, 2, nzy008.
60. GBD. Global Burden of Disease Study. GBD Results Tool, 2016. Disponível em: <http://ghdx.healthdata.org/gbd-results-tool>. Acesso em: 20 jun. 2018.
61. GBD. Global Burden of Disease Study. Risk Factors Collaborators. Health Effects of Overweight and Obesity in 195 Countries over 25 Years. *New England Journal of Medicine*, v. 377, n. 1, p. 13–27, 2017.
62. GBD. GLOBAL BURDEN OF DISEASE (GBD). Global Burden of Disease (GBD),2016. Disponível em: <https://vizhub.healthdata.org/gbd-compare/>. Acesso em: 20 jun. 2018.
63. GREGORIČ M et al.. (2015) School nutrition guidelines: overview of the implementation and evaluation. *Public Health Nutrition* 18(9), 1582-1592.
64. GROSSMAN, Michael; TEKIN, Erdal; WADA, Roy. Food prices and body

- fatness among youths. *Economics and Human Biology*, v. 12, p. 4–19, 2014.
65. GUH DP, ZHANG W, BANSBACK N, AMARSI Z, BIRMINGHAM CL, ANIS AH. The incidence of co-morbidities related to obesity and overweight: A systematic review and meta-analysis. *BMC Public Health*. 2009:1–20.
  66. HAN, E.; POWELL, L. M. Effect of food prices on the prevalence of obesity among young adults. *Public Health*, v. 125, p. 129–135, 2011.
  67. HAWKES C: Nutrition Labels and Health Claims: the Global Regulatory Environment. Geneva, WHO; 2004a.
  68. HAWKES C; Jewell J; Allen K. A food policy package for healthy diets and the prevention of obesity and diet-related non-communicable diseases: the NOURISHING framework. *Obes Rev*. 2013; 14: 159-168
  69. HAWKES, Corinna. Marketing Food to Children : the Global Regulatory Environment. WHO Library Cataloguing in Publication Date, p. 1–88, 2004.
  70. HAWKES, Corinna. Uneven dietary development: linking the policies and processes of globalization with the nutrition transition, obesity and diet-related chronic diseases. *Globalization and Health*, 2006, 2:4. <https://doi.org/10.1186/1744-8603-2-4>
  71. HLPE. Nutrition and food systems. A report by the High Level Panel of Experts on Food Security and Nutrition of the Committee on World Food Security, Rome, 2017.
  72. HOFFMANN R. Estatística para economistas. São Paulo: Livraria Pioneira Editora, 1991, 426p.
  73. HU FB, MALIK VS. Sugar-sweetened beverages and risk of obesity and type 2 diabetes: epidemiologic evidence. *Physiol Behav*. 2010;100:47–54. doi: 10.1016/j.physbeh.2010.01.036
  74. HU FB. Resolved: there is sufficient scientific evidence that decreasing sugar-sweetened beverage consumption will reduce the prevalence of obesity and obesity-related diseases. *Obes Rev*. 2013; 14 (8):606±19. doi: 10.1111/obr.12040
  75. HUANG, C., HUANG, J., TIAN, Y., YANG, X., GU, D., 2014. Sugar sweetened beverages consumption and risk of coronary heart disease: a meta-analysis of prospective studies. *Atherosclerosis* 234 (1), 11–16.
  76. HUERTA JM et al.. Risk of type 2 diabetes according to traditional and emerging anthropometric indices in Spain, a Mediterranean country with high prevalence of obesity: results from a larger-scale prospective cohort study. *BMC Endocr Disord* 2013; 13:7.
  77. HYSENI, L. et al.. The effects of policy actions to improve population dietary patterns and prevent diet-related non-communicable diseases: Scoping review. *European Journal of Clinical Nutrition*. [S.l.: s.n.], 2017
  78. IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Para compreender o INPC: um texto simplificado. Rio de Janeiro, 2016.

79. IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa de orçamentos familiares 2002-2003: perfil das despesas no Brasil. Rio de Janeiro: IBGE, 2007. 251 p.
80. IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa de orçamentos familiares 2008-2009: despesas, rendimentos e condições de vida. Rio de Janeiro: IBGE, 2010a. 222 p.
81. IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa de orçamentos familiares 2008-2009: Aquisição alimentar domiciliar per capita. Rio de Janeiro: IBGE, 2010b. 282 p.
82. IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa de orçamentos familiar 2008-2009: antropometria e estado nutricional de crianças, adolescentes e adultos no Brasil. Rio de Janeiro: IBGE; 2010c.
83. IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008-2009: Análise do consumo alimentar pessoal no Brasil. Rio de Janeiro, 2011.
84. IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa Nacional de Saúde 2013: Ciclos de vida. Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão. Rio de Janeiro, 2015.
85. IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor: Estruturas de ponderação a partir da Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008-2009. Rio de Janeiro, 2012.
86. IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor: Métodos de cálculo. Rio de Janeiro, 2013.
87. IMAMURA, F.; O'CONNOR, L.; YE, Z.; MURSU, J.; HAYASHINO, Y.; BHUPATHIRAJU, S.N.; FOROUHI, N.G. Consumption of sugar sweetened beverages, artificially sweetened beverages, and fruit juice and incidence of type 2 diabetes: Systematic review, meta-analysis, and estimation of population attributable fraction. *Br. J. Sports Med.* 2016, 50, 496–504.
88. INCA. Instituto Nacional de Câncer (Inca). Adoçantes artificiais. 2019. <https://www.inca.gov.br/alimentacao/adocantes-artificiais>
89. IBGE. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA ESTATÍSTICA (IBGE). Estudo Nacional da Despesa Familiar (ENDEF) 1974/75. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; 1978.
90. JOHNSON, DB et al.. (2016) Effect of the Healthy Hunger-Free Kids Act on the Nutritional Quality of Meals Selected by Students and School Lunch Participation Rates. *JAMA Pediatr* 170(1):e153918.
91. KEATS S; Wiggins S. Future diets: Implications for agriculture and food prices. London; 2014. 133 p. <https://www.odi.org/sites/odi.org.uk/files/odi-assets/publications-opinion-files/8776.pdf> (acessado em 08/Jun/2018).
92. KEIMLING, M et al.. Comparison of associations of body mass index,

abdominal adiposity, and risk of colorectal cancer in a large prospective cohort study. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev.* 2013 Aug; 22(8): 1383–1394.

93. KRIEGER JW et al.. (2013) Menu Labeling Regulations and Calories Purchased at Chain Restaurants. *American Journal of Preventive Medicine* 44(6), 595-604

94. LANASPA M.A., SANCHEZ-LOZADA L.G., CHOI Y.J., CICERCHI C., KANBAY M., RONCAL-JIMENEZ C.A., SCHREINER G. Uric acid induces hepatic steatosis by generation of mitochondrial oxidative stress: Potential role in fructose-dependent and -independent fatty liver. *J. Biol. Chem.* 2012;287:40732–40744. doi: 10.1074/jbc.M112.399899

95. LEVY RB, CLARO RM, BANDONI DH, MONDINI L, MONTEIRO CA. Availability of added sugars in Brazil: distribution, food sources and time trends. *Rev Bras Epidemiol.* 2012; 15(1):3±12

96. LIN Y-C, FLY AD (2016) USDA Fresh Fruit and Vegetable Program Is More Effective in Town and Rural Schools Than Those in More Populated Communities. *Journal of School Health* 86(11), 769-777.

97. LOPEZ, Rigoberto A.; FANTUZZI, Kristen L. Demand for carbonated soft drinks: Implications for obesity policy. *Applied Economics*, v. 44, n. 22, p. 2859–2865, 2012.

98. LOUZADA, Maria Laura da Costa; BARALDI, Larissa Galastri; et al.. Consumption of ultra-processed foods and obesity in Brazilian adolescents and adults. *Preventive Medicine*, v. 81, p. 9–15, 2015.

99. LOUZADA, Maria Laura da Costa; MARTINS, Ana Paula Bortoletto; et al.. Impact of ultra-processed foods on micronutrient content in the Brazilian diet. *Revista de Saude Publica*, v. 49, 2015a.

100. LOUZADA, Maria Laura da Costa; MARTINS, Ana Paula Bortoletto; et al.. Ultra-processed foods and the nutritional dietary profile in Brazil. *Revista de Saude Publica*, v. 49, p. 1–11, 2015b.

101. LU W et al.. (2016) Evaluating the Influence of the Revised Special Supplemental Nutrition Program for Women, Infants, and Children (WIC) Food Allocation Package on Healthy Food Availability, Accessibility, and Affordability in Texas. *Journal of the Academy of Nutrition and Dietetics*, 116(2), 292-301.

102. LUDWIG, David S. Technology, diet, and the burden of chronic disease. *JAMA - Journal of the American Medical Association*, v. 305, n. 13, p. 1352–1353, 2011.

103. MACHADO, P.P.; CLARO, R.M.; CANELLA, D.S.; SARTI, F.M.; LEVY, R.B. Price and convenience: The influence of supermarkets on consumption of ultra-processed foods and beverages in Brazil. *Appetite*, 116 (2017), pp. 381-388, doi: 10.1016/j.appet.2017.05.027.

104. MAHMOOD SS, LEVY D, VASAN RS, WANG TJ. The Framingham Health Study and the epidemiology of cardiovascular disease: a historical perspective. *Lancet*,

v.383, p.999-1008, 2014.

105. MAIA, Emanuella Gomes et al.. Análise da publicidade televisiva de alimentos no contexto das recomendações do Guia Alimentar para a População Brasileira. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 33, n. 4, p. 1–11, 2017.
106. MALIK VS, HU FB. Fructose and Cardiometabolic Health. *J Am Coll Cardiol* [Internet]. 2015 Oct 6 [cited 2019 Oct 3];66(14):1615–24. Available from: <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/26429086>
107. MALIK VS, LI Y, PAN A, DE KONING L, SCHERNHAMMER E, WILLETT WC, HU FB. Long-term consumption of sugar-sweetened and artificially sweetened beverages and risk of mortality in US adults. *Circulation*. 2019; 139:2113–2125. doi: 10.1161/CIRCULATIONAHA.118.037401
108. MALIK VS, PAN A, WILLETT WC, HU FB. Sugar-sweetened beverages and weight gain in children and adults: a systematic review and meta-analysis. *Am J Clin Nutr*. 2013;98:1084–1102. doi: 10.3945/ajcn.113.058362
109. MALIK VS, POPKIN BM, BRAY GA, DESPRÉS JP, WILLETT WC, HU FB. Sugarsweetened beverages and risk of metabolic syndrome and type 2 diabetes: a meta-analysis. *Diabetes Care*. 2010;33:2477–2483. doi: 10.2337/dc10-1079
110. MALIK VS, WILLETT WC, HU FB. Global obesity: trends, risk factors and policy implications. *Nat Rev Endocrinol*. 2013;9:13–27. doi: 10.1038/nrendo.2012.199
111. MALIK, V.S.; HU, F.B. Sugar-Sweetened Beverages and Cardiometabolic Health: An Update of the Evidence. *Nutrients* 2019, 11, 1840.
112. MALLARINO, Christina et al. . Advertising of ultra-processed foods and beverages: children as a vulnerable population. *Rev. Saúde Pública, São Paulo* , v. 47, n. 5, p. 1006-1010, Oct. 2013 .
113. MANKIW NG. *Introdução à economia*. Cengage Learning. São Paulo; 2016.
114. MARTIN-RODRIGUEZ, Elena et al.. Comorbidity associated with obesity in a large population: The APNA study. *Obesity Research & Clinical Practice* , v. 9, n. 5, p.435 - 447, 2015.
115. MARTINS, Ana Paula Bortoletto et al.. Increased contribution of ultra-processed food products in the Brazilian diet (1987-2009). *Revista de Saude Publica*, v. 47, n. 4, p. 656–65, 2013.
116. Mattes RD, Shikany JM, Kaiser KA, Allison DB. Nutritively sweetened beverage consumption and body weight: a systematic review and meta-analysis of randomized experiments. *Obesity Reviews*. 2011; 12(5):346-65.
117. MCFADDEN A et al.. (2014) Can food vouchers improve nutrition and reduce health inequalities in low-income mothers and young children: a multi-method evaluation of the experiences of beneficiaries and practitioners of the Healthy Start programme in England. *BMC Public Health*14:148.



118. MENDONÇA, Raquel De Deus et al.. Ultra-processed food consumption and the incidence of hypertension in a mediterranean cohort: The seguimiento universidad de navarra project. *American Journal of Hypertension*, v. 30, n. 4, p. 358–366, 2017.
119. MENDONÇA, Raquel De Deus et al.. Ultraprocessed food consumption and risk of overweight and obesity: The University of Navarra Follow-Up (SUN) cohort study. *American Journal of Clinical Nutrition*, v. 104, p. 1433–40, 2016.
120. MINISTÉRIO DA SAÚDE. Secretaria de atenção à saúde. Departamento de atenção básica. Política Nacional de Alimentação e Nutrição. Brasília: Ministério da Saúde, 2013. 84 p.
121. Ministério da saúde. Secretaria de atenção à saúde. Departamento de atenção básica. Política Nacional de Alimentação e Nutrição. Brasília: Ministério da Saúde, 2013. 84 p.
122. MONDINI, L; MARTINS, VA; MARGARIDO, MA; BUENO, CRF; CLARO, RM; LEVY, RB. Evolução dos preços de alimentos em São Paulo, Brasil, 1980-2009: considerações sobre o acesso a alimentação saudável. *Informações Econômicas*, v. 42, p. 47-55, 2012.
123. Monteiro CA, Cannon G, Moubarac J-C et al.. (2017) The UN Decade of Nutrition, the NOVA food classification and the trouble with ultra-processing. *Public Health Nutr* 21, Suppl. 1, 5-17. 469
124. MONTEIRO CA, CONDE WL, POPKIN BM. Income-specific trends in obesity in Brazil: 1975-2003. *Am J Public Health*. 2007;97(10):1808-12.
125. MONTEIRO, C. A. et al.. Increasing consumption of ultra-processed foods and likely impact on human health\_ evidence from Brazil. *Public health nutrition*, v. 14, n. 01, p. 5-13, 2011.
126. MONTEIRO, C. A. et al.. Ultra-processed products are becoming dominant in the global food system. *Obesity Reviews*, v. 14, n. Suppl 2, p. 21–28, 2013.
127. MONTEIRO, Carlos A et al.. NOVA. The star shines bright. [Food classification. Public health]. *World Nutrition*, v. 7, n. 1–3, p. 28–38, 2016.
128. MONTEIRO, Carlos A et al.. NOVA. The star shines bright. [Food classification. Public health]. *World Nutrition*, v. 7, n. 1–3, p. 28–38, 2016.
129. MONTEIRO, Carlos A. Nutrition and health. The issue is not food, nor nutrients, so much as processing. *Public Health Nutrition*, v. 12, n. 5, p. 729–731, 2009.
130. MONTEIRO, Carlos Augusto et al.. Household availability of ultra-processed foods and obesity in nineteen European countries. *Public Health Nutrition*, v. 21, n. 1, p. 18–26, 2018.
131. MONTEIRO, Carlos Augusto et al.. Increasing consumption of ultra-processed foods and likely impact on human health: evidence from Brazil. *Public Health Nutrition*, v. 14, n. 1, p. 5–13, 2010.
132. MONTEIRO, Carlos Augusto et al.. The UN Decade of Nutrition, the NOVA food classification and the trouble with ultra-processing. *Public Health Nutrition*. v.

21, n. 1, pp. 5-17, 2017. <https://doi.org/10.1017/S1368980017000234>.

133. MORK PJ, HOLTERMANN A, NILSEN TIL. Effect of body mass index and physical exercise on risk of knee and hip osteoarthritis: longitudinal data from the Norwegian HUNT Study. *J Epidemiol Community Health*; 66:678-683; 2012.

134. MORLAND KB; EVERSON KR. Obesity prevalence and the local food environment. *Health Place*. 2009;15(2):491-5.

135. Morris MA, Hulme C, Clarke GP, Edwards KL, Cade JE, et al. (2014). What is the cost of a healthy diet? Using diet data from the UK Women's Cohort Study. *J Epidemiol Community Health*; 68: 1043-49.

136. MOUBARAC, JC; CLARO, RM; BARALDI, LG; LEVY, RB; MARTINS, APB; CANNON,G; MONTEIRO, CA. International differences in cost and consumption of ready-to-consume food and drink products: United Kingdom and Brazil, 2008-2009. *Global Public Health*. v. 8, n. 7, p. 845-56, 2013.

137. MOUBARAC, Jean Claude et al.. Consumption of ultra-processed foods and likely impact on human health. Evidence from Canada. *Public Health Nutrition*, v. 16, n. 12, p. 2240–2248, 2012.

138. MOUBARAC, Jean-Claude (org.). Organização Pan-Americana da Saúde (OPAS). Alimentos e bebidas ultraprocessados na América Latina: tendências, efeito na obesidade e implicações para políticas públicas. OPAS ed. Brasília, DF: [s.n.], 2018.

139. MOZAFFARIAN D, HAO T, RIMM EB, WILLETT WC, Hu Fb. Changes in Diet and Lifestyle and Long-Term Weight Gain in Women and Men. *N Engl J Med*, v. 364, n. 25, p. 2392–2404, 2011.

140. MUHAMMAD, A., MEADE, B., MARQUARDT, D. R., & MOZAFFARIAN, D. (2019). Global patterns in price elasticities of sugar-sweetened beverage intake and potential effectiveness of tax policy: a cross-sectional study of 164 countries by sex, age and global-income decile. *BMJ open*, 9(8), e026390. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2018-026390>.

141. NATHAN N, WOLFENDEN L, BUTLER M ET AL.. (2011) Vegetable and fruit breaks in Australian primary schools: prevalence, attitudes, barriers and implementation strategies. *Health Education Research*26, 722-731.

142. NCD-RisC. Risk Factors Collaborators. Worldwide trends in body-mass index, underweight, overweight, and obesity from 1975 to 2016: a pooled analysis of 2416 population-based measurement studies in 128·9 million children, adolescents, and adults. *Lancet*; v. 390 p.2627–42; 2017.

143. NEPA/UNICAMP. Tabela brasileira de composição de alimentos (TACO). 4 (rev e ampl) ed. Campinas: [s.n.], 2011.

144. NG, M. et al.. Global, regional, and national prevalence of overweight and obesity in children and adults during 1980-2013: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2013. *Lancet.*, v. 384, n. 9945, p. 766–781, 2014.

145. OGDEN, J et al.. Distraction, the desire to eat and food intake. Towards an expanded model of mindless eating. *Appetite*, v.62, p. 119-26, 2013.
146. Onis M de, Onyango AW, Borghi E, Siyam A, Nishida C, Siekmann J. Development of a WHO growth reference for school-aged children and adolescents. *Bull World Health Organ* 2007; 85: 660-667.
147. ORTIZ-HERNÁNDEZ L. Evolución de los precios de los alimentos y nutrimentos en México entre 1973 y 2004. *Arch Latinoam Nutr.* 2006;56(3):201-15.
148. OWEN, C. G. et al.. Is body mass index before middle age related to coronary heart disease risk in later life? Evidence from observational studies. *Int J Obes (Lond)*, v. 33, p. 866–77, 2009.
149. Pabayo R, Spence JC, Cutumisu N, Casey L, Storey K. Sociodemographic, behavioural and environmental correlates of sweetened beverage consumption among pre-school children. *Public Health Nutrition.* 2012; 15(8):1338–1346.
150. PAINTER J, RAH J, LEE Y. Comparison of international food guide pictorial representations. *J Am Diet Assoc* 2002; 102:483-9.
151. Pan A, Hu FB. Effects of carbohydrates on satiety: differences between liquid and solid food. *Current Opinion in Clinical Nutrition and Metabolic Care.* 2011; 14(4):385-90.
152. PARK, M. H. et al.. Overweight in childhood, adolescence and adulthood and cardiovascular risk in later life: pooled analysis of three british birth cohorts. *PLoS ONE*, v.8, n.7, p. 706-84, 2013.
153. PEPIN A., STANHOPE K.L., IMBEAULT P. Are Fruit Juices Healthier Than Sugar-Sweetened Beverages? A Review. *Nutrients.* 2019;11:1006. doi: 10.3390/nu11051006
154. Piernas C, Popkin BM. Increased portion sizes from energy-dense foods affect total energy intake at eating occasions in US children and adolescents: patterns and trends by age group and sociodemographic characteristics, 1977-2006. *American Journal of Clinical Nutrition.* 2011; 94(5):1324-32.
155. POLACSEK M et al.. (2012) Examining compliance with a statewide law banning junk food and beverage marketing in schools. *Public Health Reports* 127(2), 216-223.
156. POPKIN BM, ADAIR LS, NG SW. Global nutrition transition and the pandemic of obesity in developing countries. *Nutr Rev.* 2012 Jan;70(1):3-21. doi: 10.1111/j.1753-4887.2011.00456.x.
157. POTVIN KENT M, DUBOIS L, WANLESS A (2012) A Nutritional Comparison of Foods and Beverages Marketed to Children in Two Advertising Policy Environments. *Obesity* 20(9), 1829-1837.
158. POWELL, L. M. et al.. Assessing the potential effectiveness of food and beverage taxes and subsidies for improving public health: A systematic review of

prices, demand and body weight outcomes. *Obesity Reviews*, v. 14, n. 2, p. 110–128, 2013.

159. POWELL, Lisa M.; BAO, Yanjun. Food prices, access to food outlets and child weight. *Economics and Human Biology*, v. 7, p. 64–72, 2009.

160. POWELL, Lisa M.; CHALOUPKA, Frank J. Food Prices and Obesity: Evidence and Policy Implications for Taxes and Subsidies. *The Milbank Quarterly*, v. 87, n. 1, p. 229–257, 2009.

161. POWELL, Lisa M.; CHRIQUI, Jamie; CHALOUPKA, Frank J. Associations between State-level Soda Taxes and Adolescent Body Mass Index. *Journal of Adolescent Health*, v. 45, n. 3 SUPPL., p. S57–S63, 2009. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jadohealth.2009.03.003>>.

162. Ratnayake N, Ekanayake L. Soft drink consumption in Sri Lankan adolescents. *Public Health Nutrition*. 2012; 15(8):1333-7.

163. RAUBER, F. et al.. Consumption of ultra-processed food products and its effects on children's lipid profiles: A longitudinal study. *Nutrition, Metabolism and Cardiovascular Diseases*, v. 25, p. 116–122, 2015.

164. RAVN-HAREN G., DRAGSTED L.O., BUCH-ANDERSEN T., et al. Intake of whole apples or clear apple juice has contrasting effects on plasma lipids in healthy volunteers. *Eur. J. Nutr.* 2013;52:1875–1889. doi: 10.1007/s00394-012-0489-z

165. ROBERTO CA, SWINBURN B, HAWKES C, HUANG TT-K, COSTA SA, ASHE M, et al.. Patchy progress on obesity prevention: emerging examples, entrenched barriers, and new thinking. *Lancet* 2015; 385:2400-9.

166. RODRIGUES SSP, ALMEIDA MDV. Portuguese household food availability in 1990 and 1995. *Public Health Nutr* 2001; 4(5B):1167-71.

167. Rosinger A, Herrick K, Gahche J, Park S. Sugar-sweetened beverage consumption among U.S. adults, 2011–2014. *NCHS Data Brief*. 2017:1–8.

168. RUANPENG D, THONGPRAYOON C, CHEUNGPASITPORN W, HARINDHANAVUDHI T. Sugar and artificially sweetened beverages linked to obesity: a systematic review and meta-analysis. *QJM*. 2017 Aug 1;110(8):513-520. doi: 10.1093/qjmed/hcx068.

169. SCHRODER, H. et al.. Association of increased monetary cost of dietary intake, diet quality and weight management in Spanish adults. *Br J Nutr*, v.115, n.5, p. 817-22, mar., 2016.

170. SCHULZE M.B., MANSON J.E., LUDWIG D.S., COLDITZ G.A., STAMPFER M.J., WILLETT W.C., HU F.B. Sugar-sweetened beverages, weight gain, and incidence of type 2 diabetes in young and middle-aged women. *JAMA*. 2004;292:927–934. doi: 10.1001/jama.292.8.927

171. SHEPHERD R. Social determinants of food choice. *Proc Nutr Soc*. 1999

Nov;58(4):807-12.

172. SICHIERI R, COITINHO DC, LEÃO MM, RECINE E, EVERHART JE. High temporal, geographic, and income variation in body mass index among adults in Brazil. *Am J Public Health* 1994; 84:793-8.

173. SINGH, G. M. et al.. The Age-Specific Quantitative Effects of Metabolic Risk Factors on Cardiovascular Diseases and Diabetes: A Pooled Analysis. *PLoS One*, v.8, 2013.

174. SMED S et al.. (2016) The effects of the Danish saturated fat tax on food and nutrient intake and modelled health outcomes: an econometric and comparative risk assessment evaluation. *European Journal of Clinical Nutrition* 70, 681-686.

175. SONG YM, SUNG J, LEE K. Longitudinal relationships of metabolic syndrome and obesity with kidney function: Healthy Twin Study. *Clin Exp Nephrol* 2015;19:887-94. DOI: [http:// dx.doi.org/10.1007/s10157-015-1083-5](http://dx.doi.org/10.1007/s10157-015-1083-5)

176. STEELE, Eurídice Martínez et al.. Ultra-processed foods and added sugars in the US diet: Evidence from a nationally representative cross-sectional study. *BMJ Open*, v. 6, n. 3, p. 1–8, 2016.

177. Stern, D.; Mazariegos, M.; Ortiz-Panozo, E.; Campos, H.; Malik, V.S.; Lajous, M.; López-Ridaura, R. Sugar-Sweetened Soda Consumption Increases Diabetes Risk Among Mexican Women. *J. Nutr.* 2019, 149, 795–803.

178. STEVENS GA, SINGH GM, LU Y, DANAEI G, LIN JK, FINUCANE MM et al.. National, regional, and global trends in adult overweight and obesity prevalence. *Popul Health Metr.* 2012; 10: 22.

179. SWINBURN B, SACKS G, VANDEVIJVERE S, KUMANYIKA S, LOBSTEIN T, NEAL B, et al; INFORMAS. INFORMAS (International Network for Food and Obesity/non- communicable diseases Research, Monitoring and Action Support): overview and key principles. *Obes Rev.* 2013 Oct;14 Suppl 1:1-12.

180. SUNDBORN G., THORNLEY S., MERRIMAN T.R., LANG B., KING C., LANASPA M.A., JOHNSON R.J. Are Liquid Sugars Different from Solid Sugar in Their Ability to Cause Metabolic Syndrome? *Obesity.* 2019;27:879–887. doi: 10.1002/oby.22472

181. TAILLIE LS et al.. (2017) Do high vs. low purchasers respond differently to a nonessential energy-dense food tax? Two-year evaluation of Mexico's 8% nonessential food tax. *Preventive medicine*, 105, S37-S42

182. TAVARES, Leticia Ferreira et al.. Relationship between ultra-processed foods and metabolic syndrome in adolescents from a Brazilian Family Doctor Program. *Public Health Nutrition*, v. 15, n. 1, p. 82–87, 2012.

183. Te Morenga L, Mallard S, Mann J. Dietary sugars and body weight: systematic review and meta-analyses of randomised controlled trials and cohort studies. *BMJ.* 2013; 346:e7492.

184. Teff, K.L.; Grudziak, J.; Townsend, R.R.; Dunn, T.N.; Grant, R.W.; Adams, S.H.; Keim, N.L.; Cummings, B.P.; Stanhope, K.L.; Havel, P.J. Endocrine and metabolic effects of consuming fructose- and glucose-sweetened beverages with meals in obese men and women: Influence of insulin resistance on plasma triglyceride responses. *J. Clin. Endocrinol. Metab.* 2009, 94, 1562–1569.
185. The InterAct consortium Diabetologia. Consumption of sweet beverages and type 2 diabetes incidence in European adults: Results from EPIC-InterAct. *Diabetologia* 2013, 56, 1520–1530.
186. THOW AM et al.. (2010) Taxing soft drinks in the Pacific: implementation lessons for improving health. *Health Promotion International* 26(1), 55-64.
187. TRONIERI, J; WURST, C ; PEARL, R ; ALLISON, K. Sex Differences in Obesity na Mental Health. *Current Psychiatry Reports*, Vol.19(6), pp.1-11, 2017.
188. U.S. Department of Health and Human Services and U.S. Department of Agriculture. 2015–2020 Dietary Guidelines for Americans. 8th Edition. December 2015. <http://health.gov/dietaryguidelines/2015/guidelines/>. Accessed February 4, 2019
189. USDA. UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. Food Search for Windows, version 1.0, database version Standard Reference Release SR23. . Washington (DF): [s.n.], 2010
190. WADDEN TA, WEBB VL, MORAN CH, BAILER BA. Lifestyle modification for obesity: new developments in diet, physical activity, and behavior therapy. *Circulation*. 2012;125(9):1157-70.
191. WCRFI. World Cancer Research Fund International. Nutrition label standards and regulations on the use of claims and implied claims on foods. <http://www.wcrf.org/int/policy/nourishing-framework/nutrition-labels> (accessed April 25, 2018).
192. WELLARD L et al.. (2015) The availability and accessibility of nutrition information in fast food outlets in five states post-menu labelling legislation in New South Wales. *Australian and New Zealand Journal of Public Health* 39(6):546-549.
193. Welsh JA, Sharma AJ, Grellinger L, Vos MB. Consumption of added sugars is decreasing in the United States. *Am J Clin Nutr.* 2011;94:726–734. doi: 10.3945/ajcn.111.018366
194. WHALEN R et al.. (2017) Children’s exposure to food advertising: the impact of statutory restrictions. *Health Promotion International*.
195. WHO. Fiscal policies for diet and the prevention of noncommunicable diseases. 36P. 2016. <https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/250131/9789241511247-eng.pdf?sequence=1>
196. WHO. Reducing free sugars intake in children and adults. 2015. [http://www.who.int/nutrition/publications/micronutrients/guidelines/vas\\_mtct\\_hiv/en/](http://www.who.int/nutrition/publications/micronutrients/guidelines/vas_mtct_hiv/en/)
197. WHO. Whord Health Organization. Global Health Risk: mortality and burden of

diseases attributable to select major risks. Geneva, WHO, 2009.

198. WHO. World Health Organization. Obesity: prevention and managing the global epidemic. Geneva, WHO, 2000.

199. WHO. World Health Organization. Global action plan for the prevention and control of noncommunicable diseases 2013-2020. World Health Organization; 2010. [http://www.who.int/nmh/events/ncd\\_action\\_plan/en/](http://www.who.int/nmh/events/ncd_action_plan/en/). Accessed 13 Jul 2015.

200. WHO. WORLD HEALTH ORGANIZATION. 2013-2020 Global Action Plan For The Prevention And Control Of Noncommunicable DISEASES. . [S.l: s.n.], 2013. Disponível em: <[www.who.int](http://www.who.int)>.

201. WHO. WORLD HEALTH ORGANIZATION. Child Growth Standards. Length/height-for-age, weight-for-age, weight-for-length, weight-for-height and body mass index-for-age Methods and development. Geneva: [s.n.], 2006.

202. WHO. WORLD HEALTH ORGANIZATION. Physical status: the use and interpretation of anthropometry. Geneva: [s.n.], 1995.

203. WIGGINS S, KEATS S, HAN E, SHIMOKAWA S, HERNÁNDEZ JAV, CLARO RM. The rising cost of a healthy diet: changing relative prices of foods in high income and emerging economies. London; 2015. 64 p. <http://www.odi.org/sites/odi.org.uk/files/odi-assets/publications-opinion-files/9580.pdf> (acessado em 08/Jun/2018).

204. WIGGINS S, KEATS S. Future diets in the developing world: Questions, answers and gaps. London; 2017. 20 p. <https://www.odi.org/sites/odi.org.uk/files/resource-documents/11739.pdf> (acessado em 08/Jun/2018).

205. WILLIAMS, PETER; HULL, ALYCIA; KONTOS, MARIANNE. Trends in affordability of the Illawarra Healthy Food Basket 2000–2007. Nutrition and Dietetics, v. 66, n.1, pp. 27-32, March 2009.

206. WHO. World Health Organization (WHO). Child Growth Standards. Length/height-for-age, weight-for-age, weight-for-length, weight-for-height and body mass index-for-age Methods and development. Geneva: WHO; 2006.

207. WHO. WORLD HEALTH ORGANIZATION (WHO). Globalization, Diets and Noncommunicable Diseases. WHO, p. 1–185, 2002.

208. WHO. World Health Organization (WHO). Physical status: the use and interpretation of anthropometry. Geneva: WHO; 1995.

209. WHO. WORLD HEALTH ORGANIZATION (WHO). The top 10 causes of death. Disponível em: <<http://www.who.int/en/news-room/fact-sheets/detail/the-top-10-causes-of-death>>.

210. YUBA, Tania Yuka et al.. Evolution of the relative prices of food groups between 1939 and 2010 in the city of sao paulo, Southeastern Brazil. Revista de Saude Publica, v. 47, n. 3, p. 549–59, 2013.

211. ZHONG Y et al.. (2018) The short-term impacts of the Philadelphia beverage

tax on beverage consumption. *American Journal of Preventive Medicine* 55(1): 26-34.



**ANEXO**

**ANEXO 1** – Comitê de Ética em Pesquisa envolvendo Seres Humanos da Universidade Federal de Minas Gerais

UNIVERSIDADE FEDERAL DE  
MINAS GERAIS



## PARECER CONSUBSTANCIADO DO CEP

### DADOS DO PROJETO DE PESQUISA

**Título da Pesquisa:** PREÇO DOS ALIMENTOS E ESTADO NUTRICIONAL DE CRIANÇAS E ADOLESCENTES NO BRASIL

**Pesquisador:** Rafael Moreira Claro

**Área Temática:**

**Versão:** 1

**CAAE:** 88465018.1.0000.5149

**Instituição Proponente:** UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS

**Patrocinador Principal:** Financiamento Próprio

### DADOS DO PARECER

**Número do Parecer:** 2.689.435

#### Apresentação do Projeto:

Através deste trabalho pretende-se analisar a relação entre o preço dos alimentos e o estado nutricional de crianças e adolescentes brasileiros. Serão utilizados dados (amostra probabilística, com um plano amostral complexo, estratificado e conglomerado) da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), realizada entre 19 de maio de 2008 e 18 de maio de 2009. A utilização desses dados se justifica por ser o único inquérito com representatividade nacional que possui ao mesmo tempo dados sobre disponibilidade domiciliar de alimentos e estado nutricional dos indivíduos. Os autores ressaltaram que os dados da próxima POF (2017-18) não contemplarão a antropometria dos entrevistados. Como estes dados já estão coletados e tratados, para fins da presente pesquisa, não haverá coleta de dados diretamente com a população. O registro das despesas, rendimentos e outras características dos domicílios e dos indivíduos foram efetuados na POF 2008/09 por meio de sete diferentes questionários. Informações relativas ao preço dos grupos de alimentos e ao estado nutricional das crianças e adolescentes serão inicialmente descritas por meio de medidas de tendência central e dispersão. Modelos de regressão linear serão utilizados para investigação da associação entre o preço dos alimentos e o estado nutricional de crianças e adolescentes. Para a análise da influência da presença de crianças e adolescentes nas famílias sobre a relação entre o preço de alimentos ultraprocessados e seu consumo serão empregados modelos de regressão linear múltipla do tipo log-log. Para organização e análise das bases de dados será utilizado o software Stata 13.1.

Endereço: Av. Presidente Antônio Carlos, 6627 2ª Ad. 31208-900  
 Bairro: Unidade Administrativa II CEP: 31.270-901  
 UF: MG Município: BELO HORIZONTE  
 Telefone: (31) 3409-4592 E-mail: ccep@proc.ufmg.br

Continuação do Parecer: 2.600-435

#### Objetivo da Pesquisa:

De acordo com os proponentes, o objetivo primário do projeto é "analisar a relação entre o preço dos alimentos e o estado nutricional de crianças e adolescentes brasileiros." Como objetivo secundário pretende-se: analisar a relação entre o preço de alimentos marcadores da alimentação não saudável (alimentos ultraprocessados) e o estado nutricional de crianças e adolescentes; analisar a relação entre o preço de alimentos marcadores da alimentação saudável (alimentos in natura) e o estado nutricional de crianças e adolescentes; investigar a influência da presença de crianças e adolescentes nas famílias sobre a relação entre preço de alimentos ultraprocessados e seu consumo.

#### Avaliação dos Riscos e Benefícios:

Os riscos envolvidos na pesquisa são de ordem não-física e consistem em constrangimento moral caracterizado como tal. Como pesquisador responsável, o autor assume a garantia de minimização dos riscos de exposição e de quebra do sigilo por meio das seguintes medidas: não haverá acesso a dados pessoais e demais informações que possam quebrar o sigilo. Assim, não serão divulgados os nomes dos sujeitos e nem qualquer outro dado que possa levar a sua identificação. Os microdados da POF são fornecidos de forma gratuita pelo IBGE e não possibilitam a identificação das famílias estudadas, uma vez que nesses bancos são omitidos dados específicos de cada domicílio, como seu endereço, telefone e, até mesmo, o número do setor censitário no qual o domicílio está inserido. Da mesma forma, são suprimidas também as informações necessárias para a identificação dos moradores de cada domicílio. Além disso, a metodologia adotada para o presente estudo prevê que as famílias sejam estudadas agrupadas em conglomerados, novamente mantendo o sigilo dos indivíduos estudados pelas pesquisas. Os benefícios esperados por essa pesquisa se relacionam a identificação de possíveis fatores que determinam o estado nutricional de crianças e adolescentes.

#### Comentários e Considerações sobre a Pesquisa:

Este trabalho poderá ser capaz de contribuir para a ampliação e fortalecimento da discussão sobre a regulação do preço dos alimentos e da importância da promoção da alimentação saudável.

#### Considerações sobre os Termos de apresentação obrigatória:

Foram apresentados os seguintes documentos: formulário de informações básicas; parecer consubstanciado com aprovação em Câmara Departamental, Folha de Rosto assinada, projeto de pesquisa, orçamento, cronograma.

Endereço: Av. Presidente Antônio Carlos, 6627, 2ª Ad. Sl 2005  
 Bairro: Unidade Administrativa II CEP: 31.270-901  
 UF: MG Município: BELO HORIZONTE  
 Telefone: (31)3409-4562 E-mail: [comcp@ufmg.br](mailto:comcp@ufmg.br)

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE  
MINAS GERAIS**



Continuação do Parecer: 2.009-435

**Recomendações:**

Vide campo conclusões ou pendências e lista de inadequações.

**Conclusões ou Pendências e Lista de Inadequações:**

O projeto poderá ser aprovado, SMJ

**Considerações Finais a critério do CEP:**

Tendo em vista a legislação vigente (Resolução CNS 466/12), o COEP-UFMG recomenda aos Pesquisadores: comunicar toda e qualquer alteração do projeto e do termo de consentimento via emenda na Plataforma Brasil, informar imediatamente qualquer evento adverso ocorrido durante o desenvolvimento da pesquisa (via documental encaminhada em papel), apresentar na forma de notificação relatórios parciais do andamento do mesmo a cada 06 (seis) meses e ao término da pesquisa encaminhar a este Comitê um sumário dos resultados do projeto (relatório final).

Este parecer foi elaborado baseado nos documentos abaixo relacionados:

Tipo Documento	Arquivo	Postagem	Autor	Situação
Informações Básicas do Projeto	PB_INFORMAÇÕES_BÁSICAS_DO_PROJETO_1095160.pdf	23/04/2018 09:53:39		Aceito
Projeto Detalhado / Brochura Investigador	PROJETO_CPASSOS_RClaro_BROCHURA.pdf	23/04/2018 09:52:40	CAMILA MENDES DOS PASSOS	Aceito
Parecer Anterior	Parecer_122018_Pesquisa_RClaro.pdf	23/04/2018 09:50:55	CAMILA MENDES DOS PASSOS	Aceito
Orçamento	ORCAMENTO.pdf	23/04/2018 09:44:01	CAMILA MENDES DOS PASSOS	Aceito
Cronograma	CRONOGRAMA.pdf	23/04/2018 09:43:12	CAMILA MENDES DOS PASSOS	Aceito
Folha de Rosto	Folha_de_Rosto.pdf	23/04/2018 09:41:04	CAMILA MENDES DOS PASSOS	Aceito
Outros	88465018parecer.pdf	04/06/2018 11:18:01	Vivian Resende	Aceito
Outros	88465018aprovado.pdf	04/06/2018 11:18:23	Vivian Resende	Aceito

**Situação do Parecer:**

Aprovado

**Necessita Apreciação da CONEP:**

Não

Endereço: Av. Presidente Antônio Carlos, 6627 2º Ad S/N 31205  
 Bairro: Unidade Administrativa II CEP: 31.270-901  
 UF: MG Município: BELO HORIZONTE  
 Telefone: (31)3409-4502 E-mail: coep@coep.ufmg.br

UNIVERSIDADE FEDERAL DE  
MINAS GERAIS



Continuação do Parecer 2.606-435

BELO HORIZONTE, 04 de Junho de 2018

---

Assinado por:  
Vivian Resende  
(Coordenador)

Endereço: Av. Presidente Antônio Carlos, 6627 2ª. And 31.205  
Bairro: Unidade Administrativa II CEP: 31.270-901  
UF: MG Município: BELO HORIZONTE  
Telefone: (31)3409-4502

E-mail: [coep@proq.ufmg.br](mailto:coep@proq.ufmg.br)