

Os determinantes socioeconômicos da obesidade infantojuvenil no Brasil*

The Socioeconomic Determinants of Obesity among Youths in Brazil

Sinara do Valle e Cleomar Gomes da Silva**

Resumo: Este artigo analisa os determinantes socioeconômicos da obesidade infantojuvenil no Brasil por meio de microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008-2009. Também são avaliados os dados desagregados para as macrorregiões Centro-Sul e Norte-Nordeste. Como metodologia econométrica, utiliza-se o modelo de regressão quantílica, que permite capturar resultados específicos para cada faixa da distribuição dos dados. Os resultados indicam efeito positivo da renda, da obesidade do chefe da família e da localização do domicílio na zona urbana sobre a obesidade infantojuvenil, mas efeito negativo da escolaridade do chefe da família e de condições socioeconômicas precárias. No caso macrorregional, destaca-se o nível de escolaridade do chefe da família como determinante para a obesidade infantojuvenil no Centro-Sul. Já no Norte-Nordeste, destacam-se as precárias condições de saneamento e o pouco acesso a bens duráveis. Portanto as políticas públicas que afetam o estado nutricional de crianças e adolescentes devem ser conduzidas de forma pertinente a cada macrorregião.

Palavras-chave: Obesidade. Determinantes Socioeconômicos. Regressão Quantílica.

Abstract: This article analyzes the socioeconomic determinants of childhood obesity in Brazil using microdata from the 2008-2009 Household Budget Survey. Disaggregated data for the Center-South and North-Northeast macro-regions are also evaluated. Quantile regression models are used as econometric methodology, as they capture specific results for each part of the data distribution. The results indicate a positive effect of income, obesity of the head of the family and location of the household on obesity in children and adolescents, but negative effect of the education of the head of the family and precarious socioeconomic conditions. As for regions, the level of education of the head of the family stands out as a determinant for childhood obesity in the Center-South. In the North-Northeast, precarious sanitation conditions and little access to durable goods stand out.

* Submissão: 17/06/2021 | Aprovação: 17/05/2023 | DOI: 10.5380/re.v44i84.81542. Os autores agradecem o apoio financeiro da Capes, do CNPq e Fapemig.

** Respectivamente: (1) Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Uberlândia (IERI-UFU), Brasil | ORCID: 0000-0003-0849-8491 | E-mail: sinara_sdv@ufu.br | (2) Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Uberlândia (IERI-UFU) e Pesquisador Associado do CNPq, Brasil | ORCID: 0000-0002-1543-9097 | E-mail: cleomargomes@ufu.br



Public policies that affect the nutritional status of children and adolescents must therefore be implemented in a way that are relevant to each macro-region.

Keywords: Obesity. Socioeconomic Determinants. Quantile Regression.

JEL: I12. O15. O18.

1. Introdução

Nas últimas décadas, tanto no Brasil como em outros países, as taxas de obesidade entre os indivíduos mais jovens que vivem na pobreza vêm crescendo rapidamente. Esse aumento pode estar associado ao problema da equidade nutricional e renda, que pode ocorrer quando crianças e adolescentes mais pobres não têm acesso a fatores sociais e econômicos que os conduzam a hábitos saudáveis. Assim, percebe-se a importância de políticas públicas que garantam o acesso a fatores socioeconômicos que conduzam a hábitos saudáveis, atentando para as regiões mais vulneráveis.

No Brasil, entre crianças e adolescentes, a incidência de obesidade cresce significativamente. Entre a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 1974/1975 e 2008/2009, houve queda significativa na desnutrição infantojuvenil. Por outro lado, a prevalência de obesidade em adolescentes de 10 a 19 anos foi de 5,5 pontos percentuais para meninos (de 0,4% para 5,9%) e 3,3 pontos percentuais para meninas (de 0,7% para 4,0%). Nesse mesmo período, o aumento da prevalência de obesidade na população infantil foi ainda mais expressivo. Para a idade de 5 a 9 anos, a taxa passou de 2,9% para 16,6%, no caso dos meninos, e de 1,8% para 11,8%, no caso das meninas (IBGE, 2010).

Partindo do pressuposto de que os altos e crescentes índices de obesidade são problemas de saúde pública no Brasil, e que há escassez de estudos que avaliam a disparidade regional da obesidade em indivíduos de 5 a 19 anos no país, tais fatos levam ao seguinte questionamento: em que medida a obesidade infantojuvenil é um reflexo do ambiente doméstico, tendo em conta o gênero, a escolaridade e o *status* de obeso do chefe de família, bem como o nível socioeconômico e o local de residência?

Assim, o objetivo principal do artigo é analisar os determinantes socioeconômicos da obesidade infantojuvenil no Brasil, por meio de regressões quantílicas, tendo como *benchmark* estimações MQO. Para isso, o artigo utiliza os microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2008-2009, visto que a POF realizada em 2017-2018 não inclui medidas antropométricas, essenciais para a análise deste trabalho.

A escolha da metodologia relacionada à regressão quantílica se dá por suas peculiaridades e aplicabilidade ao tema da pesquisa, dado que permite capturar a heterogeneidade da distribuição dos dados e apresentar resultados específicos para

cada parte da distribuição. Além disso, a metodologia econométrica justifica-se pelo fato de as variáveis do modelo econométrico apresentarem forte desigualdade entre as macrorregiões brasileiras. Ao observar a resposta de cada quantil, e não apenas em relação à média, os efeitos dos determinantes socioeconômicos sobre a obesidade de crianças e adolescente podem ser captados de forma mais correta.

Além da análise dos dados agregados para o caso brasileiro, haverá um recorte para investigações em âmbito regional, subdividindo a amostra para as macrorregiões Centro-Sul e Norte-Nordeste. Neste caso, a motivação é examinar se casos de obesidade de crianças e adolescentes sofrem influência do nível de desenvolvimento regional, e se os efeitos heterogêneos propiciados pela Regressão Quantílica são capazes de captar essa diferenciação.

A questão da obesidade infantojuvenil será analisada por intermédio da variável Índice de Massa Corporal (IMC). Como variáveis independentes, serão utilizadas: i) determinantes proximais: renda familiar per capita, escolaridade do chefe da família, *dummy* (bens duráveis) para captar características socioeconômicas, *dummies* para obesidade e gênero do chefe da família; ii) determinante intermediário: *dummy* para condições de saneamento; iii) determinante distal: *dummy* para local de residência (zona urbana ou rural). Dessa maneira, as análises empíricas nos diversos quantis buscarão captar atributos específicos da família, das condições socioeconômicas domiciliar e local de residência que podem influenciar o grau de obesidade infantojuvenil no Brasil e em suas macrorregiões.

Em linhas gerais, a obesidade infantojuvenil é influenciada positivamente pela renda familiar, pelo sobrepeso do chefe da família e pela localização do domicílio. Por outro lado, efeitos negativos são captados pela escolaridade do chefe da família, pelas más condições de saneamento básico e pelo pouco acesso a bens duráveis essenciais para o domicílio. Há, também, diferenças significativas quando os dados são desagregados por macrorregiões, já que, no Centro-Sul, o nível de escolaridade do chefe da família destaca-se como variável-chave na determinação da obesidade infantojuvenil, ao passo que, no Norte-Nordeste, ganham destaques as precárias condições de saneamento e o pouco acesso a bens duráveis.

Além de uma introdução e das considerações finais, a estrutura deste artigo contará com mais cinco seções. Na segunda seção, o objetivo é expor e discutir o

referencial empírico de estudos que priorizem a questão dos determinantes socioeconômicos do estado nutricional de crianças e adolescente. Na terceira seção, o estudo analisará o cenário da obesidade infantojuvenil no Brasil como um todo e por macrorregiões. Na quarta seção, serão apresentados os dados e a metodologia econométrica. A quinta seção trará os resultados e as análises pertinentes. A última seção concluirá o trabalho.

2. Determinantes da Obesidade Infantojuvenil: Revisão Empírica

A Organização Mundial da Saúde (OMS) entende que a obesidade tem etiologia multifatorial devido ao acúmulo de gordura corporal, que pode ser causada por fatores sociais, psicológicos e biológicos (WHO, 2005). Entre 1980 e 2015, foram encontrados dados alarmantes sobre o crescimento do excesso de peso (sobrepeso + obesidade) na população mundial, incluindo crianças e adolescentes (Afshin *et al.*, 2017).

A literatura destaca a renda e a escolaridade como os indicadores mais utilizados na associação das condições socioeconômicas com o excesso de peso. Sabe-se que, nos países desenvolvidos, a obesidade está mais presente nos estratos de pior nível socioeconômico (BARBOSA *et al.*, 2009). Porém, nos países em desenvolvimento, há uma tendência inversa, com maior obesidade entre os indivíduos com melhor renda e maior escolaridade. No entanto, uma revisão sistemática de estudos populacionais em países em desenvolvimento encontrou uma direção reversa na associação entre condições socioeconômicas e obesidade, antes restrita aos países desenvolvidos (Popkin; Slining, 2013).

A fase da vida nutricionalmente mais vulnerável é a infância e a adolescência. Nesse período, a obesidade pode prejudicar as condições de saúde, econômicas e sociais, não só nessa fase, mas também na vida adulta (WHO, 2005). Isso pode diminuir o nível de capital humano e, conseqüentemente, prejudicar o processo de desenvolvimento econômico do país.

Portanto, dado o conhecimento da magnitude dos impactos da obesidade no Brasil e no mundo, os fatores socioeconômicos associados ao excesso de peso em crianças e adolescentes precisam ser mais investigados. As Tabelas 1 e 2 apresentam uma revisão com estudos internacionais e nacionais que associam fatores ao excesso de peso em crianças e adolescentes entre 2009 e 2020. Nota-se,

claramente, a importância de fatores como, por exemplo, IMC dos pais, escolaridade materna e condição socioeconômica para a determinação da obesidade infantojuvenil.

Tabela 1 – Estudos internacionais sobre determinantes do excesso de peso em crianças e adolescentes de 2 a 19 anos (2013-2020)

Referência	Método	Faixa etária (anos)	Amostra	Local / Ano de Coleta	Fatores Associados
Liu <i>et al.</i> (2013)	<i>Logit</i>	6-17	9.571	EUA/ 2013	↑ IMC dos pais.
Petraviciene <i>et al.</i> (2018)	<i>Logit</i>	4-6	1.489	Lituânia/ 2012-13	↓ Escolaridade materna; ↓ exposição ao verde nos ambientes residenciais.
Milanovic <i>et al.</i> (2020)	<i>Logit</i>	7-9	5.591	Croácia/ 2015-16	↓ Escolaridade materna.
Shamah <i>et al.</i> (2020)	<i>Logit</i>	5-19	11.938	México/ 2018-19	↑ IMC da mãe; ↑ condição socioeconômica.

Fonte: elaboração própria a partir de revisão de literatura.

Tabela 2 – Estudos nacionais sobre determinantes do excesso de peso em crianças e adolescentes de 0 a 20 anos – Brasil (2009-2020)

Referência	Método	Faixa Etária (anos)	Amostra	Local/ Ano de Coleta	Fatores Associados
Tassitano <i>et al.</i> (2009)	<i>Logit</i>	14-19	4.210	Pernambuco/ 2006	↑ Residência em área urbana.
Guedes <i>et al.</i> (2010)	<i>Logit</i>	6-18	2.849	Montes Claros/ 2007	↑ Condição socioeconômica; ↑ escolaridade dos pais.
Farias <i>et al.</i> (2012)	<i>Logit</i>	14-18	741	Rio Branco/ 2009	↑ Condição socioeconômica.
Leal <i>et al.</i> (2012)	<i>Poisson</i>	5-19	1.435	Pernambuco/ 2006	↑ IMC materno; ↑ renda familiar; ↑ escolaridade materna.
Pontes <i>et al.</i> (2013)	<i>Logit</i>	11-19	734	João Pessoa /2009-2010	↑ IMC materno.
Pinho <i>et al.</i> (2014)	<i>Logit</i>	11-17	535	Montes Claros /2011	↑ Condição socioeconômica.
Almeida e Jr (2015)	Quantílico/ <i>Logit</i>	2-20	38.670	Brasil	↑ IMC dos pais; ↑ escolaridade materna.
D'Avila <i>et al.</i> (2015)	<i>Poisson</i>	11-14	962	Florianópolis /2012-2013	↑ (↓) Escolaridade materna para meninos (meninas).

Bacil <i>et al.</i> (2016)	<i>Poisson</i>	14-18	945	Ponta Grossa /2014	↑ Condição socioeconômica.
Farias <i>et al.</i> (2017)	<i>Logit</i>	14-18	2.694	Porto Velho /2010	↑ Condição socioeconômica
Carneiro <i>et al.</i> (2017)	<i>Poisson</i>	12-18	1.169	Goiânia /2011-2012	↑ Condição socioeconômica; ↑ obesidade dos pais.
Pinto <i>et al.</i> (2018)	<i>Poisson</i>	14-19	1.107	Manaus /2011	↑ Escolaridade materna.
Pimenta <i>et al.</i> (2020)	<i>Logit</i>	11-17	245	Vale do Jequitinhonha/16	↓ Escolaridade materna.
Silva (2020)	Quantílico	2-9	6.129	Brasil	↑ Escolaridade materna; ↑ IMC materno; ↑ Moradia em área urbana.

Fonte: elaboração própria a partir de revisão de literatura.

No Brasil, ao mesmo tempo em que ocorre um declínio acelerado da desnutrição entre crianças, adolescentes e adultos, também existe um cenário favorável à prevalência de sobrepeso e outras doenças crônicas não transmissíveis (Coutinho *et al.*, 2008). Assim, o caso brasileiro segue a mesma tendência dos padrões internacionais (Batista-Filho; Rissin, 2003; Monteiro *et al.*, 2007; Levy *et al.*, 2012). Essas mudanças são observadas em todos os estratos socioeconômicos e geográficos da população brasileira, inclusive entre os mais pobres (Batista-Filho; Rissin, 2003; Monteiro *et al.*, 2007; IBGE, 2010).

3. Obesidade e a desigualdade de renda: o caso brasileiro

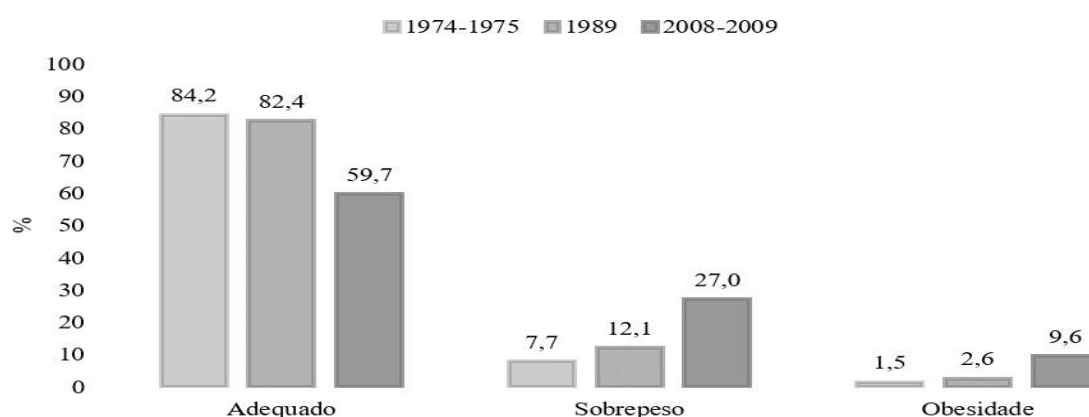
A obesidade pode se desenvolver em qualquer idade. Por ser uma doença multifatorial, ela pode ser influenciada nos primeiros meses de vida, por meio do desmame precoce, na substituição do leite materno pela fórmula infantil, consumo desequilibrado de alimentos ultraprocessados na infância, sedentarismo, entre outros fatores (WHO, 2015).

A elevação da prevalência de obesidade entre crianças e adolescentes tem sido observada na população brasileira e, sem dúvida, gera ônus social e econômico (Almeida; Júnior, 2015). Levantamentos do IBGE apontam que mais de 50% da população está acima do peso, ou seja, com sobrepeso ou obesidade. A incidência de obesidade também atinge cada vez mais crianças e adolescentes brasileiros. Entre os inquéritos da POF de 1974/1975 e 2008/2009, o problema de peso ficou evidente, com crescimento significativo na faixa etária entre 5 e 19 anos,

com sobrepeso passando de 7,7% da população total, em 1974/75, para 27% em 2008/09, e obesidade passando de 1,5% para 9,6% (Figura 1). A proporção de obesidade no grupo infantojuvenil aumentou 8 pontos percentuais, correspondendo a uma variação de 81% nesse período (IBGE, 2010). Esses dados reafirmam a importância de estudar o caso brasileiro no que diz respeito à aceleração do excesso de peso em crianças e adolescentes.

O sobrepeso e a obesidade são registrados a partir dos cinco anos de idade em todas as faixas de renda e regiões do Brasil, com maior prevalência nas áreas urbanas do que nas rurais (Leal *et al.*, 2012). Para além das doenças associadas ao caso, a preocupação com a obesidade na infância e na adolescência decorre do risco de excesso de peso na idade adulta, situação que pode gerar consequências negativas tanto em termos econômicos como de saúde para o indivíduo e para a sociedade (Whitaker *et al.*, 1997; Dietz, 2006; IBGE, 2010). Whitaker *et al.* (1997) mostram que crianças obesas com seis anos ou mais têm 50% de chance de se tornarem adultos obesos. A porcentagem para crianças não obesas é de 10%. Franks *et al.* (2010) observam que a dificuldade em reverter a incidência do excesso de peso nessa faixa etária tem consequências para a qualidade de vida e longevidade. Assim, ressalta-se a importância da prevenção, principalmente por meio de mudanças nos hábitos das famílias que levam à obesidade.

Figura 1 – Prevalência de sobrepeso e obesidade na população entre 5 e 19 anos



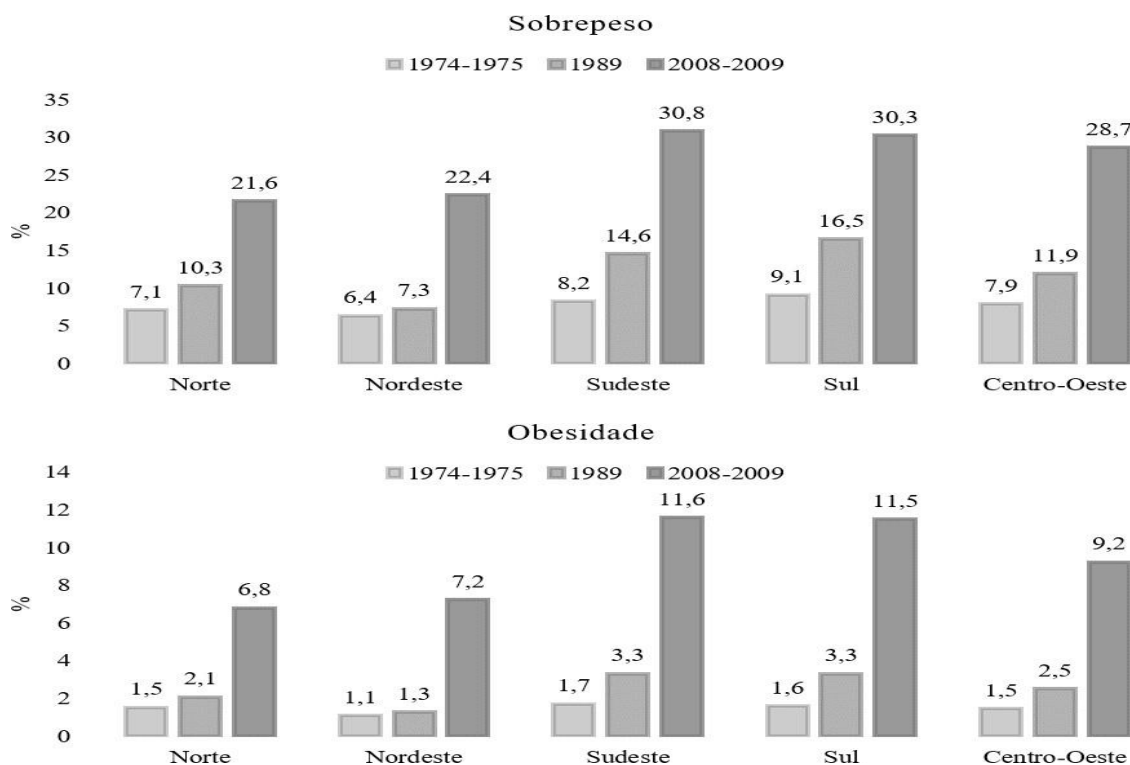
Fonte: elaboração própria, a partir dos dados do IBGE (2010).

Segundo dados da POF/IBGE, a tendência secular de crescimento do excesso de peso, de 1974/75 a 2008/09, foi crescente em todas as regiões

brasileiras: Norte (de 7,1%, em 1974/75 , para 21,6%, em 2008/09), Nordeste (de 6,4% para 22,4%), Sudeste (de 8,2% para 30,8%), Sul (de 9,1% para 30,3%) e Centro-Oeste (de 7,9% a 28,7%), conforme mostrado na Figura 2. A obesidade seguiu a mesma direção de crescimento no mesmo período de comparação: Norte (de 1,5% para 6,8%), Nordeste (de 1,1% para 7,2%), Sudeste (de 1,7% para 11,6%), Sul (de 1,6% para 11,5%) e Centro-Oeste (de 1,5% para 9,2%) (Figura 2).

Essa problemática de quantitativo crescente em todas as regiões brasileiras decorre de uma série de fatores socioeconômicos que precisam ser tratados com eficiência (IBGE, 2010). Por meio de novos padrões de consumo alimentar, que dificultam a alimentação de crianças e adolescentes, é possível verificar as cadeias de *fast-food* prevalentes nas regiões de todo o país, principalmente nas regiões mais desenvolvidas (Centro-Sul), as quais são aplicadas como uma forma de opção de refeições rápidas com muitas calorias, contribuindo para o avanço de doenças crônicas não transmissíveis, como a obesidade e suas associações.

Figura 2 – Prevalência de sobrepeso e obesidade na população entre 5 e 19 anos por regiões



Fonte: elaboração própria, a partir dos dados do IBGE (2010).

Posto isso, observar fatores que impactam o estado nutricional infantojuvenil, como, por exemplo, a renda, faz-se necessário. Em apoio à análise da dimensão da Renda, o Índice de Gini, que mede a desigualdade de renda, variou 0,03 entre 1991 e 2010 (IPEA *et al.*, 2020). A proporção de pessoas vulneráveis à pobreza seguiu o mesmo caminho. Apesar de apresentar aumento no Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM), a pobreza atingiu 32,56% da população brasileira em 2010. Sem dúvida, isso se reflete no estado nutricional de crianças e adolescentes, visto que a renda é a principal forma para os indivíduos terem acesso direto e indireto aos bens e serviços que possibilitem uma boa nutrição, boa saúde e qualidade de vida.

4. Dados e Metodologia Econométrica

O modelo empírico estima a relação entre o Índice de Massa Corporal (IMC) infantojuvenil e os determinantes socioeconômicos no nível domiciliar. Os dados referem-se ao Brasil de 2008 a 2009. Além disso, a disponibilidade de dados restringiu-se ao período analisado porque a última edição da POF 2017-2018 não incluiu as medidas antropométricas, que são essenciais para a análise deste trabalho.

Como metodologia econométrica, será utilizada a Regressão Quantílica (RQ), introduzida por Koenker e Bassett (1978), dado que ela permite detectar a heterogeneidade existente dos efeitos das diversas variáveis independentes sobre os diferentes quantis de IMC de crianças e adolescentes. A variável dependente é o IMC infantojuvenil em quatro intervalos de quantis: i) subnutrido: IMC inferior ao valor do percentil 3 da distribuição específica do IMC por idade e gênero; ii) saudável: IMC pertencente ao intervalo limitado pelos valores do percentil 3 e 85; iii) sobrepeso: IMC entre os valores do percentil 85 e 97; iv) obeso: IMC acima ou igual do correspondente ao percentil 97 (WHO, 2007; ALMEIDA; JÚNIOR, 2015).

A regressão especificada está de acordo com a seguinte equação:

$$ZIMC_i = f(X_i, \varepsilon_i) \quad (1)$$

em que, como dito, $ZIMC_i$ é o IMC do indivíduo infantojuvenil; X_i é o vetor de covariadas do chefe da família e do domicílio; ε_i é o termo de erro estocástico.

À medida que a variável $ZIMC_i$ se aproximar da tendência central, melhor

será considerado o estado nutricional de crianças e adolescentes. As variáveis incluídas no vetor X_i de covariadas são:

- *Log* do IMC infantojuvenil (variável dependente): medido por *peso/altura*² (kg/m^2) e classificado por *scores-z*, tomando como referência as curvas de crescimento por idade e sexo propostas pela WHO (2007) dos indivíduos de 5 a 19 anos;
- *Log* da renda domiciliar per capita: os valores estão em (R\$), em valores de janeiro de 2009 propostas pela POF 2008-2009 (IBGE, 2010);
- Educação do chefe da família: em anos de estudo (IBGE, 2010);
- Gênero: variável *dummy* para Mulher = 1; Homem = 0 (IBGE, 2010);
- Condição de obesidade do chefe da família: variável *dummy* para $\text{IMC} \geq 25\text{kg}/\text{m}^2 = 1$; caso contrário = 0 (IBGE, 2010);
- Macrorregião: variável *dummy* para Norte-Nordeste = 1; Centro-Sul = 0 (IBGE, 2010);
- Localização do domicílio: variável *dummy* para área urbana = 1; rural = 0 (IBGE, 2010);
- Condições de saneamento: variável *dummy* para condições de saneamento inadequado = 1; condições de saneamento adequado = 0 (IBGE, 2010);
- Bens duráveis: variável *dummy* para quantidade de itens $\leq 4 = 1$; quantidade de itens $> 4 = 0$ (IBGE, 2010);

Quanto à variável de IMC infantojuvenil no domicílio, ela é construída por meio de medidas antropométricas *peso/altura*² (kg/m^2) padronizadas (*scores-z*), tomando como referência as curvas de crescimento propostas por WHO (2007). No Brasil, ainda são poucos os bancos de dados fornecidos pelos órgãos estatísticos oficiais que disponibilizam informações, tais como medidas de circunferência abdominal, que ajudariam a verificar a obesidade de forma mais eficiente. Logo, assim como qualquer indicador, o IMC tem suas limitações, pois não permite exprimir a diferença entre massa gorda ou magra. Mesmo assim, o IMC é referência internacional recomendada pela OMS e adotado por vários estudos científicos (Fadare *et al.*, 2019).

As variáveis independentes foram selecionadas como *proxies* da renda familiar, considerando o modelo aplicado aos determinantes da segurança alimentar e nutricional (Camelo *et al.*, 2009). A variável “local de residência

(urbana ou rural)” e “macrorregiões (Norte-Nordeste e Centro-Sul)” é o determinante distal (Santos *et al.*, 2018). A variável “Condições de saneamento básico” será utilizada como determinante intermediário, categorizada como adequada quando houver acesso à rede geral de abastecimento de água, rede de coleta de esgoto ou fossa séptica e coleta de resíduos sólidos. Por outro lado, ela será categorizada como inadequada na presença de uma ou mais das seguintes condições: i) acesso à água de poço, nascente ou outra fonte; ii) resíduos sólidos queimados, soterrados na propriedade, despejados em terreno baldio, rua, rio, lago, mar ou outra destinação; iii) esgoto destinado a fossa rudimentar, vala, rio, lago, mar ou outro; iv) ausência de banheiro no domicílio (IBGE, 2010; Leal *et al.*, 2012).

No nível proximal dos determinantes, a primeira variável incluída é o logaritmo da renda domiciliar per capita, como em Medeiros *et al.* (2012). Outra variável importante é o poder econômico da família, medido pelo total de bens de consumo duráveis disponíveis em casa (geladeira de uma e duas portas, fogão de qualquer tipo, televisão em cores, rádio, máquina de lavar, freezer, microcomputador e filtro de água) (IBGE, 2010). Assim como em Leal *et al.* (2012), para formar a variável *dummy* “bens duráveis”, considera-se como ponto de corte o número mínimo de itens necessários à realização das atividades básicas dos indivíduos, como acesso à informação e culinária. Esse corte é semelhante ao aplicado por Santos *et al.* (2018). A categorização do quantitativo de bens duráveis é dada por bens de consumo ≤ 4 itens (*dummy* = 1) e bens de consumo > 4 itens (*dummy* = 0).

Por fim, as seguintes variáveis também são utilizadas para a pessoa referência no domicílio (chefe de família): i) anos de estudo; ii) gênero: *dummy* = 1 para mulher; *dummy* = 0 para homem; e condição de saúde nutricional *dummy* = 1 para obeso (IMC $\geq 30\text{kg/m}^2$); *dummy* = 0, caso contrário (Liu *et al.*, 2013; Ogen *et al.*, 2018; Milanovic *et al.*, 2020; Pimenta *et al.*, 2020).

4.1 Dados e Estatística Descritiva

As bases de dados utilizadas para este estudo foram obtidas nos portais da OMS e do IBGE (POF 2008-2009). Já da primeira página eletrônica, foram extraídas as tabelas processadas pelo *software Anthro* da OMS para obtenção dos *scores-z*, tomando como referência as curvas de crescimento para indivíduos de

5 a 19 anos. Para o modelo de índice antropométrico, apenas crianças e adolescentes de 5 a 17 anos foram mantidos na amostra. Após a construção dos indicadores antropométricos, foram excluídas as gestantes e lactantes, com a hipótese de que essas mulheres não estariam em seu peso normal.

Do portal do IBGE, foram extraídos microdados relacionados às características do domicílio, moradores e consumo de bens duráveis. A base de dados POF 2008-2009/IBGE foi escolhida por fornecer informações sobre a estrutura do orçamento doméstico (compras de produtos, serviços e renda), estado nutricional com base em medidas antropométricas e percepção das condições de vida das famílias e da população brasileira (IBGE, 2010).

A amostra da POF é estratificada e probabilística, fornecendo estimativas confiáveis da população brasileira e suas características para o período de 2008-2009. A pesquisa é extensa e está subdividida nos seguintes questionários: i) características do domicílio e dos moradores; ii) aquisição coletiva, livro de aquisição coletiva; iii) questionário de aquisição individual; iv) questionário de trabalho e rendimento individual, avaliação das condições de vida e bloco de consumo alimentar pessoal. Esses questionários foram aplicados a residentes com 10 anos ou mais de idade, pertencentes à(s) unidade(s) de consumo existente(s) no domicílio (IBGE, 2010).

Todas as variáveis utilizadas na POF 2008-2009 foram criadas a partir dos seguintes cadastros: Domicílio, Pessoas, Estoque de Bens Duráveis e Outras Receitas. Ao final da pesquisa, 55.970 domicílios brasileiros foram entrevistados. Cada domicílio pertencente à amostra da POF representou um determinado número de domicílios particulares permanentes da população brasileira (universo) dos quais a amostra foi selecionada. Como resultado, um peso amostral ou fator de expansão foi associado a cada domicílio da amostra, o que, atribuído às características investigadas pela pesquisa, permitiu a obtenção de estimativas das quantidades de interesse para o universo pesquisado. O número total de domicílios por macrorregião foi: Norte (7.611 domicílios); Nordeste (19.232 domicílios); Sudeste (14.078 domicílios); Sul (6.716 famílias); Centro-Oeste (8.333 famílias) (IBGE, 2010).

Quanto à Estatística Descritiva, reportada na Tabela 3, é perceptível a grande disparidade de renda domiciliar per capita no ano de 2008-09, que salta de R\$ 3,47 (mínimo) para R\$ 87.430,75 (máximo). Assim, é possível observar a

presença de desigualdade socioeconômica no Brasil, principalmente na região Norte-Nordeste, que apresentou uma média de R\$ 597,88, abaixo do valor nacional de R\$ 823,32. A média de anos de estudo do chefe da família está em torno de 2 anos, com tendência de crescimento médio maior na região Centro-Sul de 2,81 anos, o que é importante para confirmar a relação positiva entre escolaridade e renda, exposta pela literatura econômica. Por fim, a dinâmica e os valores aproximados de IMC máximo e mínimo para crianças e adolescentes, respectivamente, de 11,65 kg/m² e 37,05 kg/m² também indicam a disparidade socioeconômica no Brasil. Isso porque se percebe que indivíduos com déficit e excesso de peso estão convivendo juntos (PIMENTA *et al.*, 2020).

Tabela 3 – Estatísticas Descritivas

Território geográfico	Variáveis	IMC	Renda	Educ_chefe
Brasil	Média	18,87	823,32	2,48
	Mediana	18,87	823,32	2,48
	Mínimo	11,65	3,47	0
	Máximo	37,05	87430,75	15
	desvio padrão	3,51	1372,30	4,39
	Observações	117341	214317	214317
Centro-Sul	Média	19,17	1022,41	2,81
	Mediana	19,17	1022,41	2,81
	Mínimo	11,65	3,47	0
	Máximo	37,01	87430,75	15
	desvio padrão	3,58	1614,00	4,62
	Observações	56642	113811	113811
Norte-Nordeste	Média	18,59	597,88	2,11
	Mediana	18,59	597,88	2,11
	Mínimo	11,65	4,93	0
	Máximo	37,05	29633,64	15
	desvio padrão	3,41	984,97	4,11
	Observações	60699	100506	100506

Fonte: elaboração própria, a partir dos dados (IBGE, 2010).

5. Resultados

Na exposição das estimações econométricas, optou-se por reportar os resultados relativos às especificações envolvendo os determinantes socioeconômicos proximais, intermediários e distais juntamente com os gráficos dos coeficientes estimados pelo quantil. Como a estimação dos quantis já é uma

estratégia que leva em consideração a heterogeneidade do IMC de crianças e adolescentes, optou-se por separar as regiões geográficas a fim de oferecer subsídios para um melhor entendimento sobre a temática.

As evidências econométricas encontradas são organizadas em quatro regressões diferentes: i) Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), que avaliam a função condicional média; ii) regressão mediana, (RQ50), realizada para o quantil 50; iii) regressão para o quantil 90 (RQ90); iv) regressão para o quantil 95 (RQ95). Todas as variáveis selecionadas a priori, correspondendo aos determinantes proximais, intermediários e distais, foram consideradas elegíveis para a composição dos modelos.

A Tabela 4 e a Figura 3 apresentam os resultados do impacto dos determinantes socioeconômicos da análise, em média e por quantis, nas variáveis agregadas para todo o território nacional. A Figura 3 deixa claro o caráter heterogêneo da distribuição dos dados a ser relatado com base na Tabela 4.

Primeiramente, o efeito da renda no IMC infantojuvenil é positivo e estatisticamente significativo em todas as regressões. Já o efeito da escolaridade do chefe da família é negativo e estatisticamente significativo também em todas as regressões analisadas. De acordo com as estimações feitas, tanto a renda quanto a escolaridade do chefe da família tiveram maior efeito no quantil 95 (Tabela 4).

Tabela 4 – Resultados das Estimacões MQO e Quantílicas (RQ), Brasil
Variável Dependente: log (IMC) infantojuvenil

Variáveis	MQO	Quantil		
		RQ50	RQ90	RQ95
Determinantes Proximais				
log(renda)	0,02891*** (0,00058)	0,03163*** (0,00098)	0,03058*** (0,00111)	0,03466*** (0,00165)
educ_chefe	-0,00239*** (0,00017)	-0,00271*** (0,00025)	-0,00218*** (0,00031)	-0,00310*** (0,00046)
d(mulher_chefe)	0,02038*** (0,00235)	0,02689*** (0,00292)	0,01045** (0,00453)	0,01448** (0,00676)
d(obeso_chefe)	0,05406*** (0,00311)	0,04977*** (0,00403)	0,06990*** (0,00479)	0,08717*** (0,00690)
d(bens de consumo ≤ 4 itens)	-0,02129* (0,01284)	-0,02015** (0,00878)	-0,05340*** (0,02051)	-0,01226 (0,01880)
Determinante Intermediário				
d(saneamento inadequado)	-0,00873*** (0,00121)	-0,01122*** (0,00135)	-0,00199 (0,00198)	0,00015 (0,00375)
Determinante Distal				
d(urbano)	-0,00207 (0,00135)	-0,00235 (0,00248)	0,01006*** (0,00227)	0,01368*** (0,00347)

Fonte: elaboracão própria.

Nota: os erros-padrão entre parênteses foram estimados com robustez e por meio de replicações por *bootstrap*; * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$; observacões: 117341. Para maior exatidão, com exceção da variável renda, as demais variáveis independentes devem passar por correção exponencial, via fórmula: $100 * [\exp(\beta)] - 1$.

O efeito da obesidade do chefe da família é positivo e significativo para a média (MQO) e para todos os quantis analisados. Os coeficientes estimados para a média (MQO) e mediana (RQ50) para a *dummy* “d(obeso_chefe)” são de 0,05406 e de 0,04977, respectivamente. Quanto aos quantis mais extremos da distribuicão do IMC infantojuvenil, os valores desses coeficientes aumentam para 0,06990 no RQ90 e para 0,08717 no RQ95 (todos os valores sem correção exponencial). Esses resultados reafirmam a importância do estado nutricional do chefe de família, principalmente para crianças e adolescentes com tendência ao sobrepeso e obesidade, ou seja, que se encontram na extremidade positiva da distribuicão do IMC infantojuvenil (Figura 3).

O impacto de a chefe de família ser mulher no IMC infantojuvenil é positivo e estatisticamente significativo em todas as estimacões. Em particular, o coeficiente estimado para a *dummy* “d(mulher_chefe)”, no quantil 95, indica que, quando o chefe de família é mulher, aumenta-se em 1,448% as chances de ocorrência de

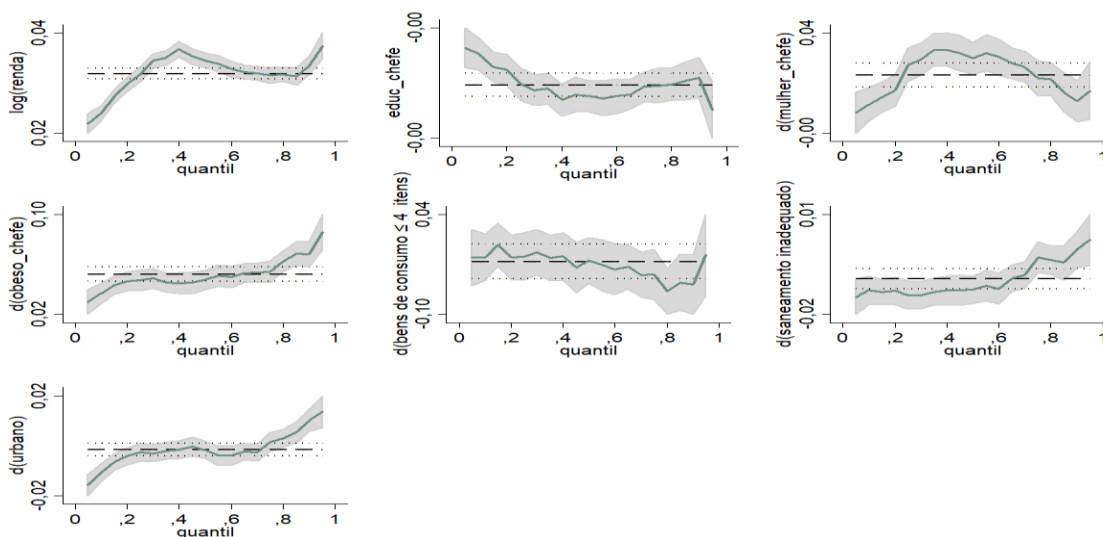
obesidade infantojuvenil.

Os impactos do acesso limitado a bens de consumo duráveis e saneamento inadequado, que representam as precárias condições socioeconômicas do domicílio, também são negativos e estatisticamente significantes, com exceção dos quantis 50 e 95 para bens de consumo duráveis e dos quantis 90 e 95 para *dummy* de saneamento inadequado. Os resultados apontam a importância de condições socioeconômicas adequadas para melhorias no estado nutricional de crianças e adolescentes no Brasil e estão de acordo com outros estudos da literatura, como Leal *et al.* (2012), embora os autores não tenham trabalhado com regressões quantílicas.

Com relação às estimações relativas aos domicílios localizados em áreas urbanas, o impacto sobre a obesidade infantojuvenil é positivo e estatisticamente significativo nos quantis mais elevados da distribuição. A variação no IMC infantojuvenil é de 0,01006 e 0,01368 nos quantis 90 e 95, respectivamente, de acordo com a *dummy* “d(urbano)”. Essas evidências, semelhantes às reportadas por Tassitano *et al.* (2009), podem ser justificadas pelo fato de as indústrias e comércios que fornecem alimentos calóricos se concentrarem nos centros urbanos.

A Figura 3 traz uma forma alternativa de exibição dos resultados, permitindo a comparação dos coeficientes estimados via MQO e regressão quantílica, bem como seus intervalos de confiança para os determinantes proximais, intermediário e distal. As curvas estimadas e reportadas evidenciam diferenças substanciais entre os dois métodos de estimação, principalmente nos quantis situados nos extremos da distribuição de IMC infantojuvenil. Em especial, para a variável relativa à residência (d(urbano)), o coeficiente de MQO localiza-se predominantemente fora do intervalo de confiança da RQ. Desse modo, vê-se que o método quantílico contribui para revelar outras dimensões do impacto dos diversos determinantes no IMC infantojuvenil, que poderiam ser omitidas usando apenas a análise convencional.

Figura 3 – Brasil (Coeficientes e Intervalos de Confiança)



Fonte: elaboração própria.

Nota: linhas tracejadas e pontilhadas referem-se, respectivamente, aos estimadores do log do IMC infantojuvenil por MQO, com intervalo de confiança a 95%. A linha dentro da área sombreada representa os estimadores quantílicos do log do IMC infantojuvenil. A área sombreada é o IC a 95%.

Apesar de a análise nacional trazer resultados relevantes, dada a distribuição heterogênea de renda no nível regional, é preciso avaliar os determinantes socioeconômicos da obesidade infantojuvenil nas macrorregiões dicotomizadas em Centro-Sul e Norte-Nordeste do país separadamente (Tabelas 5 e 6; Figuras 4 e 5). O objetivo é evidenciar as disparidades existentes entre regiões ricas e pobres.

De fato, o Brasil é marcado por um contexto histórico de grandes desigualdades regionais, onde o Centro-Sul retrata a macrorregião com os melhores níveis de renda do país quando comparado ao Norte-Nordeste. Essa última macrorregião possui Produto Interno Bruto (PIB) abaixo da média nacional, maiores discrepâncias relacionadas à concentração de renda, muitos municípios com baixos índices de IDH, além das maiores taxas de analfabetismo e desemprego do país.

A partir da Tabela 5 e da Figura 4, é possível observar que, assim como para o Brasil, os coeficientes para o Norte-Nordeste são estatisticamente significantes na maioria dos quantis e na média (MQO). Especificamente sobre o efeito da renda

no IMC infantojuvenil, o efeito é positivo para todos os quantis, sendo maior nos quantis 50 e 95.

Com relação ao impacto da escolaridade do chefe da família da macrorregião Norte-Nordeste, há um impacto negativo e significativo para todos os quantis analisados. Em particular, no extremo positivo da distribuição do IMC infantojuvenil, RQ95, para cada ano adicional de educação, o IMC infantojuvenil reduz 0,309% (Tabela 5), resultado semelhante ao encontrado por Petraviciene *et al.* (2018) e justificado pelo fato de os indivíduos pertencentes ao quantil 95 terem menor probabilidade de serem obesos quando os chefes de família possuem maior grau de escolaridade.

Tabela 5 – Resultados das Estimções MQO e Quantílicas (RQ), Norte-Nordeste

Variável Dependente: log (IMC) infantojuvenil

Variáveis	MQO	Quantil		
		RQ50	RQ90	RQ95
Determinantes Proximais				
log(renda)	0,02963*** (0,00081)	0,03382*** (0,00090)	0,03132*** (0,00140)	0,03320*** (0,00176)
educ_chefe	-0,00224*** (0,00025)	-0,00232*** (0,00028)	-0,00198*** (0,00043)	-0,00309*** (0,00054)
d(mulher_chefe)	0,01934*** (0,00330)	0,02717*** (0,00435)	0,01058* (0,00550)	0,02419*** (0,00759)
d(obeso_chefe)	0,04413*** (0,00451)	0,03746*** (0,00532)	0,05498*** (0,00618)	0,06536*** (0,01293)
d(bens de consumo ≤ 4 itens)	-0,03331* (0,01991)	-0,03913** (0,01839)	-0,05837** (0,02629)	-0,02982 (0,02721)
Determinante Intermediário				
d(saneamento inadequado)	-0,00974*** (0,00166)	-0,01194*** (0,00203)	0,00145 (0,00322)	0,01039* (0,00594)
Determinante Distal				
d(urbano)	0,00063 (0,00178)	0,00118 (0,00290)	0,01879*** (0,00280)	0,02050*** (0,00361)

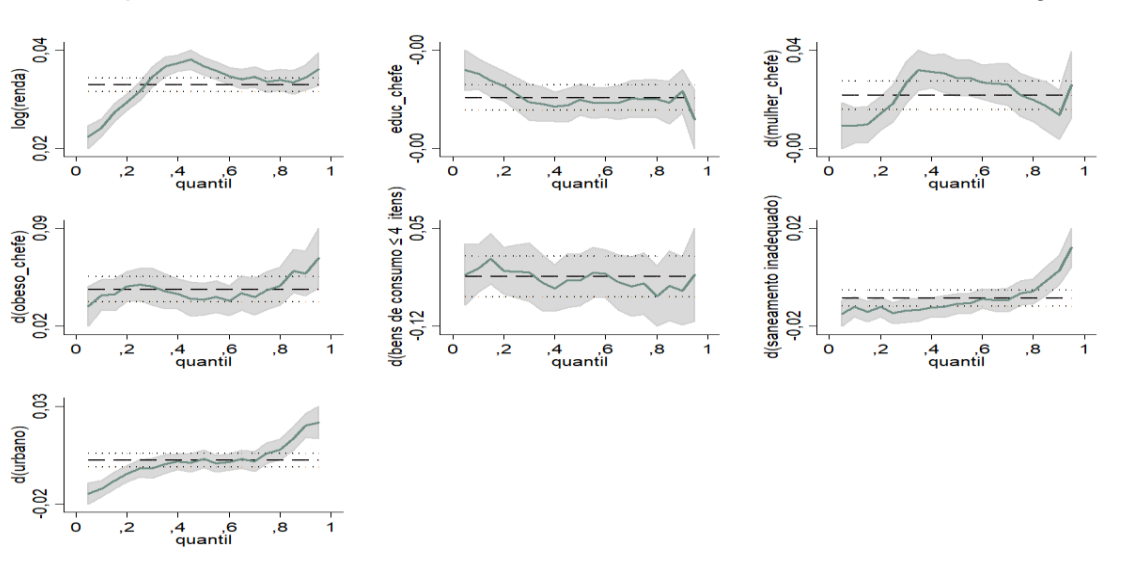
Fonte: elaboração própria.

Nota: os erros-padrão entre parênteses foram estimados com robustez e por meio de replicações por *bootstrap*; * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$; observações: 60699. Para maior exatidão, com exceção da variável renda, as demais variáveis independentes devem passar por correção exponencial, via fórmula: $100 * [\exp(\beta)] - 1$.

O efeito de domicílios chefiados por mulheres sobre a obesidade infantil no Norte-Nordeste também é positivo e significativo, assim como no caso brasileiro,

como mostrado pela *dummy* “d(mulher_chefe)” na Tabela 5. Quanto ao impacto da obesidade do chefe de família no IMC de crianças e adolescentes na macrorregião, a *dummy* “d(obeso_chefe)” mostra sinal positivo e estatisticamente significativo, partindo de 0,03746 (RQ50) e alcançando 0,06536 (RQ95), ou seja, quase que dobra de valor. Assim como no Brasil, para o Norte-Nordeste, o efeito da obesidade no chefe de família é maior em quantis mais altos, o que indica maior efeito em crianças e adolescentes com maior IMC.

Figura 4 – Norte-Nordeste (Coeficientes e Intervalos de Confiança)



Fonte: elaboração própria.

Nota: linhas tracejadas e pontilhadas referem-se, respectivamente, aos estimadores do log do IMC infantojuvenil por MQO, com intervalo de confiança a 95%. A linha dentro da área sombreada representa os estimadores quantílicos do log do IMC infantojuvenil. A área sombreada é o IC a 95%.

Os impactos da presença de poucos bens de consumo duráveis no IMC infantojuvenil do Norte-Nordeste também são negativos e significantes, com exceção do quantil 95, conforme mostram os coeficientes da *dummy* “d(bens de consumo \leq 4 itens)” na Tabela 5. Já com relação à variável de saneamento básico inadequado, os coeficientes também são negativos e significantes, com exceção dos quantis 90 e 95.

Por fim, considerando o caso de o domicílio pertencer à área urbana, os coeficientes da *dummy* “d(urbano)” são estatisticamente significantes apenas para os dois maiores quantis (RQ90 e RQ95) analisados. De maneira geral, o impacto dos domicílios localizados em áreas urbanas no IMC infantojuvenil sugere que,

para o Norte-Nordeste, morar em centros urbanos favorece o sobrepeso e a obesidade em crianças e adolescentes (0,01879 para RQ90 e 0,02050 para RQ95). Essa pode ser uma representação de como a infraestrutura da área urbana influencia o estilo de vida doméstico que leva crianças e adolescentes à categoria de obesidade. Efeito semelhante foi encontrado em Silva (2020).

A Tabela 6 e a Figura 5 trazem os resultados referentes à macrorregião Centro-Sul, a mais desenvolvida do país. Ao avaliar o impacto da renda no IMC infantojuvenil, todos os coeficientes são positivos e estatisticamente significantes, com elasticidade de 0,02350 (MQO) e de 0,02402 (RQ50). Quanto aos quantis mais extremos da distribuição do IMC infantojuvenil, assim como para o Brasil, há maior elasticidade associada à renda: 0,02485 (RQ90) e 0,02968 (RQ95), *ceteris paribus*.

Tabela 6 – Resultados das Estimções MQO e Quantílicas (RQ), Centro-Sul
Variável Dependente: log (IMC) infantojuvenil

Variáveis	MQO	Quantil		
		RQ50	RQ90	RQ95
Determinantes Proximais				
log(renda)	0,02350*** (0,00089)	0,02402*** (0,00145)	0,02482*** (0,00184)	0,02968*** (0,00196)
educ_chefe	-0,00253*** (0,00022)	-0,00300*** (0,00028)	-0,00238*** (0,00039)	-0,00276*** (0,00065)
d(mulher_chefe)	0,02097*** (0,00333)	0,02812*** (0,00416)	0,01054* (0,00579)	0,00810 (0,00910)
d(obeso_chefe)	0,06111*** (0,00427)	0,06246*** (0,00745)	0,08311*** (0,00688)	0,11253*** (0,01405)
d(bens de consumo ≤ 4 itens)	-0,01786 (0,01676)	-0,00094 (0,03471)	-0,05344** (0,02477)	-0,01176 (0,01498)
Determinante Intermediário				
d(saneamento inadequado)	-0,00337* (0,00182)	-0,00411** (0,00207)	-0,00381 (0,00285)	-0,00291 (0,00359)
Determinante Distal				
d(urbano)	-0,00260 (0,00209)	-0,00316 (0,00307)	0,00521* (0,00295)	0,00364 (0,00435)

Fonte: elaboração própria.

Nota: os erros-padrão entre parênteses foram estimados com robustez e por meio de replicações por *bootstrap*; * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$; observações: 56642. Para maior exatidão, com exceção da variável renda, as demais variáveis independentes devem passar por correção exponencial, via fórmula: $100*[\exp(\beta)]-1$.

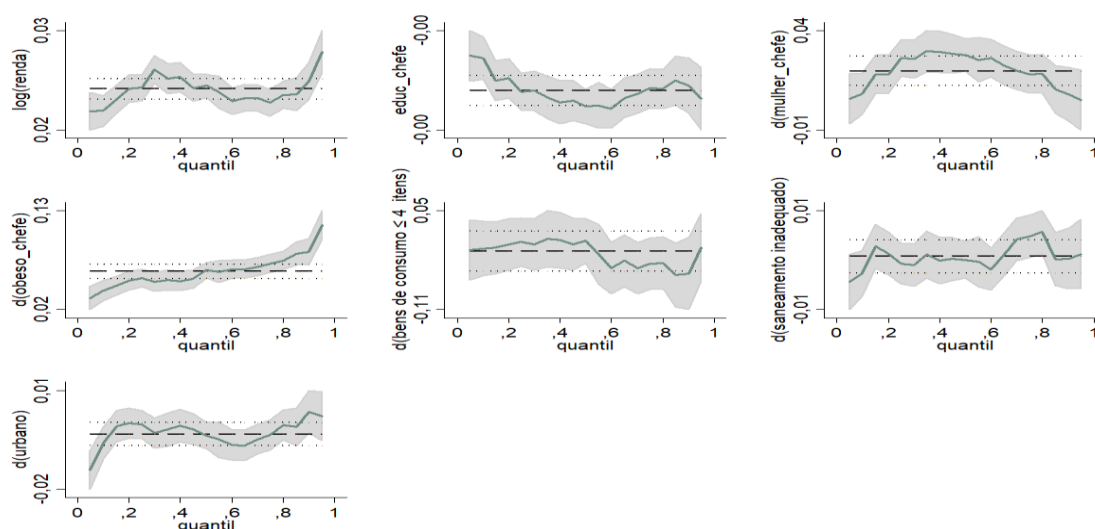
Para o Centro-Sul, o impacto da escolaridade do chefe da família no IMC

infantojuvenil é negativo e significativo em todas as estimações. Uma possível explicação seria o fato de o chefe alfabetizado do Centro-Sul obter e absorver mais informações nutricionais e de saúde que seriam repassadas aos adolescentes e crianças. Esses resultados vão na mesma direção dos encontrados por Burchi (2012).

Quanto aos efeitos dos domicílios chefiados por mulheres e da obesidade do chefe da família no IMC infantojuvenil, estes são positivos e estatisticamente significantes em todas as estimações realizadas. Por exemplo, quando o chefe de família é obeso, o IMC infantojuvenil aumenta de 6,246% na regressão quantílica da mediana (RQ50) para 11,25% no quantil 95 (RQ95). Assim como no Brasil e no Norte-Nordeste, para o Centro-Sul, o efeito da obesidade no chefe da família é maior nos quantis mais altos, o que indica maior efeito nos indivíduos com maior IMC. Efeito semelhante foi encontrado em Medeiros *et al.* (2012). (Tabela 6; Figura 5)

Os efeitos da limitação de bens de consumo, que representa uma condição de menor nível socioeconômico na qual comprometeria o poder de aquisitivo geral do domicílio, são negativos e significantes apenas no quantil 90. Vale ainda lembrar que esses bens de consumo, que avaliam o poder econômico do domicílio, incluem não somente utensílios para cozimento e armazenamento de alimentos, mas também bens de comunicação (rádio, TV e microcomputador) que seriam complementares à educação. Resultado semelhante foi encontrado por Leal *et al.* (2012).

Quanto ao impacto do saneamento inadequado no IMC infantojuvenil, os coeficientes são negativos e estatisticamente significantes no quantil 50 e na média (MQO). Já o efeito do domicílio pertencente à área urbana sobre o IMC de crianças e adolescentes na macrorregião Centro-Sul gera impacto positivo e significativo apenas no quantil 90. Esse resultado está de acordo a análise de Medeiros *et al.* (2012).

Figura 5 – Centro-Sul (Coeficientes e Intervalos de Confiança)

Fonte: elaboração própria.

Nota: linhas tracejadas e pontilhadas referem-se, respectivamente, aos estimadores do log do IMC infantojuvenil por MQO, com intervalo de confiança a 95%. A linha dentro da área sombreada representa os estimadores quantílicos do log do IMC infantojuvenil. A área sombreada é o IC a 95%.

6. Conclusões

Este artigo teve como objetivo analisar os determinantes socioeconômicos da obesidade infantojuvenil no Brasil. Para isso, com base nos microdados da POF 2008-2009, aplicou-se a técnica de regressão quantílica com separação por macrorregiões brasileiras, dicotomizadas em Centro-Sul e Norte-Nordeste. A disponibilidade de dados foi restrita nesse período, uma vez que a última edição da pesquisa, realizada entre 2017 e 2018, não incluiu medidas antropométricas, essenciais para a análise deste trabalho. As variáveis utilizadas foram: IMC infantojuvenil, renda domiciliar per capita, educação, condição de obesidade e gênero do chefe da família, localização do domicílio (área urbana ou rural), condições de saneamento e bens duráveis na residência.

Os resultados indicaram efeito positivo da renda, da obesidade do chefe da família e da localização do domicílio na zona urbana sobre a obesidade infantojuvenil. Por outro lado, houve efeito negativo da escolaridade do chefe da família, do saneamento inadequado e de características socioeconômicas. Os efeitos das duas últimas variáveis se mostraram mais exacerbados na macrorregião Norte-Nordeste, ao passo que a escolaridade do chefe da família se mostrou mais

preponderante na macrorregião Centro-Sul.

Nesse sentido, destaca-se a importância da análise macrorregional, pois, embora os determinantes socioeconômicos sejam de natureza nacional, há diferenças de resultados entre as localidades com diferentes níveis de desenvolvimento econômico. Portanto as políticas públicas que afetam o estado nutricional infantojuvenil devem ser conduzidas de forma pertinente a cada macrorregião.

Dessa maneira, este artigo teve três pontos fortes. O primeiro foi a representatividade nacional e a utilização de uma medida consistente, validada e objetiva do estado nutricional de crianças e adolescentes. O segundo foi a análise macrorregional que permitiu um acompanhamento detalhado do fenômeno da obesidade na população brasileira, que tem apresentado crescimento alarmante nas últimas décadas. E, por fim, a utilização de regressão quantílica que permitiu considerar a heterogeneidade da distribuição dos dados, apresentando resultados específicos para cada uma das partes da distribuição.

Porém, por ser limitado, não foi possível analisar os dados de uma POF mais atual pois, conforme mencionado anteriormente, os dados para construção do IMC de crianças e adolescentes não estavam disponíveis na POF mais recente. Outra limitação importante do estudo está relacionada à parcela da população sem endereço residencial. A amostra analítica da POF utilizada neste estudo excluiu esses cidadãos, justamente aqueles com alta probabilidade de se encontrarem nos níveis mais baixos de pobreza e, portanto, apareciam todos os tipos de descontrolado nutricional. Além disso, os resultados aqui apresentados não refletem a realidade encontrada em níveis geográficos menos abrangentes que os regionais.

Como consideração final, deve-se observar que ainda há lacunas a serem preenchidas. Sugere-se que pesquisas futuras analisem os efeitos de variáveis socioeconômicas separadas por estados ou municípios sobre os índices antropométricos de crianças e adolescentes.

Referências

AFSHIN, A.; VOS, T.; MURRAY, C.; FERNANDES, J.; SILVERBERG, J.; BJERTNESS, E.; IAIN, S.; FOROUZANFAR, M.; REITSMA, M.; SUR, P.; ESTEP, K.; LEE, A.; MARCZAK, L.; MOKDAD, A.; MORADILAKEH, M.; NAGHAVI, M.; SALAMA, J.; ABATE, K.; CRISTIANA, A.; ZIPKIN, B. 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.

ALMEIDA, A. T. C.; NETTO JÚNIOR, J. L. S. Medidas de Transmissão Intergeneracional da Obesidade no Brasil. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 20, n. 5, p. 1401-1413, 2015.

BACIL, E. A.; RECH, C.; HINO, A.; CAMPOS, W. Excesso de Peso em Adolescentes: Papel Moderador do Sexo e da Escolaridade Materna. *Revista Brasileira em Promoção da Saúde*, v. 29, p. 515–524, 2016.

BARBOSA, J. M.; CABRAL, P. C.; LIRA, P. I. C.; FLORENCIO, T. M. M. T. Fatores socioeconômicos associados ao excesso de peso em população de baixa renda do Nordeste brasileiro. *Archivos Latinoamericanos de Nutrición*, v. 59, n. 1, p. 22-29, 2009.

BATISTA FILHO, M.; RISSIN, A. A transição nutricional no Brasil: tendências regionais e temporais. *Cadernos De Saúde Pública*, v. 19, p. S181–S191, 2003.

BURCHI, F. Whose Education Affects a Child's Nutritional Status? From Parents' to Household's Education. *Demographic Research*, v. 27, p. 681–704, 2012

CAMELO, R. S.; TAVARES, P. A.; SAIANI, C. C. S. Alimentação, Nutrição e Saúde em Programas de Transferência de Renda: Evidências para o Programa Bolsa Família. *Economia*, v. 10, n.4, p. 685–713, 2009.

CARNEIRO, C. S.; PEIXOTO, M. R. G.; MENDONÇA, K. L.; PÓVOA, T. I. R.; NASCENTE, F. M. N.; JARDIM, T. S. V.; SOUZA, W. K. S. B. de; SOUSA, A. L. L.; JARDIM, P. C. B. V. Excesso de peso e fatores associados em adolescentes de uma capital brasileira. *Revista Brasileira De Epidemiologia*, v. 20, n. 2, p. 260–273, 2017.

COUTINHO, J. G.; GENTIL, P. C.; TORAL, N. A desnutrição e obesidade no Brasil: o enfrentamento com base na agenda única da nutrição. *Cadernos De Saúde Pública*, v. 24, p. s332–s340, 2008.

D'AVILA, G. L.; MÜLLER, R. L.; GONZALEZ, P. S.; VASCONCELOS, F. de A. G. de. Associação entre estado nutricional da mãe e a frequência, local e companhia durante as refeições com o sobrepeso/obesidade de adolescentes da cidade de Florianópolis, Brasil. *Revista Brasileira De Saúde Materno Infantil*, v. 15, n. 3, p. 289–299, 2015.

DIETZ, W. H. Canada en mouvement: une initiative novatrice pour accroître l'activité physique dans la population canadienne. *Canadian Journal of Public*

Health-revue Canadienne De Sante Publique, v. 97, p. 3-4, 2006.

FADARE, O.; AMARE, M.; MAVROTAS, G.; AKERELE, D.; OGUNNIYI, A. Mother's nutrition-related knowledge and child nutrition outcomes: Empirical evidence from Nigeria. *PLoS ONE*, v. 14, n. 2, p. e0212775, 2019.

FARIAS, E. S.; SANTOS, A. P.; FARIAS-JÚNIOR, J. C.; FERREIRA, C. R. T.; CARVALHO, W. R. G.; GONÇALVES, E. M.; GUERRA-JÚNIOR, G. Excesso de peso e fatores associados em adolescentes. *Revista De Nutrição*, v. 25, n. 2, p. 229–236, 2012.

FARIAS, E. S.; SANTOS, J. P.; SOARES, M. M.; MOREIRA, K. F. A.; GEMELLI, I. F. B.; GONÇALVES, L. G. O.; SOUZA, O. F. Factors Associated with Excess Weight in a Sample Population of School Adolescents. *Journal Of Human Growth And Development*, v. 27, n. 2, p. 132-139, 2017.

FRANKS, P. W.; HANSON, R. L.; KNOWLER, W. C.; SIEVERS, M. L.; BENNETT, P. H.; LOOKER, H. C. Childhood obesity, other cardiovascular risk factors, and premature death. *The New England Journal of Medicine*, v. 362, n. 6, p. 485–493, 2010.

GUEDES, D. P.; MIRANDA NETO, J. T.; ALMEIDA, M. J.; SILVA, A. J. R. M. Impacto de fatores sociodemográficos e comportamentais na prevalência de sobrepeso e obesidade de escolares. *Revista Brasileira de Cineantropometria & Desempenho Humano*, v. 12, n. 4, p. 221–231, 2010.

IBGE. *Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008-2009: Antropometria e Estado Nutricional de Crianças, Adolescentes e Adultos no Brasil*. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.

IBGE. *Pesquisa Nacional de Saúde 2013: Percepção do Estado e Saúde, Estilo de Vida e Doenças Crônicas: Brasil, Grandes Regiões e Unidades de Federação*. Rio de Janeiro: IBGE, 2014.

IPEA; FJP; PNUD. *Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil*. 2020. Disponível em: <http://www.atlasbrasil.org.br/>.

KASSOUF, A. L.; SENAUER, B. Direct and Indirect Effects of Parental Education on Malnutrition Among Children in Brazil: A Full Income Approach. *Economic Development and Cultural Change*, v. 44, n.4, p. 817–38, 1996.

KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression Quantile. *Econometrica*, v. 46, n. 1, p.

33–50, 1978.

KORN, E.; GRAUBARD, B. Confidence Intervals for Proportions with Small Expected Number of Positive Counts Estimated from Survey Data. *Survey Methodology*, v. 24, n. 2, p. 191–201, 1998.

LEAL, V.; LIRA, P.; OLIVEIRA, J.; MENEZES, R.; SEQUEIRA, L.; NETO, M.; ANDRADE, S.; BATISTA-FILHO, M. Excesso de peso em crianças e adolescentes no estado de Pernambuco, Brasil: Prevalência e determinantes. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 28, n. 6, p. 1175–1182, 2012.

LEVY, R. B.; CLARO, R. M.; MONDINI, L.; SICHIERI, R.; MONTEIRO, C. A. Distribuição Regional e Socioeconômica da Disponibilidade Domiciliar de Alimentos no Brasil em 2008-2009. *Revista de Saúde Pública*, v. 46, n. 1, p. 06–15, 2012.

LIU, Y.; CHEN, H.-J.; LIANG, L.; WANG, Y. Parent-Child Resemblance in Weight Status and Its Correlates in the United States. *PLOS ONE*, v. 8, n. 6, p. e65361, 2013.

MASCARENHAS, L.; MODESTO, M.; AMER, N.; BOGUSZEWSKI, M.; LACERDA, L.; PRATI, F. Influência do Excesso de Peso dos Pais em Relação ao Sobrepeso e Obesidade dos Filhos. *Pensar a Prática*, v. 16, n. 2, p. 519-532, 2013.

MEDEIROS, G.; FIGUEIREDO, E.; ARAGON, E. Pobreza Antropométrica e os Determinantes do Status Nutricional das Crianças no Brasil. *Série Textos para Discussão do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba*, n. 8., 2012.

MEDRANO, P.; RODRIGUEZ, C.; VILLA, E. Does Mother's Education Matter in Child's Health? Evidence from South Africa. *South African Journal of Economics*, v. 76, n. 4, p. 612–627, 2008.

MUSIC MILANOVIĆ, S.; MOROVIĆ LANG, M.; BUKAL, D.; KRIŽAN, H.; BUONCRISTIANO, M.; BRED, A. J. Regional and sociodemographic determinants of the prevalence of overweight and obesity in children aged 7-9 years in Croatia. *Acta Clinica Croatica*, v. 59, n. 2, 303-311, 2020.

MONTEIRO, C. A.; CONDE, W. L.; POPKIN, B. M. Income-Specific Trends in Obesity in Brazil: 1975–2003. *American Journal of Public Health*, v. 97, p. 1808–1812, 2007.

PETRAVICIENE, I.; GRAZULEVICIENE, R.; ANDRUSAITYTE, S.; DEDELE, A.; NIEUWENHUIJSEN, M. Impact of the Social and Natural Environment on

Preschool-Age Children Weight. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, v. 15, n. 3, 2018.

PIMENTA, F. M. V.; BARCELOS, H. R.; PEREIRA, C. A. J.; SOUZA, A. A.; SILVA, J. R.; SILVA, C. A. M. Antropometria e insegurança alimentar de adolescentes, inscritos e não inscritos no Programa Bolsa Família, no Sudeste brasileiro. *Brazilian Journal of Development*, v. 6, n. 10, p. 77160-77183, 2020.

PINHO, L. D.; BOTELHO, A. C. D. C.; CALDEIRA, A. P. Fatores Associados ao Excesso de Peso em Adolescentes de Escolas Públicas no Norte de Minas Gerais. *Revista Paulista de Pediatria*, v. 32, p. 237–243, 2014.

PINTO, A. A.; BARBOSA, R. M. S. P.; NAHAS, M. V; PELEGRINI, A. Prevalência de excesso de peso e fatores demográficos e econômicos associados em adolescentes de Manaus, a maior cidade do Norte do Brasil. *Revista Brasileira Ciências da Saúde*, v. 16, n. 55, p. 64-71, 2018.

PONTES, L. M.; AMORIM, R. J. M.; LIRA, P. I. C. Prevalência e fatores associados ao excesso de peso em adolescentes da rede pública de ensino de João Pessoa, Paraíba. *Rev. AMRIGS*, v. 57, n. 2, p. 105-111, 2013.

POPKIN, B. M. Contemporary nutritional transition: determinants of diet and its impact on body composition. *Proceedings of the Nutrition Society*, v. 70, n. 1, p. 82-91, 2011.

POPKIN, B. M.; SLINING, M. M. New dynamics in global obesity facing low- and middle-income countries. *Obesity Reviews*, v. 14, n. 2, p. 11-20, 2013.

SANTOS, T. G.; SILVEIRA, J. A. C.; LONGO-SILVA, G.; RAMIRES, E. K. N. M.; MENEZES, R. C. E. de. Tendência e fatores associados à insegurança alimentar no Brasil: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2004, 2009 e 2013. *Cadernos De Saúde Pública*, v. 34, n. 4, 2018.

SHAMAH, L. T.; CUEVAS, N. L.; MÉNDEZ, G. H. Prevalence and susceptibility to obesity in a national sample of school-age children and adolescents in Mexico. *Salud Pública de México*, v. 62, n. 6, p. 372-5–733, 2020.

SILVA, M. M. d. C. Demanda Individual de Alimentos e Estado Nutricional Infantil: Uma Análise da Influência do Programa Bolsa Família. *Economia Aplicada*, v. 24, n. 1, p. 127–162, 2020.

TASSITANO, R. M.; BARROS, M. V. G.; TENÓRIO, M. C. M.; BEZERRA, J.; HALLAL, P. C. Prevalência e fatores associados ao sobrepeso e à obesidade em adolescentes, estudantes de escolas de Ensino Médio de Pernambuco, Brasil.

Cadernos de Saúde Pública, v. 25, n. 12, p. 2639-2652, 2009.

WHITAKER, R. C.; WRIGHT, J. A.; PEPE, M. S.; SEIDEL, K. D.; DIETZ, W. H. Predicting Obesity in Young Adulthood from Childhood and Parental Obesity. *New England Journal Of Medicine*, v. 337, n. 13, p. 869-873, 1997.

WHO. *Nutrition in adolescence – Issues and Challenges for the Health Sector: Issues in Adolescent Health and development*. Geneva: WHO, 2005.

WHO. *Interim Report of the Commission on Ending Childhood Obesity*. Geneva: WHO, 2015.