

Determinantes da Ingestão Calórica Individual: O Papel do Status Socioeconômico e do Gênero

Determinants of Individual Caloric Intake: The Role of Socioeconomic Status and Gender

Autor(es): João Pedro Simões Magro, Alexandre Gori Maia.

Filiação: Doutorado em Ciências Econômicas na Unicamp, Professor do Instituto de Economia na Unicamp.

E-mail: jpsmagro@gmail.com, gori@unicamp.br.

Grupo de Trabalho (GT): GT10. Abastecimento, segurança alimentar e nutricional e dinâmicas de consumo

Resumo

Este trabalho realiza uma análise detalhada da associação entre o status socioeconômico e o consumo calórico individual. As análises são fundamentadas em dados provenientes do Inquérito Nacional Alimentar (INA), que se configura como um componente da Pesquisa de Orçamentos Familiares de 2017/2018, a qual foi conduzida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Para isso, aplicamos modelos de regressão quantílica, a fim de avaliar de que maneira se dá a dinâmica da elasticidade-renda-caloria e de que forma os anos de escolaridade influenciam os indivíduos em diferentes pontos da distribuição de consumo calórico. Adicionalmente, com o objetivo de captar relações não lineares entre os diversos componentes do status socioeconômico, esses elementos foram incorporados ao modelo por meio de formas funcionais quadráticas. Entre os principais resultados obtidos, destacamos o efeito heterogêneo do status socioeconômico ao longo da distribuição calórica. Observamos que a renda domiciliar per capita exerce um impacto mais significativo nos quantis inferiores da distribuição de ingestão calórica, que correspondem à região de restrição calórica. Por outro lado, os anos de escolaridade demonstram um efeito mais estável e consistente ao longo de todos os quantis analisados. A significância dos termos quadráticos, bem como dos coeficientes de renda e escolaridade, apresenta variações conforme a inclusão ou a exclusão de controles, o que indica uma interdependência entre as variáveis socioeconômicas consideradas. Esses resultados ressaltam que as dinâmicas de ingestão calórica estão intrinsecamente ligadas tanto ao status socioeconômico quanto ao sexo do indivíduo em análise.

Palavras-chave: Ingestão Calórica, Regressão quantílica, Inquérito Nacional Alimentar, Segmentação por sexo, Segurança Alimentar.

Abstract

This paper carries out a detailed analysis of the association between socioeconomic status and individual calorie intake. The analysis is based on data from the National Food Survey (INA), which is a component of the 2017/2018 Household Budget Survey conducted by the Brazilian

Institute of Geography and Statistics (IBGE). To do this, we applied quantile regression models to assess the dynamics of income-calorie elasticity and how years of schooling influence individuals at different points in the calorie consumption distribution. In addition, in order to capture non-linear relationships between the various components of socioeconomic status, these elements were incorporated into the model using quadratic functional forms. Among the main results obtained, we highlight the heterogeneous effect of socioeconomic status throughout the calorie distribution. We observed that per capita household income has a more significant impact on the lower quantiles of the calorie intake distribution, which correspond to the calorie restriction region. On the other hand, years of schooling show a more stable and consistent effect throughout all the quantiles analyzed. The significance of the quadratic terms, as well as the coefficients for income and schooling, varied according to the inclusion or exclusion of controls, indicating an interdependence between the socioeconomic variables considered. These results emphasize that the dynamics of calorie intake are intrinsically linked to both the socioeconomic status and gender of the individual under analysis.

Key words: Caloric Intake, Quantile regression, National Food Intake Survey, Segmentation by sex, Food Security.

1. Introdução

A segurança alimentar e nutricional no Brasil passou, nas duas últimas décadas, por ciclos distintos marcados pela melhoria dos seus indicadores, seguido por piora desses mesmos indicadores. Após ser observado no ano de 2014 o menor nível de insegurança alimentar desde o início da série (IBGE, 2014), quatro anos depois, em 2018, observou-se importante retrocesso que culminou no aumento da insegurança alimentar e nutricional (IBGE, 2020a).

A relação entre pobreza e a exposição à restrições alimentares já foi amplamente estudada, tanto pela literatura internacional por Deaton e Drèze (2009) e Subramanian e Deaton (1996), quanto pela literatura nacional como em Hoffmann (2012, 2012) e Jesus e Hoffmann (2024). Convergingo com essa observação, uma série de estudos apontam para a efetividade do combate à fome e insegurança alimentar através de programas condicionais de transferência de renda (De Araújo Palmeira *et al.*, 2021; Mohammadi-Nasrabadi, 2016; Saldivar-Frausto *et al.*, 2022); o que, através da maior disponibilidade de renda é possível expandir a ingestão de alimentos pela população. Essa recente dinâmica, principalmente nos níveis de insegurança alimentar moderada e grave, está diretamente relacionada à ciclos de expansão econômica com concomitante distribuição de renda, que resultaram na redução da pobreza e desigualdade (Barbosa; Souza; Soares, 2020; Belik, 2015). Essa população pobre e em vulnerabilidade alimentar apresentam hábitos de consumo alimentar que, em primeira análise, tentam lidar com as restrições impostas ao domicílio. Estratégias essas como redução das porções de consumo e diversidade de produtos que compõem as refeições (Frozi *et al.*, 2015). Ou seja, em domicílios sob restrição alimentar, onde tem-se que optar entre os distintos dispêndios da renda, diferentes estratégias podem ser traçadas para se lidar com tal restrição.

Ainda assim, recentemente no Brasil observou-se não apenas a primeira redução da insegurança alimentar – com seguido retrocesso – mas também o aumento nas prevalências de desfechos nutricionais de sobrepeso e obesidade, sendo esse incremento e prevalência mais significativos na população feminina (IBGE, 2021).

Apesar de influenciadas por características socioeconômicas, no Brasil a preocupação com o controle do peso corpóreo se faz evidente. Ele é propagado por políticas públicas integradas ao Sistema Único de Saúde (SUS) e ao Sistema Único de Assistência Social (SUAS). Essas intervenções se dão por meio de uma diversidade de ferramentas, como o acompanhamento das características antropométricas da população brasileira atendida na Atenção Primária à Saúde (APS), que orienta a população de acordo com as diretrizes da Política Nacional de Alimentação e Nutrição (PNAN) (Bortolini *et al.*, 2020), baseada no *Guia alimentar para a população Brasileira* (Brasil, 2014). Sendo uma das principais estratégias de controle do peso corporal é a redução do consumo calórico (Smethers; Rolls, 2018), amplamente divulgada.

A obesidade é um desfecho nutricional adverso que gera uma série de consequências, afetando tanto os rendimentos dos indivíduos quanto os gastos com saúde (Kesaite; Greve, 2024; Zacher; Von Hippel, 2022) – tanto individual quanto governamental. Além disso, a obesidade influencia a forma como os indivíduos acessam o mercado de trabalho. Considerando os ciclos econômicos e controladas as características dos postos de ocupação, mundialmente, indivíduos obesos tendem a apresentar maiores quedas em suas taxas de ocupação durante períodos de crise econômica, em comparação ao restante da população (Inafuku, 2023, p. 2331).

Assim, uma das formas de se observar o consumo alimentar diretamente é justamente a análise do consumo calórico individual (Rocha, 2012, p. 52–53; Takagi; da Silva; Delgrossi, 2001). Na literatura internacional, o recente debate acerca das características do consumo calórico da população e sua distribuição recai sobre a dinâmica de responsividade ao incremento de renda nos distintos níveis de consumo calórico; esta se mostra como não-linear, apresentando quebras estruturais e relações condicionadas à renda, nível de instrução e quanto ao nível de consumo calórico (Bhuyan; Sahoo; Suar, 2020; Deaton; Drèze, 2009; Rathu Manannalage; Ratnasiri; Chai, 2023, p. 1224, 2023; Subramanian; Deaton, 1996; Zhou; Yu, 2015).

A literatura nacional, em geral, se concentra em análises sobre a disponibilidade calórica em domicílios expostos à insegurança alimentar, como nas pesquisas de Braga e Costa (2021) e Costa *et al.* (2014). Por outro lado, estudos sobre o consumo calórico individual têm sido abordados através da exposição compreensão dos efeitos à insegurança alimentar grave, como demonstrado por Ferreira *et al.* (2023) e Kubo, Da Costa e Gubert (2020). Esses enfoques sobre o consumo calórico são compreensíveis, considerando que, historicamente, o Brasil enfrenta o flagelo da fome e da insegurança alimentar de forma estrutural.

Assim, o presente trabalho busca analisar como se dá o consumo calórico da população brasileira em diferentes posições da distribuição consumo calórico, para além dos domicílios que sofrem de algum grau de insegurança alimentar. Com foco principal na compreensão dos condicionantes e fatores que influenciam esse consumo, não apenas pela perspectiva de restrição alimentar, mas também nos contextos de ingestão calórica e status socioeconômicos mais elevados.

2. Material e métodos

Base de dados

Os dados utilizados são da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) entre 11 de junho de 2017 e 9 de julho de 2018 (IBGE, 2019, p. 7, 2023). A POF descreve o padrão de vida e o perfil nutricional da população brasileira, fornecendo informações para a formulação de políticas públicas (Vaz;

Hoffmann, 2020, p. 288). A amostra abrange dois níveis amostrais: domicílio e indivíduo (IBGE, 2020b, p. 21–22). A amostra do Inquérito Nacional de Alimentação (INA), que faz parte da POF, é composta por um terço da amostra total da pesquisa, totalizando 20.112 domicílios com 46.164 indivíduos amostrados (IBGE, 2020b, p. 21–26). É a partir deste inquérito que são obtidas as médias de consumo de quilocalorias. Foram excluídas observações de indivíduos que praticavam algum tipo de dieta ou que registraram um dia atípico de consumo. Os pesos amostrais foram aplicados em todas as análises, diretamente nos modelos, nas estimativas de média e desvio padrão foi considerada a amostragem complexa da pesquisa.

Variáveis de interesse e de controle

A variável dependente analisada é o consumo calórico individual, expresso em quilocalorias adulto-equivalentes. Essa variável é estimada com base no registro de 24 horas do consumo alimentar de cada morador em dois dias não consecutivos, conforme registrado no INA. Para calcular a ingestão calórica, utilizou-se a Tabela Brasileira de Composição de Alimentos (TBCA) (IBGE, 2020b, p. 21–26). O consumo calórico foi normalizado pela divisão por um fator de conversão para quilocalorias adulto-equivalente, permitindo a comparabilidade entre grupos demográficos distintos. Esse fator considera a necessidade básica de ingestão calórica de um adulto de referência – 2.550 quilocalorias – e varia de acordo com características individuais, como idade, sexo, gestação e amamentação (Claro *et al.*, 2010).

O *status socioeconômico* analisado por este estudo considera dois fatores principais: a renda domiciliar *per capita* (RDPC) e anos de estudo (ADE) do indivíduo, assim como é considerado em Maia (2006) e Maia, Yalonetzky e Serra (2020). A renda, imputada como renda domiciliar *per capita*, é calculada pela divisão da renda total disponível no domicílio – após a dedução – pelo número de pessoas na unidade de consumo (IBGE, 2019) e inserida no modelo através de uma forma funcional quadrática. Os anos de estudo completos pelo indivíduo são uma variável quantitativa discreta, também incorporada ao modelo por meio de uma forma funcional quadrática. A literatura brasileira geralmente utiliza variáveis em níveis para esse tipo de análise¹; entretanto, a inclusão de uma relação quadrática permite descrever uma relação não linear com o consumo calórico, o que é relevante para o estudo. Ambas as variáveis de interesse foram inseridas por formas funcionais quadráticas para testar a hipótese de que o *status socioeconômico* não apresenta uma relação linear com o consumo de calorias.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas, média e desvio padrão, para variáveis de análise, quantis 25º, 50º e 75º, Brasil, 2018.

Variável	Q 0,25, N = 51,888,7391¹	Q 0,5, N = 103,466,2721¹	Q 0,75, N = 51,748,7801¹
Quilocaloria adulto equivalente	1.079 (218)	1.787 (246)	2.865 (663)
Renda domiciliar per capita	1.387 (2.412)	1.472 (2.194)	1.630 (2.354)
Anos de estudo	9 (5)	9 (4)	9 (4)

¹ Como em Hoffmann (2012) e (2013).

Variável	Q 0,25, N = 51,888,7391 ¹	Q 0,5, N = 103,466,2721 ¹	Q 0,75, N = 51,748,7801 ¹
CNAE			
Desempregado / Fora da força	22.348.446 (43%)	44.987.341 (43%)	21.242.060 (41%)
Empregados	29.576.581 (57%)	58.975.775 (57%)	30.531.780 (59%)
Jornada de trabalho	21 (22)	21 (22)	23 (22)
Idade	39 (19)	40 (19)	40 (19)
Localidade do domicílio			
Rural	7.821.010 (15%)	14.705.004 (14%)	7.810.198 (15%)
Urbano	44.067.729 (85%)	88.761.268 (86%)	43.938.581 (85%)
Macrorregião			
Nordeste	13.249.891 (26%)	28.768.705 (28%)	14.464.386 (28%)
Norte	4.900.550 (9.4%)	8.087.495 (7.8%)	4.779.069 (9.2%)
Sudeste	22.633.209 (44%)	45.050.461 (44%)	19.700.682 (38%)
Sul	7.185.809 (14%)	13.848.467 (13%)	8.569.647 (17%)
Centro-oeste	3.919.281 (7.6%)	7.711.143 (7.5%)	4.234.995 (8.2%)
Raça / Cor			
Branços e Amarelos	21.525.190 (41%)	44.997.209 (43%)	23.617.540 (46%)
Pretos, Pardos e indígenas	30.363.548 (59%)	58.469.062 (57%)	28.131.240 (54%)

Nota: 1 Média (Desvio padrão); Número de observações (%).

Fonte: Elaborado pelos autores com dados de (IBGE, 2023).

Na suíte de variáveis controle estão consideradas as macrorregiões brasileiras, a localidade do domicílio – urbana e rural –, a idade do indivíduo – de forma linear e quadrática – raça ou cor do indivíduo e as variáveis relacionadas à ocupação do indivíduo; setor de ocupação classificado pelo Cadastro Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) e o comprimento da jornada de trabalho em horas trabalhadas.

Estratégia de análise

A análise concentra-se em dois segmentos populacionais: o primeiro refere-se à localização na distribuição do consumo calórico e o segundo está condicionado ao sexo do

indivíduo amostrado. A estratégia empírica deve elaborar análises condicionais à distribuição da variável resposta. Dentro do ferramental analítico econométrico, o modelo de regressão quantílica (RQ) apresenta características desejáveis para a análise proposta. Esse modelo foi descrito pela primeira vez no trabalho seminal de Koenker e Bassett (1978), que lançou as bases da metodologia centrada na estimativa de quantis condicionais e na captação da heterogeneidade dos dados.

Essa característica da RQ torna o método útil para analisar efeitos heterogêneos ao longo da distribuição da variável resposta, permitindo que os regressores variem de maneiras distintas, condicionadas à distribuição do regressando (Koenker, 2017, p. 13–16). Portanto, o modelo de RQ permite a elaboração de regressões condicionais à distribuição, viabilizando a análise da dispersão condicional das covariáveis do modelo (Angrist; Chernozhukov; Fernandez-Val, 2004, p. 3–6; Buchinsky, 1994, p. 453; Buchinsky; Hahn, 1998; Koenker; Bassett, 1978).

Essa propriedade é importante para a análise pois o intuito é examinar regiões específicas da distribuição, como as porções de déficit – região caudal esquerda – e de sobreconsumo – região caudal direita – do consumo calórico. Pretende-se também analisar como se comportam a elasticidade da RDPC e ADE e qual a influência das características do domicílio e do indivíduo em seu consumo calórico.

Dessa forma, o modelo de RQ consegue lidar com os principais problemas observados nos dados – presença de valores atípicos, heterocedasticidade e assimetria da distribuição – além de possibilitar uma análise robusta das regiões e das interações de interesse.

Ao todo, foram aplicados três modelos de RQ nos quantis analisados – 25º, 50º e 75º – da distribuição de consumo calórico QAE. Todos esses modelos foram aplicados na amostra total e nos segmentos feminino e masculino. O modelo RQ pode ser representado da seguinte maneira:

$$Q_{\tau}(y) = \mathbf{s}\delta_{\tau} + \mathbf{x}\beta_{\tau}$$

O vetor $\mathbf{s}$ contém as variáveis relacionadas ao padrão socioeconômico da pessoa (renda e escolaridade), enquanto o outro vetor $\mathbf{x}$ contém as variáveis de controle. Nosso interesse central é analisar os coeficientes do vetor δ_{τ} , que indicam o efeito marginal de uma variação na variável de interesse sobre o quantil τ da distribuição de consumo calórico.

3. Resultados

Analisando os modelos, temos, para toda a população, que a dimensão com os maiores efeitos estimados é a da renda; no 25º quantil, ele apresenta relação quadrática com o maior efeito entre os quantis: de 0,133 (p-valor <0,01) para seu termo linear e de -0,006 (p-valor <0,05) para seu termo quadrático.

Tabela 2 – Modelos quantílicos aplicados aos quantis 25º, 50º e 75º, toda amostra, amostra feminina e amostra masculina, Brasil, 2018.

Regressor	Toda amostra			Amostra feminina			Amostra masculina		
	Q 25º	Q 50º	Q 75º	Q 25º	Q 50º	Q 75º	Q 25º	Q 50º	Q 75º
Renda domiciliar per capita	0,133** *	0,070** *	0,036*	0,090** *	0,073** *	0,04	0,165** *	0,053	0,01
	(-0,034)	(-0,014)	(-0,022)	(-0,029)	(-0,013)	(-0,037)	(-0,02)	(-0,039)	(-0,034)

Regressor	Toda amostra			Amostra feminina			Amostra masculina		
	Q 25°	Q 50°	Q 75°	Q 25°	Q 50°	Q 75°	Q 25°	Q 50°	Q 75°
Renda domiciliar per capita ²	-0,006**	-0,002*	0	-0,003	-0,002*	0	0,008** *	0	0,003
	(-0,003)	(-0,001)	(-0,002)	(-0,002)	(-0,001)	(-0,003)	(-0,002)	(-0,003)	(-0,003)
Anos de estudo	0,023** *	0,017** *	0,019** *	0,016** *	0,013** *	0,014** *	0,028** *	0,023** *	0,026** *
	(-0,003)	(-0,003)	(-0,003)	(-0,004)	(-0,004)	(-0,004)	(-0,005)	(-0,004)	(-0,005)
Anos de estudo ²	- 0,001** *	- 0,001** *	- 0,001** *	- 0,001**	- 0,000**	- 0,001**	- 0,002** *	- 0,001** *	- 0,002** *
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Constant	6,643** *	7,123** *	7,471** *	6,875** *	7,166** *	7,522** *	6,490** *	7,110** *	7,489** *
	(-0,113)	(-0,05)	(-0,073)	(-0,099)	(-0,046)	(-0,124)	(-0,067)	(-0,132)	(-0,112)
Controles									
Macrorregião	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Localidade	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Idade	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Idade ²	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Raça ou cor	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Setor da ocupação (CNAE)	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Jornada de trabalho	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Medidas de ajuste									
Pseudo R2	0,01	0,01	0,01	0,49	0,49	0,49	0,53	0,53	0,53
	54527,6	45449,2	49325,0	27991,6	23072,9	25174,8	26314,9	22221,3	24001,4
AIC	8	5	1	8	8	9	5	9	7
Observações	46150	46150	46150	24692	24692	24692	21458	21458	21458

Nota: *** Significativo ao nível de 1 por cento, ** Significativo ao nível de 5 por cento e * Significativo ao nível de 10 por cento.

Fonte: Elaborado pelos autores com dados de (IBGE, 2023).

Avançando para o 50° quantil, o estimador linear da RDPC foi de 0,07 (p-valor <0,01) e o quadrático de -0,002 (p-valor <0,1). Aqui, temos uma redução do efeito e uma diminuição da capacidade explicativa da relação quadrática entre calorias ingeridas e RDPC. No 75° quantil, essa característica se amplifica; o regressor quadrático da RDPC perde significância estatística. Assim, no 75° quantil, a relação quadrática entre renda e consumo calórico não apresenta capacidade explicativa, com o regressor linear ajustando um efeito de 0,036 (p-valor <0,1).

Para Anos de Escolaridade, foi observado um efeito que também reduz, entretanto, com menor variação, variando de 0,023 (p-valor <0,01) no 25º quantil até 0,019 (p-valor <0,01) no 75º quantil, todos os termos quadráticos apresentaram significância em 1% (p-valor <0,01) e efeito de 0,001 (Tabela 2).

Comparando os efeitos estimados para RDPC com os coeficientes estimados para ADE, o segundo apresenta efeitos substancialmente menores, entretanto, mais estáveis. Considerando os papéis de cada um dos regressores que compõem o status socioeconômico dos indivíduos analisados, observamos que a renda determina os resultados na extremidade inferior da distribuição, enquanto a escolaridade fornece uma base explicativa estável em todos os quantis.

Uma forma de verificar se existem diferenças entre os quantis é por meio do teste proposto por Koenker e Bassett (1982). Nesse teste, são avaliadas as significâncias dos estimadores em relação à necessidade do ajuste de regressões quantílicas, ou seja, se há diferença entre os coeficientes estimados pelas regressões nos quantis (Tabela 3).

Tabela 3 – Testes de Wald de Heterocedasticidade em Regressões Quantílicas, quantis 25º, 50º e 75º para os modelos aplicados nas amostras total, masculino e feminino, baseado em Koenker e Bassett (1982).

Quantis	Amostra	Graus de Liberdade	Graus de Liberdade dos Resíduos	Estatística F	Pr (> F)	Nível de significância
25º, 50º e 75º	Total	28	138422	3.081	7.59e-08	< 0.01
	Masc	28	64346	2.717	2.55e-06	< 0.01
	Fem	28	74048	1.619	2.04e-02	< 0.05

Fonte: Elaborado pelos autores com dados de (IBGE, 2023).

Para todas as amostras, rejeitamos a hipótese nula de que as inclinações dos coeficientes são iguais para os diferentes quantis; indicando que as relações entre variáveis mudam ao longo da distribuição condicional da variável dependente. Assim, o efeito das variáveis explicativas não é uniforme, reforçando a necessidade do uso de regressão quantílica para capturar essas variações (Tabela 3).

Ainda assim, ao analisar a pertinência dos modelos e seu ajuste, outra característica emerge. Conforme proposto por Koenker e Machado (1999), por meio de um pseudo R^2 , observamos que os modelos aplicados aos quantis de 25º, 50º e 75º apresentaram pseudo R^2 de 0,013, 0,013 e 0,012, respectivamente; muito baixos² em todos os quantis. Isso indica que os modelos não têm boa aderência ao fenômeno analisado (Tabela 2).

Além disso, em uma segunda análise do ajuste do modelo pelo Critério de Informação de Akaike (AIC) (Akaike, 1974), que avalia o ajuste pela log-verossimilhança e penaliza a adição de parâmetros para evitar overfitting (Akaike, 1974; Vrieze, 2012); encontramos valores relativamente altos: 54.527, 45.449 e 49.325 para os quantis de 25º, 50º e 75º, respectivamente (Tabela 2).

Dessa forma, temos um modelo que, ao ser aplicado à população, apresenta estimadores de interesse com certa robustez, considerando tanto a teoria por trás das estimativas quanto a estabilidade e os resultados nos dados dos quantis. Fica evidente a necessidade de considerar a heterogeneidade entre os estimadores ao longo da distribuição; no entanto, o ajuste ainda é pouco aderente ao fenômeno.

A hipótese sustentada aqui é que, devido ao agrupamento dos sexos, mesmo com a normalização do consumo calórico individual, o modelo apresenta pouca aderência, uma vez que os mesmos regressores exibem dinâmicas distintas entre os sexos.

² A escala varia de 0 a 1, onde 0 indica que o valor médio no quantil explica melhor do que o modelo, e 1 indica um modelo bem ajustado.

Analisando o mesmo modelo aplicado às subamostras feminina e masculina, os indicadores de ajuste mudam significativamente. Para o pseudo R^2 , foram estimados valores de 0,485 para os quantis 25°, 50° e 75° do sexo feminino e de $\cong 0,53$ para o sexo masculino. O AIC dos modelos também apresentou redução significativa, com valores estimados de 27.991, 23.072 e 25.174 para os quantis 25°, 50° e 75° do sexo feminino, e de 26.314, 22.221 e 24.001 para o sexo masculino (Tabela 2). Assim, prosseguiremos com a análise das subamostras por sexo.

Na subamostra feminina, a RDPC apresentou significância apenas em dois quantis: no 25° quantil, apenas no termo linear, com um efeito de 0,09 (p-valor $<0,01$); e no 50° quantil, foi estimado um efeito de 0,073 (p-valor $<0,01$) para o termo linear e de -0,002 (p-valor $<0,1$) para o termo quadrático. O 75° quantil não apresentou significância em nenhum dos dois termos (Tabela 2).

O efeito estimado da escolaridade na população feminina foi, assim como na amostra total, estável em todos os quantis, tanto em magnitude quanto em significância. Para os termos lineares, foram estimados efeitos de 0,016, 0,013 e 0,014 (p-valor $<0,01$), e de -0,001 (p-valor $<0,05$) para todos os termos quadráticos (Tabela 2).

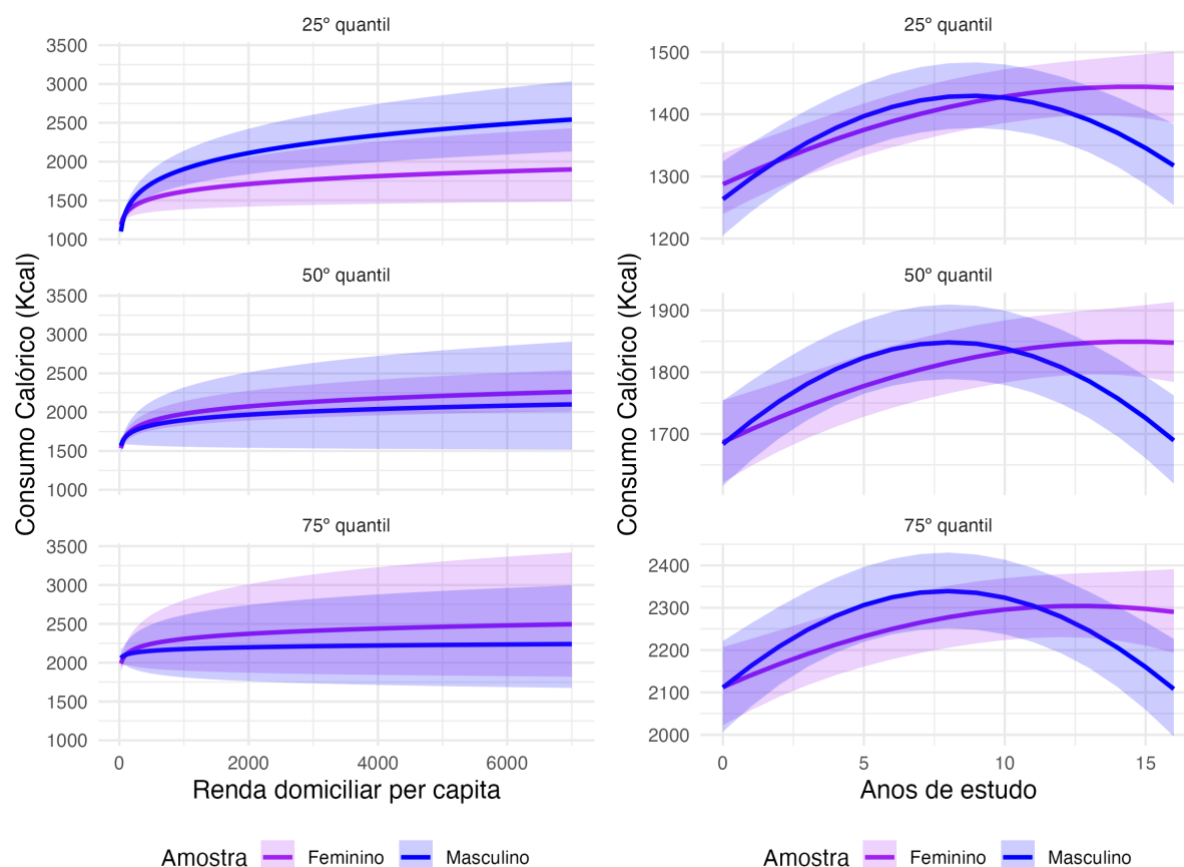
Por sua vez, o efeito estimado da RDPC para a subamostra masculina foi de 0,165 (p-valor $<0,01$) para o termo linear e de -0,008 (p-valor $<0,01$) para o termo quadrático; nos outros dois quantis, nenhum dos estimadores apresentou significância estatística (Tabela 2).

Passando para o segundo regressor de interesse, observamos efeitos estatisticamente significativos (p-valor $<0,01$) em ambos os termos da relação quadrática para todos os quantis. Nos termos lineares, os efeitos estimados foram de 0,028, 0,023 e 0,026 para os quantis 25°, 50° e 75°, respectivamente. Quanto aos termos quadráticos, os efeitos foram de -0,002, -0,001 e -0,002 para os quantis 25°, 50° e 75° (Tabela 2).

4. Discussão

O efeito do status socioeconômico apresenta condicionalidade à distribuição do consumo calórico, quando analisado o extremo inferior – região de déficit calórico – considerando toda a população temos a renda como principal estimador para compreensão da dinâmica (Imagem 1).

Imagem 1 – Estimativas dos modelos com controles para área da ocupação (CNAE) e jornada de trabalho feitas através da renda domiciliar *per capita* e dos anos de escolaridade, quantis 25º, 50º e 75º, amostras feminina e masculina, Brasil, 2018.



Fonte: Elaborado pelos autores com dados de (IBGE, 2023).

É sabido que, dado um certo nível de rendimento econômico, a elasticidade-renda caloria tende a diminuir e, observando em paralelo a elasticidade-preço caloria destes domicílios esta também varia (Deaton; Drèze, 2009). Ao se restringir a distribuição entre domicílios pobres em caloria, mas com maiores níveis de renda, a tendência é de diversificação do consumo calórico, e não de expansão do consumo (Bhuyan; Sahoo; Suar, 2020, p. 21). Essa dinâmica pode ser descrita através de dois estágios de consumo calórico, um consumo caloricamente “pobre” e outro consumo caloricamente “afluente” (Rathu Manannalage; Chai; Ratnasiri, 2023, p. 1224; Zhou; Yu, 2015). Assim temos que, para a nossa amostra os quantis que apresentam consumos “pobres” em caloria, estima efeitos maiores da RDPC; o segundo, referente a consumos caloricamente “afluentes”, estima efeitos reduzidos da RDPC, convergindo com a literatura internacional.

Esse efeito segrega de maneira distinta entre os sexos. Para a população masculina ele está circunscrito no primeiro quantil analisado, para a população feminina ele apresenta seu maior efeito – e linear – no primeiro quantil com um efeito rebaixado – e quadrático – no

segundo quantil. Esse fenômeno pode encontrar explicação na penalidade por obesidade enfrentada por mulheres.

São observados impactos na empregabilidade da população feminina obesa e estes se dão principalmente por serem consideradas menos aptas para o trabalho, efeito que não é observado na população masculina (Flint *et al.*, 2016, p. 8).

No Brasil, os efeitos nos salários são ainda mais discrepantes entre os gêneros. Para a população masculina, observa-se um prêmio salarial, que se torna maior conforme se avança nos extratos de rendimento desses indivíduos. Por outro lado, para a população feminina, verifica-se o contrário; há uma penalidade nos salários para mulheres obesas, e essa penalidade aumenta à medida que se avança nos extratos de rendimento dessas mulheres (Souza; Sousa; Cruz, 2023, p. 902–903).

A relação quadrática no 50º quantil pode ser explicada dessa forma, há uma resistência na expansão do consumo calórico por parte da população feminina como forma de gestão do peso corpóreo por pressão social, entretanto, essa pressão se dá apenas na região de consumo calórico já suficiente.

Por sua vez, o efeito da escolaridade, que também compõe o *status socioeconômico* dos indivíduos analisados, apresenta estimadores com maior estabilidade ao longo dos quantis. A escolaridade do indivíduo ou do chefe do domicílio influencia positivamente a segurança alimentar e nutricional; o aumento da escolaridade propicia incremento da disponibilidade calórica domiciliar além da redução na exposição à IA grave (Braga; Costa, 2021; Costa *et al.*, 2014; de Jesus; Hoffmann, 2024).

Esta literatura ajuda a explicar o efeito positivo da escolaridade no incremento de consumo calórico nos ADE mais baixos e o porquê do maior efeito ser observado no 25º quantil. Entretanto uma relação quadrática é muito bem caracterizada, o que recai a necessidade de se explicar o porquê da redução do consumo nos ADE mais altos (Imagem 1).

Por um lado, domicílios caloricamente pobres, o aumento de escolaridade reduz o preço pago por caloria, enquanto em domicílios caloricamente ricos, a escolaridade leva à diversificação das fontes calóricas – sem indicar melhoria da dieta (Rathu Manannalage; Ratnasiri; Chai, 2022). Considerando a segregação da amostra, no geral, as mulheres praticam dietas mais saudáveis do que os homens, considerando o Índice de Dieta Planetária (PHDI), mesmo em situações de insegurança alimentar (Ferreira *et al.*, 2023). No Brasil, indivíduos com nível de escolaridade mediano consomem produtos ultraprocessados (UP) com mais frequência, enquanto aqueles com níveis mais altos tendem a consumir, com maior frequência, produtos *in natura* ou minimamente processados. Além disso, os autores apontam que a frequência de consumo de produtos *in natura* e minimamente processados é significativamente maior no sexo feminino (Crepaldi *et al.*, 2022, p. 6). O consumo de produtos UP – alimentos caloricamente densos – está diretamente ligado ao aumento da ingestão de calorias (Popkin *et al.*, 2021, p. 463; Vaz; Hoffmann, 2020, p. 287).

Portanto, o efeito mais acentuado na população masculina pode ser explicado por uma melhoria maior em comparação à população feminina, uma vez que esta já apresenta hábitos alimentares melhores. Assim, há uma diferença na dieta consumida pelos diferentes segmentos do sexo da população, e essa interação ocorre de maneira distinta com a escolaridade do indivíduo.

Analisando o efeito de ADE nos estimadores de RDPC, para a população masculina, escolaridade tem efeito inverso o do observado para a subamostra feminina; reduz o estimador da renda no consumo de calorias, também se mostrando um importante controle dessa relação. Isso sugere que o status socioeconômico tem maior impacto incremental em contextos de déficit calórico, saindo dessa região ele decresce e que anos de escolaridade tem uma relação mais estável entre as regiões de distribuição calórica.

Para o sexo feminino, os anos de estudo apresentam um efeito menor do que o observado para o sexo masculino, entretanto, eles aumentam tanto o efeito da RDPC quanto sua significância estatística. O termo quadrático no 50º quantil perde sua significância quando se omite o controle por renda; assim, mostram-se um importante controle para essa relação nessa subamostra.

5. Conclusão

Este artigo analisa como se dá a relação do *status socioeconômico* com a ingestão calórica individual. Temos, primeiro, que as relações entre os indicadores de *status socioeconômico* apresentam relações distintas entre os quantis da distribuição de consumo calórico expressado pelos estimadores e reforçado pelo teste de Wald de Heterocedasticidade em Regressões Quantílicas. A RDPC se apresenta como importante estimador para o nível de consumo calórico em regiões da distribuição de consumo deficitário e ADE descreve com maior estabilidade a dinâmica de ingestão calórica. Além disso, dois perfis bem distintos entre as subamostras quando condicionamos estes à pontos distintos da distribuição.

Para a população masculina, a renda exerce um efeito expressivo e quadrático apenas na região de restrição calórica da distribuição – primeiro quantil. No caso feminino, o efeito da renda se manifesta nos dois primeiros quantis, mas de maneira distinta: no primeiro quantil, o efeito é menor e não apresenta significância estatística para o termo quadrático; no segundo, a relação é quadrática, e no terceiro, ambos os sexos não mostram significância em nenhum dos dois termos.

Avançando para o segundo termo de interesse, anos de escolaridade, observamos também efeitos distintos, principalmente em magnitude, entre os sexos. Entretanto, ambos estimadores se apresentam como sólidos estimadores em regiões de *status socioeconômico* mais afluentes. Assim, é necessário considerarmos dinâmicas de ingestão calórica sensíveis às desigualdades socioeconômicas e de gênero, dado que o efeito da renda e de anos de escolaridade não é uniforme ao longo da distribuição ou entre os sexos. Assim, o endereçamento dos problemas de restrição calórica ou de sobreconsumo calórico deve reconhecer as diferentes trajetórias de acesso, escolha e restrição alimentar, atuando de forma integrada sobre os determinantes sociais da alimentação.

6. Referências

AKAIKE, H. A New Look at the Statistical Model Identification. In: PARZEN, E.; TANABE, K.; KITAGAWA, G. (org.). **Selected Papers of Hirotugu Akaike**. New York, NY: Springer New York, 1974. (Springer Series in Statistics). p. 215–222. Disponível em: https://link.springer.com/10.1007/978-1-4612-1694-0_16. Acesso em: 9 mar. 2025.

ANGRIST, J. D.; CHERNOZHUKOV, V.; FERNANDEZ-VAL, I. Quantile Regression under Misspecification, with an Application to the U.S. Wage Structure. **SSRN Electronic Journal**, [s. l.], 2004. Disponível em: <http://www.ssrn.com/abstract=544222>. Acesso em: 28 jan. 2023.

BARBOSA, R. J.; SOUZA, P. H. G. F. D.; SOARES, S. S. D. Distribuição de Renda nos Anos 2010: Uma Década Perdida para Desigualdade e Pobreza. **Texto para Discussão**, [s. l.], n. TD 2610, Texto para Discussão, p. 1–52, 2020.

BELIK, W. A política brasileira de segurança alimentar e nutricional: concepção e resultados. **Segurança Alimentar e Nutricional**, [s. l.], v. 19, n. 2, p. 94, 2015.

BHUYAN, B.; SAHOO, B. K.; SUAR, D. Quantile Regression Analysis of Predictors of Calorie Demand in India: An Implication for Sustainable Development Goals. **Journal of Quantitative Economics**, [s. l.], v. 18, n. 4, p. 825–859, 2020.

BORTOLINI, G. A. *et al.* Ações de alimentação e nutrição na atenção primária à saúde no Brasil. **Revista Panamericana de Salud Pública**, [s. l.], v. 44, p. 1, 2020.

BRAGA, C. A. S.; COSTA, L. V. OBESIDADE, DESNUTRIÇÃO E POBREZA: A INSEGURANÇA ALIMENTAR E NUTRICIONAL NA ÓTICA DO ESPAÇO SOCIAL ALIMENTAR. **Análise Econômica**, [s. l.], v. 39, n. 78, 2021. Disponível em: <https://seer.ufrgs.br/AnaliseEconomica/article/view/87727>. Acesso em: 22 jan. 2024.

BRASIL, M. da S. **Guia alimentar para a população brasileira**. 2. ed. Brasília: [s. n.], 2014.

BUCHINSKY, M. Changes in the U.S. Wage Structure 1963-1987: Application of Quantile Regression. **Econometrica**, [s. l.], v. 62, n. 2, p. 405, 1994.

BUCHINSKY, M.; HAHN, J. An Alternative Estimator for the Censored Quantile Regression Model. **Econometrica**, [s. l.], v. 66, n. 3, p. 53, 1998.

CLARO, R. M. *et al.* Per capita versus adult-equivalent estimates of calorie availability in household budget surveys. **Cadernos de Saúde Pública**, [s. l.], v. 26, n. 11, p. 2188–2195, 2010.

COSTA, L. V. *et al.* Fatores associados à segurança alimentar nos domicílios brasileiros em 2009. **Economia e Sociedade**, [s. l.], v. 23, n. 2, p. 373–394, 2014.

CREPALDI, B. V. C. *et al.* Educational inequality in consumption of in natura or minimally processed foods and ultra-processed foods: The intersection between sex and race/skin color in Brazil. **Frontiers in Nutrition**, [s. l.], v. 9, p. 1055532, 2022.

DE ARAÚJO PALMEIRA, P. *et al.* Multisectoral government programs and household food insecurity: evidence from a longitudinal study in the semiarid area of northeast, Brazil. **Food Security**, [s. l.], v. 13, n. 3, p. 525–538, 2021.

DE JESUS, J. G.; HOFFMANN, R. Insegurança alimentar no Brasil e relação com a pobreza e outros condicionantes, 2004 a 2023. **Segurança Alimentar e Nutricional**, [s. l.], v. 31, p. e024010, 2024.

DEATON, A.; DRÈZE, J. Food and Nutrition in India: Facts and Interpretations. [s. l.], n. 7, 2009.

FERREIRA, M. A. *et al.* Adherence to the EAT-Lancet diet and its relation with food insecurity and income in a Brazilian population-based sample. **Cadernos de Saúde Pública**, [s. l.], v. 39, n. 12, p. e00247222, 2023.

FLINT, S. W. *et al.* Obesity Discrimination in the Recruitment Process: “You’re Not Hired!” **Frontiers in Psychology**, [s. l.], v. 7, 2016. Disponível em:

<http://journal.frontiersin.org/Article/10.3389/fpsyg.2016.00647/abstract>. Acesso em: 4 mar. 2025.

FROZI, D. S. *et al.* Characteristics of Social Vulnerability and Food Insecurity among Urban Families in Extreme Poverty in Brazil. **Journal of Food Security**, [s. l.], v. 3, n. 2, p. 62–68, 2015.

HOFFMANN, R. Condicionantes do sobrepeso e da obesidade de adultos no Brasil, 2008-2009. **Segurança Alimentar e Nutricional**, [s. l.], 2012.

HOFFMANN, R. Determinantes da insegurança alimentar no Brasil em 2004 e 2009. **Segurança Alimentar e Nutricional**, [s. l.], v. 20, n. 2, p. 219, 2013.

IBGE, I. B. de G. e E. **Análise da segurança alimentar no Brasil**. Rio de Janeiro: IBGE, 2020a. (Pesquisa de orçamentos familiares, 2017-2018 / Ministério da Economia, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística-IBGE, Diretoria de Pesquisas, Coordenação de Trabalho e Rendimento). Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/index.php/biblioteca-catalogo?view=detalhes&id=2101749>.

IBGE, I. B. de G. e E. (org.). **Análise do consumo alimentar pessoal no Brasil, 2017-2018**. Rio de Janeiro: IBGE, 2020b. (Pesquisa de orçamentos familiares, 2017-2018 / Ministério da Economia, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística-IBGE, Diretoria de Pesquisas, Coordenação de Trabalho e Rendimento). Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101742.pdf>.

IBGE, I. B. de G. e E. Microdados - Pesquisa de Orçamentos Familiares 2017-2018. Rio de Janeiro, 2023. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/saude/24786-pesquisa-de-orcamentos-familiares-2.html?=&t=microdados>. Acesso em: 5 abr. 2023. Rio de Janeiro Microdados

IBGE, I. B. de G. e E. (org.). **Pesquisa de orçamentos familiares, 2017-2018: primeiros resultados**. Rio de Janeiro: IBGE, 2019.

IBGE, I. B. de G. e E. **Pesquisa Nacional de Saúde**. Rio de Janeiro, RJ: Ibge, 2021. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/index.php/biblioteca-catalogo?view=detalhes&id=2101758>.

IBGE, I. B. de G. e E. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: segurança alimentar, 2013**. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, 2014.

INAFUKU, R. Only the fit survive recessions: Estimating labor market penalties for the obese over the business cycle. **Health Economics**, [s. l.], v. 32, n. 10, p. 2322–2333, 2023.

KESAITE, V.; GREVE, J. The impact of excess body weight on employment outcomes: A systematic review of the evidence. **Economics & Human Biology**, [s. l.], v. 54, p. 101398, 2024.

KOENKER, R. Quantile Regression: 40 Years On. **Annual Review of Economics**, [s. l.], v. 9, n. 1, p. 155–176, 2017.

KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression Quantiles. **Econometrica**, [s. l.], v. 46, n. 1, p. 33, 1978.

KOENKER, R.; BASSETT, G. Robust Tests for Heteroscedasticity Based on Regression Quantiles. **Econometrica**, [s. l.], v. 50, n. 1, p. 43, 1982.

KOENKER, R.; MACHADO, J. A. F. Goodness of Fit and Related Inference Processes for Quantile Regression. **Journal of the American Statistical Association**, [s. l.], v. 94, n. 448, p. 1296–1310, 1999.

KUBO, S. E. D. A. C.; DA COSTA, T. H. M.; GUBERT, M. B. Intakes of energy, macronutrients and micronutrients of a population in severe food insecurity risk in Brazil. **Public Health Nutrition**, [s. l.], v. 23, n. 4, p. 649–659, 2020.

MAIA, A. G. **Espacialização de classes sociais no Brasil: uma nova dimensão para análise da estrutura social**. 2006. Doutorado em Economia Aplicada - Universidade Estadual de Campinas, Campinas, SP, 2006. Disponível em: <https://repositorio.unicamp.br/Busca/Download?codigoArquivo=490488>. Acesso em: 2 fev. 2024.

MAIA, A. G.; YALONETZKY, G. I.; SERRA, A. S. Mensuração da pobreza no Brasil: uma abordagem multidimensional. [s. l.], n. 1, p. 77, 2020.

MOHAMMADI-NASRABADI, F. Impact of Cash Transfer on Food Security: A Review. **Nutrition and Food Sciences Research**, [s. l.], v. 3, n. 2, p. 3–10, 2016.

POPKIN, B. M. *et al.* Towards unified and impactful policies to reduce ultra-processed food consumption and promote healthier eating. **The Lancet Diabetes & Endocrinology**, [s. l.], v. 9, n. 7, p. 462–470, 2021.

RATHU MANANNALAGE, K. M. L.; CHAI, A.; RATNASIRI, S. Eating to live or living to eat? Exploring the link between calorie satiation, Bennett's law, and the evolution of food preferences. **Journal of Evolutionary Economics**, [s. l.], v. 33, n. 4, p. 1197–1236, 2023.

RATHU MANANNALAGE, K. M. L.; RATNASIRI, S.; CHAI, A. A novel approach to measure poverty based on calorie deprivation - Evidence from household-level data. **The Journal of Economic Inequality**, [s. l.], v. 21, n. 4, p. 867–897, 2023.

RATHU MANANNALAGE, K. M. L.; RATNASIRI, S.; CHAI, A. Why do the educated poor pay less price per calorie? Evidence from household-level calorie consumption data. **International Journal of Social Economics**, [s. l.], 2022. Disponível em: <https://www.emerald.com/insight/content/doi/10.1108/IJSE-01-2022-0007/full/html>. Acesso em: 26 jan. 2024.

ROCHA, S. **Pobreza no Brasil: afinal, de que se trata?** [S. l.]: Fgv Editora, 2012.

SALDIVAR-FRAUSTO, M. *et al.* Effect of a conditional cash transference program on food insecurity in Mexican households: 2012–2016. **Public Health Nutrition**, [s. l.], v. 25, n. 4, p. 1084–1093, 2022.

SMETHERS, A. D.; ROLLS, B. J. Dietary Management of Obesity. **Medical Clinics of North America**, [s. l.], v. 102, n. 1, p. 107–124, 2018.

SOUZA, W. P. S. D. F.; SOUSA, D. T. D.; CRUZ, M. S. D. Decomposition of income differences between the obese and the non-obese in Brazil. **International Journal of Social Economics**, [s. l.], v. 50, n. 7, p. 894–909, 2023.

SUBRAMANIAN, S.; DEATON, A. The Demand for Food and Calories. **Journal of Political Economy**, [s. l.], v. 104, n. 1, p. 133–162, 1996.

TAKAGI, M.; DA SILVA, J. F. G.; DELGROSSI, M. Pobreza e Fome: em busca de uma metodologia para quantificação do problema no Brasil. **Texto para Discussão**, [s. l.], p. 60, 2001.

VAZ, D. V.; HOFFMANN, R. Elasticidade-renda e concentração das despesas com alimentos no Brasil: uma análise dos dados das POF de 2002-2003, 2008-2009 e 2017-2018. **Revista de Economia**, [s. l.], v. 41, n. 75, 2020. Disponível em: <https://revistas.ufpr.br/economia/article/view/70940>. Acesso em: 13 jan. 2024.

VRIEZE, S. I. Model selection and psychological theory: A discussion of the differences between the Akaike information criterion (AIC) and the Bayesian information criterion (BIC). **Psychological Methods**, [s. l.], v. 17, n. 2, p. 228–243, 2012.

ZACHER, H.; VON HIPPEL, C. Weight-based stereotype threat in the workplace: consequences for employees with overweight or obesity. **International Journal of Obesity**, [s. l.], v. 46, n. 4, p. 767–773, 2022.

ZHOU, D.; YU, X. Calorie Elasticities with Income Dynamics: Evidence from the Literature. **Applied Economic Perspectives and Policy**, [s. l.], v. 37, n. 4, p. 575–601, 2015.