



UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
MESTRADO EM ECONOMIA

MARÍLIA APARECIDA DA SILVA LIMA

**O IMPACTO DO ESTADO NUTRICIONAL NOS INDICADORES DE
DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO NO BRASIL**

Caruaru

2024

MARÍLIA APARECIDA DA SILVA LIMA

**O IMPACTO DO ESTADO NUTRICIONAL NOS INDICADORES DE
DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO NO BRASIL**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco, como requisito parcial à obtenção do título de mestre em Economia.

Área de concentração: Economia Regional

Orientadora: Profa. Dra. Danyella Juliana Martins de Brito

Caruaru

2024

Catálogo na fonte:
Bibliotecária – Paula Silva - CRB/4 - 1223

L732i Lima, Marília Aparecida da Silva.
O impacto do estado nutricional nos indicadores de desenvolvimento econômico no Brasil. / Marília Aparecida da Silva Lima. – 2024.
64 f.; il.: 30 cm.

Orientadora: Danyella Juliana Martins de Brito.
Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Pernambuco, CAA, Pós-Graduação em Economia, 2024.
Inclui Referências.

1. Nutrição – Pesquisa – Brasil. 2. Nutrição – Avaliação. 3. Desenvolvimento econômico – Brasil. 4. Política pública. 5. Indicadores econômicos – Brasil. 6. Qualidade de vida – Brasil. I. Brito, Danyella Juliana Martins de (Orientadora). II. Título.

CDD 330 (23. ed.) UFPE (CAA 2024-044)

MARÍLIA APARECIDA DA SILVA LIMA

**O IMPACTO DO ESTADO NUTRICIONAL NOS INDICADORES DE
DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO NO BRASIL**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco, Centro Acadêmico do Agreste, como requisito para a obtenção de título de Mestre em Economia. Área de concentração: Economia Regional.

Aprovada em: 22/05/2024.

BANCA EXAMINADORA

Profa. Dra. Danyella Juliana Martins de Brito (Orientadora)
Universidade Federal de Pernambuco - UFPE

Profa. Dra. Roberta de Moraes Rocha (Examinadora Interna)
Universidade Federal de Pernambuco - UFPE

Profa. Dra. Marília Tokiko Oliveira Tomiya (Examinadora Externa)
Universidade Católica de Pernambuco – UNICAP

Em homenagem à minha melhor amiga,
Izabela Martins.

AGRADECIMENTOS

Antes de tudo, agradeço a Deus, por ter me concedido a determinação e paciência indispensáveis para finalizar esta dissertação, e que esvaziou o resto de lucidez, que outrora existia em mim.

Agradeço a professora Danyella Juliana Martins de Brito por me orientar nesta dissertação, sendo uma referência acadêmica, um modelo profissional e uma inspiração pessoal. Agradeço por sua paciência e contribuições quando iniciei esta pesquisa, sua pertinência a cada momento etapa da leitura de minha dissertação e corrigindo cuidadosamente a tudo que foi escrito.

Agradeço eternamente a presença e o incentivo constante de Vandinalva Maria e Manoel Lima, meus queridos pais.

Ao meu Namorado, Daniel Dias, por estar presente em todos os momentos, me dando apoio e incentivo. Por sempre confiar em mim, sendo compreensivo e me tranquilizando nos momentos difíceis, garantindo que tudo iria dar certo e que iria conseguir superar.

Aos responsáveis pelo programa de Pós-graduação em Economia (PPGECON) da UFPE, incluindo os coordenadores secretários do curso de mestrados.

Aos professores do PPGECON, pela paciência, dedicação e sabedoria transmitida durante as aulas e atividades ao longo do curso de mestrado.

Aos meus colegas do PPGECON, que fizeram parte do mestrado, compartilhando momentos de apoio, dedicação, debates construtivos, e por estarmos juntos em momentos de alegria e de sofrimento durante todo o mestrado.

A todos que de alguma forma colaboraram, apoiaram e ajudaram na finalização desta dissertação.

RESUMO

A presente pesquisa examina a relação entre o estado nutricional e os indicadores de desenvolvimento econômico no Brasil. O estado nutricional de uma sociedade está relacionado ao nível de capacidade cognitiva da população, e pode ser captado por meio do índice de massa corporal (IMC) médio das localidades. Os indicadores de desenvolvimento econômico utilizados compreendem PIB per capita, escolaridade e poupança. Nesse contexto, a hipótese a ser testada é a de que o estado nutricional está diretamente correlacionado ao nível de crescimento e desenvolvimento econômico. A análise dos municípios brasileiros se justifica, dentre outros aspectos, pela necessidade de se compreender como as fortes desigualdades sociais e regionais, que caracterizam o território nacional, afetam a conexão entre o estado nutricional e o desenvolvimento econômico, em localidades em desenvolvimento. A metodologia empregada tem por base Tansel, Öztürk e Erdil (2022), e consiste em examinar a referida relação por meio de dados de painel. Tal procedimento metodológico permite obter estimadores que ponderam as heterogeneidades existentes entre os municípios. Ademais, para tratar possíveis problemas de endogeneidade, são utilizadas as técnicas de variáveis instrumentais (IV) e os modelos de painéis dinâmicos, através do estimador de Arellano-Bond. Vale ressaltar que a estratégia empírica é conduzida considerando um painel balanceado dos municípios brasileiros, referente ao período de anos entre 2008 e 2020. Os principais resultados sugerem que os indicadores de desenvolvimento – a citar, PIB per capita, escolaridade e poupança – apresentam uma relação no formato de U invertido com o IMC. Os achados desta pesquisa evidenciam como o estado nutricional da população apresenta um potencial significativo para promoção, concomitante, de uma sociedade saudável e do crescimento econômico.

Palavras-chave: estado nutricional; desenvolvimento econômico; políticas; dados de painel; Brasil.

ABSTRACT

This research examines the relationship between nutritional status and economic development indicators in Brazil. The nutritional status of a society is related to the level of cognitive capacity of the population and can be captured through the average body mass index (BMI) of localities. The economic development indicators used include GDP per capita, education and savings. In this context, the hypothesis is that nutritional status, measured by the average BMI of individuals, will have an effect on economic growth and development indicators. The analysis of Brazilian towns is justified, among other things, by the need to understand how the considerable social and regional inequalities that are typical of the national territory affect the connection between nutritional status and economic development in towns under development. The methodology used is based on Tansel, Öztürk and Erdil (2022), and consists of examining how nutritional status affects municipal economic development indicators, using panel data methodology. This methodological procedure makes it possible to obtain estimators that take into account the differences between municipalities. In addition, to deal with possible endogeneity problems, instrumental variables (IV) techniques and dynamic panel models are used, using the Arellano-Bond estimator. It is worth noting that the empirical strategy is conducted considering a balanced panel of Brazilian municipalities for the period between 2008 and 2020. The main results show that the development indicators - namely GDP per capita, education and savings - have an inverted U-shaped relationship with BMI. The findings of this research show that the nutritional status of the population has significant potential for promoting a healthy society and economic growth at the same time.

Keywords: nutritional status; economic development; policies; panel data; Brazil.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 –	Passos para a segurança alimentar	14
Figura 2 –	Determinantes da relação entre obesidade e insegurança alimentar e nutricional	16
Figura 3 –	Linha temporal de políticas direcionadas para a segurança alimentar e nutricional no Brasil.....	19

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 –	Porcentagem das classificações do IMC por região.....	29
Tabela 2 –	Descrição das variáveis utilizadas, Brasil 2008-2020	30
Tabela 3 –	Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas, Brasil 2008-2020	31
Tabela 4 –	Modelos estimados para associação linear, quadrática e cúbica entre PIB <i>per capita</i> e IMC, Brasil 2008-2020	40
Tabela 5 –	Modelos estimados para associação linear, quadrática e cúbica entre escolaridade e IMC, Brasil 2008-2020	44
Tabela 6 –	Modelos estimados para associação linear, quadrática e cúbica entre poupança interna bruta e IMC, Brasil 2008-2020	47

LISTA DE SIGLAS

ABRANDH	Ação Brasileira Pela Nutrição e Direitos Humanos
BPC	Programa Benefício de Prestação Continuada
CAISAN	Câmara Interministerial da Segurança Alimentar e Nutricional
CONSEA	Conselho Nacional de Segurança Alimentar E Nutricional
DHAA	Direito Humano à Alimentação Adequada
FAO	Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura
FE	Efeitos Fixos
FINBRA	Finanças do Brasil
GMM	Método Generalizado dos Momentos
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IMC	Índice de Massa Corporal
IV	Variáveis Instrumentais
LOSAN	Lei Orgânica de segurança Alimentar e Nutricional
MDS	Ministério do Desenvolvimento Social e Combate À Fome
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
PAA	Programa de Aquisição de Alimentos
PLANSAN	Plano Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional
PNAE	Programa Nacional de Alimentação Escolar
PNME	Programa de Merenda Escolar
PNSAN	Política Nacional de Segurança Alimentar e Nacional
POF	Pesquisa de Orçamento Familiar

RAIS	Relação Anual de Informação Social
RE	Efeitos Aleatórios
SAN	Serviço de Alimentação da Previdência Social
SISAN	Sistema Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional
SISVAN	Sistema de Vigilância Alimentar e Nutricional
VIGITEL	Vigilância de Doenças Crônicas por Inquérito Telefônico

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	13
2	CONTEXTUALIZAÇÃO DAS POLÍTICAS PÚBLICAS DE COMBATE À INSEGURANÇA ALIMENTAR NO BRASIL.....	19
3	FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA.....	23
4	ESTRATÉGIA EMPÍRICA.....	27
4.1	BASES DE DADOS.....	27
4.2	MODELO EMPÍRICO.....	32
5	RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	38
5.1	RESULTADOS DAS ESTIMATIVAS PARA O PRODUTO INTERNO BRUTO (PIB) <i>PER CAPITA</i>	38
5.2	RESULTADOS DAS ESTIMATIVAS PARA A ESCOLARIDADE.....	42
5.3	RESULTADOS DAS ESTIMATIVAS PARA POUPANÇA INTERNA BRUTA.....	46
6	CONCLUSÃO.....	50
	REFERÊNCIAS.....	52
	APÊNDICE A – MODELOS ESTIMADOS ADICIONAIS PARA ASSOCIAÇÃO ENTRE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E IMC.....	59

1 INTRODUÇÃO

O Brasil apresenta um histórico preocupante de insegurança alimentar. Segundo os dados do Sistema de Vigilância Alimentar e Nutricional (SISVAN), no ano de 2008, cerca de 301.482 indivíduos se encontravam na situação de baixo peso, em 2023 o referido número diminuiu para 264.794 indivíduos. Ademais, em 2008 cerca de 2.246.915 indivíduos se encontravam na situação de sobrepeso e obesidade, em 2023 o referido número aumentou para 9.051.572 indivíduos (SISVAN, 2008, 2023). Estes dados evidenciam que a alimentação de baixa qualidade e falta de nutrientes adequados é uma realidade para uma parcela da população. O Brasil, ainda encara fortes desafios em relação à fome e a má nutrição, principalmente em comunidades de baixa renda e nas zonas rurais. De acordo com o relatório da Organização das Nações Unidas (ONU), um dos principais fatores desta situação é a falta de acesso a alimentos nutritivos e adequados (ONU, 2020). Nesse contexto, compreender as relações entre o estado nutricional da população (ponderando os níveis de insegurança alimentar e de obesidade) e desenvolvimento econômico é importante para o desenho de estratégias públicas que visem contornar o problema da fome no país.

O Brasil é caracterizado por fortes desigualdades sociais. As políticas públicas de combate à fome e pobreza começam a ganhar destaque a partir da década de 1930, com a implementação da Lei do salário-mínimo em 1938, e o Programa Nacional de Merenda Escolar (PNME) em 1955. Tais políticas objetivavam, respectivamente, fixar um salário-mínimo para os trabalhadores em relação aos serviços prestados, e fornecer alimentos saudáveis para as escolas públicas. Em 1940, o governo de Getúlio Vargas (1937-1945) criou o Serviço de Alimentação da Previdência Social (SAPS) para a melhoria das condições de alimentação da população. O SAPS funcionava através da criação de restaurantes populares, que ofertavam alimentos básicos para os trabalhadores formais, promovendo a ideia de educação alimentar e nutricional na sociedade (Pinto, 2014; Pereira, Puchale, 2022; Ferreira, 2022).

De acordo com a Lei nº 11.346, de 15 de setembro de 2006, o conceito de segurança alimentar e nutricional no Brasil está associado ao direito de acesso regular e permanente a alimentação suficiente e de qualidade, sem afetar as demais necessidades essenciais, tendo em vista uma alimentação saudável. A ONU sistematiza três passos para garantir a segurança alimentar em uma sociedade (Figura 1). O primeiro passo é a disponibilidade, envolvendo o

comércio nacional e internacional, de alimentos suficientes para todos. O segundo refere-se a garantia de acesso físico e econômico para que a sociedade tenha capacidade de obter alimentos, essa dimensão é complexa, pois envolve os preços dos alimentos. O terceiro estágio refere-se à utilização dos alimentos, isto é, as escolhas alimentares dos indivíduos. O último passo reúne as três condições citada anteriormente (FAO, 2014).

Figura 1 – Passos para a segurança alimentar



Fonte: Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação (FAO, 2014).

A partir de 2003, com o lançamento do Programa Fome Zero e a recriação do Conselho Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional, ocorreram avanços significativos no combate à fome (FAO, 2014). De acordo com Pereira e Puchale (2022), o Brasil apresentou uma evolução nos níveis de segurança alimentar nos anos entre 2004 e 2014, no sentido de que houve uma redução da pobreza extrema. Contudo, a partir de 2018, Pereira e Puchale (2022) identificam um retrocesso em relação ao nível de segurança alimentar nacional, especialmente após a crise econômica de 2015¹.

De acordo com os relatórios publicados pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) e Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), entre 2001 e 2012, cerca de 20% da população mais pobre vivenciou um aumento de renda. No entanto, em relação ao estado nutricional, ainda existia um déficit de altura entre as crianças menores de quatro anos, no referido período (FAO, 2014). O Brasil conseguiu sair do Mapa da Fome² a

¹ A crise política, econômica e institucional de 2015 foi gerada pela queda acentuada dos gastos de investimento, ao longo do ano 2014, e pela estratégia de choque recessivo (contração fiscal) executada pelo Ministério da Fazenda, o que desencadeou uma desestruturação do mercado de trabalho, gerando um aumento no desemprego e na informalidade, e queda na renda média do trabalhador (Oreiro, 2017; Mello et al., 2018; Mattei, 2018; Pereira, Puchale, 2021).

² Quando um país apresenta mais de 2,5% de sua população enfrentando falta crônica de alimentos, ele entra no Mapa da Fome (ONU).

partir de 2014, devido a uma combinação de políticas macroeconômicas, sociais e agrícolas. Nesse contexto, uma política importante para o combate à fome foi o Programa de Aquisição de Alimentos (PAA) criado em 2003, com o objetivo assegurar a comercialização dos produtos da agricultura familiar, utilizando recursos públicos para destinar alimentos a pessoas em situação de insegurança alimentar no país (Grisa, 2010).

Conforme já mencionado, a partir de 2015, o Brasil passa por um retrocesso no combate à fome e pobreza, com a redução das atividades econômicas, afetando diretamente o mercado de trabalho. De acordo com Mattei (2018), cerca de um milhão de empregos com carteira assinada foram perdidos durante o ano de 2015, ocorreu um aumento de trabalhos temporários, e eventualmente, com má remuneração, evidenciando a precariedade do mercado de trabalho nacional. Em 2018, o país volta para o Mapa da Fome da Organizações das Nações Unidas, do qual havia saído apenas por um breve período de 2014 a 2018 (Penssan, 2021; Pereira, Puchale, 2022).

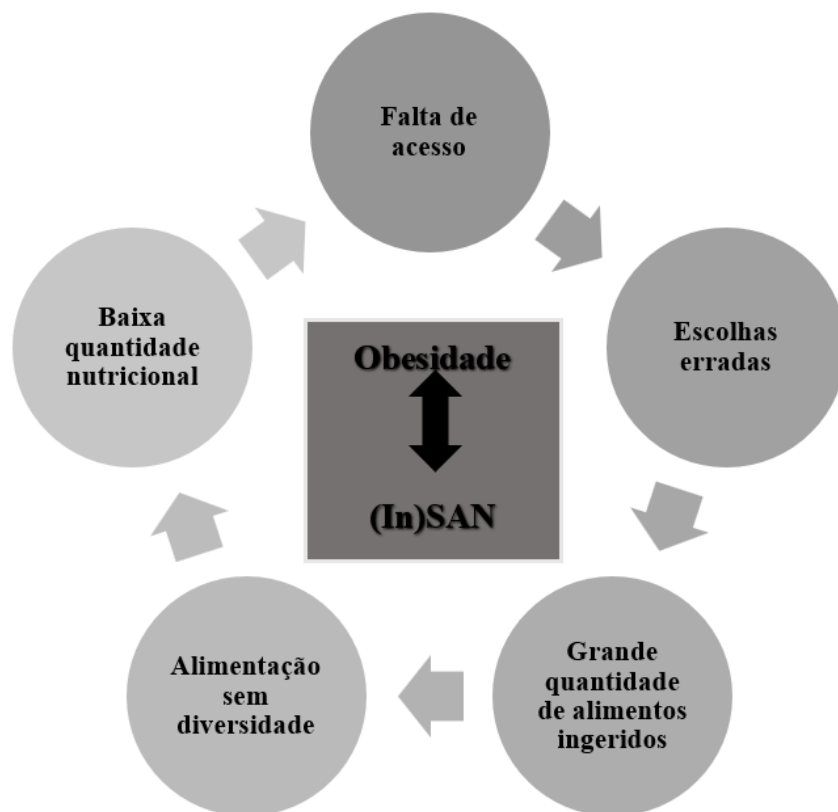
Em 2020, a pandemia da COVID-19 (*Coronavirus disease* do ano de 2019) agrava a situação, com o aumento dos índices de pobreza e de insegurança alimentar (IA), aceleração na inflação, redução no número de pessoas empregadas, aumento da informalidade e ampliação das desigualdades sociais brasileiras (Ribeiro-Silva et al., 2020; Santos et al., 2021; Souza et al., 2021; Pereira, Puchale, 2022). Segundo a Food and Agricultural Organization (FAO), cerca de 828 milhões de indivíduos estavam em situação de fome no mundo em 2021, o que caracteriza um aumento de 150 milhões de indivíduos nesta situação desde o começo da pandemia da COVID-19. Em relação ao Brasil, verifica-se que 3,9 milhões de brasileiros estavam em situação de IA grave³, entre 2014 e 2016. Entre os anos de 2019 e 2021, o número aumentou para 15,4 milhões de brasileiros, o que caracteriza um aumento significativo de pessoas em situação de IA grave (FAO, 2022).

Os níveis de insegurança alimentar e de pobreza, no geral, estão diretamente relacionados nas distintas localidades, pois a situação de pobreza extrema afeta a ingestão média de alimentos dos indivíduos, causando desnutrição e deficiência nutricional (Belik et al., 2001; Monteiro, 2003; Hoffmann, 2008; Osorio, Soares, 2014; Bezerra et al., 2020). Tais deficiências alimentares estão interligadas a situação de insegurança alimentar grave. Outro tipo de deficiência alimentar é a obesidade, esta, por sua vez, está relacionada ao consumo em excesso

³ Situação caracterizada pela falta de qualidade e redução da quantidade de alimentos para todos os membros da família, podendo incluir a experiência da fome.

de alimentos ou de alimentos não saudáveis. A ingestão de baixa quantidade de nutrientes, associada a situação familiar de insegurança alimentar, pode gerar um quadro de sobrepeso nas famílias que se encontram em condições menos favorecidas (Ruhm, 2012; Mazur, Navarro, 2015). A Figura 2 associa as condições da obesidade com a situação de insegurança alimentar.

Figura 2 – Determinantes da relação entre obesidade e insegurança alimentar e nutricional



Fonte: Mazur e Navarro (2015).

Para Roth et al. (2004), a obesidade se tornou uma pandemia, que eleva drasticamente o risco individual de morte e acelera o processo de envelhecimento. Segundo a Pesquisa de Orçamento Familiar (POF), no Brasil ocorreu um aumento no número de pessoas com excesso de peso nos últimos anos, cerca de 38,6 milhões de pessoas estavam acima do peso nos anos de 2002-2003, o que representava cerca de 40,6% da população adulta, já nos anos de 2008-2009 tal percentual passa para 50,1% dos homens adultos e 48% das mulheres adultas (Teixeira, Diaz, 2011).

A ingestão de nutrientes adequados afeta a capacidade dos indivíduos de solucionar problemas, tomar decisões e fornece energia para ativação das habilidades cognitivas individuais (ROSSI, 2020). Tais habilidades, por sua vez, são fundamentais para obtenção de bons resultados escolares e no mercado de trabalho⁴. Uma alimentação saudável e acessível afeta a capacidade cognitiva da força de trabalho, influenciando na produtividade média dos trabalhadores, aspecto fundamental para o crescimento e desenvolvimento econômico de uma sociedade.

A dificuldade de acesso à alimentação, principalmente alimentação saudável, pode estar associada a graves consequências para a saúde da população, o que afeta a capacidade do indivíduo no trabalho e no aprendizado. Assim, dada a forte relação entre habilidade cognitiva e nutrição, o índice de massa corporal (IMC) é assumido como uma *proxy* para o estado nutricional e capacidade cognitiva dos indivíduos (Tansel, Öztürk, Erdil, 2021). Nesse contexto, a presente pesquisa visa avaliar a relação entre o estado nutricional e o nível de desenvolvimento econômico das cidades brasileiras, entre os anos de 2008 e 2020.

Para atingir tais objetivos, são utilizados os dados sobre o estado nutricional da população brasileira disponíveis no SISVAN, considerando as informações municipais dos anos entre 2008 e 2020. Os indicadores de desenvolvimento econômico examinados são o PIB *per capita*, escolaridade e poupança (Azomahou et al., 2009; Devaux et al., 2011; Barro 2013; Tansel, Öztürk, Erdil, 2021).

As unidades de análise são os municípios brasileiros. Ademais, a metodologia a ser empregada consiste na estimação dos modelos para dados em painel, com especificações que envolvem o controle de efeitos fixos (FE), efeitos aleatórios (RE) e de autocorrelação serial por meio dos modelos de painéis dinâmicos, bem como a utilização de variáveis instrumentais (IV). As duas últimas estratégias são interessantes quando é preciso tratar problemas de endogeneidade ou quando as variáveis dependentes defasadas aparecem como regressores nos modelos. A justificativa para a utilização de modelos dinâmicos, como a estimação através do método dos momentos generalizados (GMM), consiste no fato de que diversas séries econômicas se relacionam umas com as outras e com seus valores passados, sendo importante

⁴ A despeito de sair do escopo do presente estudo, vale ressaltar que há uma vasta literatura sugestiva de que as habilidades não-cognitivas ou socioemocionais, tais como persistência, responsabilidade e cooperação, são tão importantes quanto as habilidades cognitivas para os resultados escolares e pessoais (Carneiro, Crawford, Goodman, 2007; Duckworth, Seligman, 2005; Heckman, Kautz, 2012; Santos, Berlingeri, Castilho, 2017).

ponderar tal relação nas estimativas (Arellano e Bond, 1991; Arellano e Bover, 1995; Blundell e Bond, 1998; Roodman, 2009; Tansel, Öztürk e Erdil, 2022).

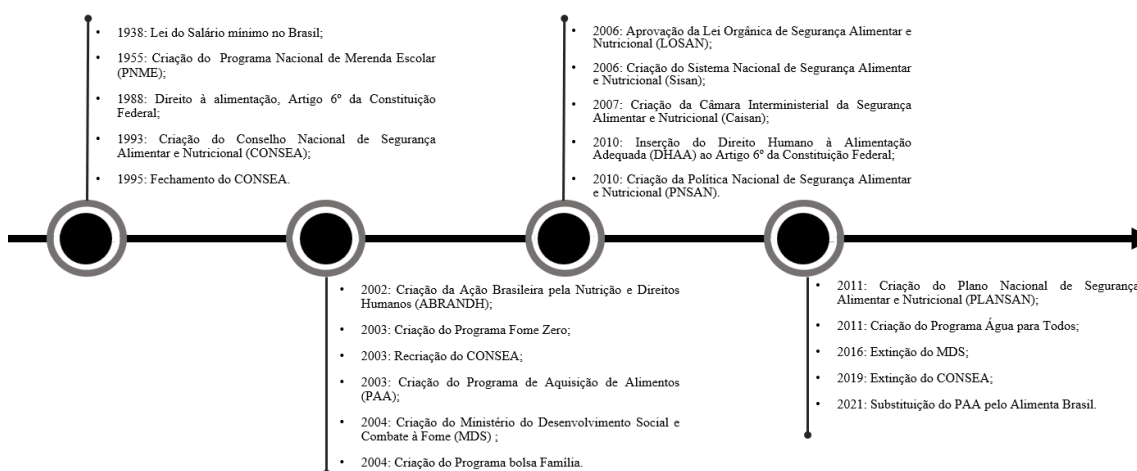
A presente pesquisa encontra-se dividido em seis seções, com essa introdução. Na seção dois é apresentada uma contextualização das políticas públicas de combate a insegurança alimentar no Brasil. A terceira seção detalha a fundamentação teórica da pesquisa. Na seção quatro são apresentados os dados e a estratégia empírica empregada para analisar o efeito do estado nutricional nos indicadores de desenvolvimento econômico. A seção quatro expõe os resultados. Na seção seis compreende a conclusão da dissertação.

2 CONTEXTUALIZAÇÃO DAS POLÍTICAS PÚBLICAS DE COMBATE À INSEGURANÇA ALIMENTAR NO BRASIL

O conceito da segurança alimentar e nutricional (SAN) varia em relação às políticas dos países, geografia e aspectos sociais e econômicos (Pereira, Puchale, 2022). O conceito segue as perspectivas sanitária e cultural de cada país, bem como os limites ecológicos. De acordo com FAO, 2004, países que apresentam elevados níveis de desigualdades sociais, com uma concentração do poder, renda e riqueza centralizada nas elites nacionais e internacionais, afeta a segurança alimentar, provocando a pobreza. No Brasil, ao longo do século XX, destaca-se uma série de políticas adotadas pelo governo para combater a insegurança alimentar (SILVA, 2014). A Figura 3 mostra a linha do tempo das políticas implementadas no decorrer dos anos.

No decorrer dos anos, diversas estratégias políticas foram criadas para promover a segurança alimentar e nutricional no Brasil. Em 1955 foi criado o Programa Nacional de Merenda Escolar (PNME), que tinha como objetivo fornecer alimentos saudáveis para as escolas públicas, visando a melhoria do desenvolvimento escolar das crianças. Essencialmente, o referido programa consiste no repasse de verbas para os estados e município, através do Censo Escolar feito no ano anterior ao repasse. Apesar do programa ter sido bem-sucedido, no andamento do II Programa Nacional de Alimentação e Nutrição (PRONAN) (1972-1979), o PNME passou a ser chamado de Programa Nacional de Alimentação Escolar (PNAE).

Figura 3 – Linha temporal de políticas direcionadas para a segurança alimentar e nutricional no Brasil



Fonte: Elaboração própria.

O Conselho Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional (CONSEA) foi criado em 1993, para exercer um controle social, atuando na formulação, monitoramento e avaliação das políticas públicas voltadas para segurança alimentar e nutricional. O CONSEA foi interrompido em 1995, e recriado em 2003. Dada a emergência de ações de combate a fome no país, o CONSEA tinha o enfoque em propor estratégias de políticas alimentar escolar, transferência de renda, entre outros aspectos (Pinto, 2014). O Conselho foi extinto novamente em 2019.

Em 2002 foi criada a Ação Brasileira pela Nutrição e Direitos Humanos (ABRANDH), uma organização para auxiliar o Direito Humano à Alimentação Adequada (DHAA), contribuindo na elaboração de políticas adequadas para combater a insegurança alimentar e nutricional. Em 2003 foi lançado o Programa Fome Zero, uma iniciativa de curto, médio e longo prazo, priorizando a segurança alimentar e o combate à pobreza no país (Silva, 2014). O Programa Fome Zero, buscava resolver o problema da insegurança alimentar no Brasil, através da melhoria do nível de renda da população brasileira mais pobre.

Em 2004 foi criado o Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS), com a meta de promover a inclusão social, criar políticas públicas para facilitar o acesso aos alimentos, promover a segurança alimentar e uma renda mínima para famílias mais pobres. No mesmo ano, foi criado o Programa Bolsa Família (PBF), que unificava alguns programas já existentes no Brasil – a citar, o Cartão Alimentação, Bolsa Escola e o Auxílio Gás –, e era administrado pelo MDS (PINTO, 2014). Em 2016, ocorreu a extinção do MDS, mas ocorreu algumas mudanças no PBF, fortalecendo a regras mais restritivas, fazendo com que cerca de 469 mil beneficiários foram cancelados do programa e cerca de 654 mil foram bloqueados (Lício et al., 2018).

Ainda no ano de 2006 foi aprovada a Lei Orgânica de Segurança Alimentar e Nutricional (LOSAN), tem como objetivo assegurar o acesso a alimentação de qualidade regular e permanente para todos, e criou o Sistema Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional (SISAN) que corresponde a um sistema de informações com foco em promover informações contínuas sobre as condições nutricionais da população brasileira. Ademais, o SISAN abrangia a Câmara Interministerial de Segurança Alimentar e Nutricional (CAISAN), também criada em 2006, com objetivo principal de coordenar políticas com foco na segurança alimentar.

O DHAA foi inserido no artigo 6º da Constituição Federal em 2010 (CONSEA, 2011). No mesmo ano, foi executada a PNSAN (Política Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional), tendo como objetivo possibilitar segurança alimentar e nutricional para todos os

brasileiros. A política tinha como aspectos estratégicos o Programa de Aquisição de Alimentos (PAA), a distribuição de alimentos, o acesso a água, promover a agricultura familiar, dentre outros. A política tinha como aspectos estratégicos o Programa de Aquisição de Alimentos (PAA), a distribuição de alimentos, o acesso a água, promover a agricultura familiar, dentre outros. O PAA foi criado em 2003, tinha como objetivo comprar alimentos produzidos pelos agricultores familiares e distribuída para os indivíduos em situação de insegurança alimentar e nutricional, destinando gratuitamente acesso a alimentação saudável e adequada.

Entretanto, o PAA foi substituído pelo Alimenta Brasil em 2021, como objetivo principal incentivar a agricultura familiar. O Plano Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional (PLANSAN) foi criado em 2011, e funcionava como um plano usado pela PNSAN, que envolvia diferentes setores, uma de suas ações era proteger e promover políticas públicas voltadas para combater a insegurança alimentar, alcançando os DHAA e SAN para todos os cidadãos brasileiros (CAISAN, 2016).

Em 2011 foi instituído o Programa Água para Todos um programa que pertencia ao Brasil sem Miséria⁵, tendo como objetivo promover a Agricultura Familiar, utilizando tecnologias sociais para armazenamento de água. O Água para Todos buscava fortalecer as áreas rurais, ajudando na produção agrícola e para o consumo rural dos indivíduos, garantindo a segurança alimentar e nutricional dos indivíduos (Pinto, 2014). O programa mostrou que é possível promover o acesso à água para a população em situação de pobreza nas zonas rurais, tendo um impacto positivo e direto na qualidade de vida das famílias (Rasella, 2013; Nogueira, Milhorange, 2020).

A despeito de todos os avanços em termos de desenhos de políticas públicas voltadas para segurança alimentar e nutricional, Santos et al. (2021) apontam que a crise de 2015 e a pandemia da COVID-19 mostraram as fragilidades de tais políticas no país. Além disso, as expressivas desigualdades regionais dificultam o combate a insegurança alimentar no Brasil, uma vez que ainda persiste a desigualdade social e econômica em todo território brasileiro, o Brasil necessita de políticas e programas mais eficazes para combater a desigualdade e insegurança alimentar (Pereira, Puchale, 2022).

⁵ Em 2011 foi criado o Brasil Sem Miséria (BSM), voltada para as famílias com extrema pobreza, com renda mensal de R\$70 por pessoa.

Para Pinto (2014), a promoção da segurança alimentar perpassa pelo desenvolvimento de estratégias político-institucionais, de garantia ao direito humano à alimentação adequada e inclusão social. O combate à insegurança alimentar é complexo, mesmo com avanços nas políticas públicas voltadas para o referido propósito, ainda existe uma grande parcela de famílias brasileiras que se encontram em situação de insegurança alimentar e nutricional. Nesse contexto, o estado nutricional dos indivíduos, afeta sua capacidade cognitiva e a energia de exercer atividades produtivas, o que pode influenciar diretamente os níveis de desenvolvimento econômico de uma sociedade.

3 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Os modelos de crescimento propostos por Harrod (1939), Domar (1946), Solow (1956) e Giovannini (1985) evidenciam que a poupança estimula o crescimento econômico. Já os modelos de crescimento endógenos de Romer (1986) e Barro (1990), que explicam o crescimento econômico de longo prazo, enfatizam que a poupança e o nível de capital humano são os motores do crescimento econômico de longo prazo. Nesse contexto, um aumento do capital humano é atingido através do estímulo a educação formal e treinamento. Além disso, Barro (2013) sugere que o estado de saúde é importante para o desenvolvimento econômico, pois a saúde tem um efeito significativo no desenvolvimento do capital humano.

Nesse contexto, Aksan e Chakraborty (2014) encontram uma relação direta entre a expectativa de vida e acumulação de capital, detectando que melhorias na saúde estimulam o aumento do investimento em capital humano. Azomahou, Boucekkine e Diene (2009) examinam a relação entre o crescimento econômico e longevidade, para 18 países entre o período de 1820 a 2005, e constataam que existe uma concavidade para valores baixos de esperança de vida e concavidade para valores grandes. Ademais, Lorentzen, McMillan e Wacziarg (2008) mostram que um aumento da mortalidade adulta leva a uma redução no crescimento econômico, e identificam que a mortalidade adulta é um preditivo significativo negativo de problemas físicos e significativo positivo para as taxas de fertilidade. Assim, os autores concluem que a mortalidade adulta explica a maior parte do crescimento econômico na África.

Ainda avançando na compreensão da relação entre desenvolvimento econômico e saúde, Bloom et al. (2014) estimam o efeito de doenças não transmissíveis na Índia e China, para os períodos de 2012-2030, e encontram um impacto maior para a China que para a Índia. Tal resultado reflete o fato de que a China tem uma população mais envelhecida e, consequentemente, as perdas gerais teriam um impacto maior para o país.

Além do exame dos indicadores de produção, diversos estudos sinalizam a importância do nível de escolaridade para o desenvolvimento econômico, nas distintas sociedades (Barro, 1991; Cohen, Soto, 2007; Ciccone, Papaioannou, 2009). O impacto do estado nutricional sobre os indicadores de escolaridade, por sua vez, é investigado por Arcand (2001), que examina especificamente os efeitos sobre escolaridade de duas medidas nutricionais, a citar a oferta de alimentos *per capita* e o estado nutricional em relação ao crescimento do PIB *per capita*.

Tansel, Öztürk e Erdil (2021) avaliam o impacto do IMC no PIB *per capita*, nos anos de escolaridade e poupança, para os anos de 1980 a 2009. Os autores utilizam o IMC para captar a relação entre saúde e desenvolvimento econômico, em 46 países. Tansel, Öztürk e Erdil (2021) identificam uma associação entre o PIB *per capita* e o IMC na forma de U invertido.

Wanda e Tekin (2007) utilizam os dados Bioelectrical Impedance Analysis (BIA), que estão disponíveis na National Health and Nutrition Examination Survey, e a pesquisa National Longitudinal Survey of Youth de 1979 dos Estados Unidos, e examinam o efeito da composição corporal (gordura corporal e massa livre de gordura) sobre os salários dos homens e mulheres, e notam que um aumento da gordura corporal está associado a uma redução nos salários tanto para homens quanto para mulheres, ao passo que, um aumento de massa livre de gordura está associado a um aumento no salário de ambos os grupos. Assim, concluem que um crescimento saudável do corpo é benéfico para os salários de homens e mulheres.

Grave (2007) examina a relação entre o IMC no emprego e nos salários para homens e mulheres, na Dinamarca para os anos de 1995 a 2000. Os achados de Grave (2007) indicam uma relação inversa entre o IMC e o emprego, para homens e mulheres. Gregory e Ruhm (2009) usam dados de 1986 e 1999-2005 de famílias americanas do Panel Study of Income Dynamics (PSID), e investigam a relação entre o salário individual e o IMC para os níveis de “obesidade” e “sobrepeso”. Os resultados mostram que se o nível clínico das mulheres estiver abaixo de “obesidade” e “sobrepeso”, os salários são maiores.

Teixeira e Diaz (2011) examinam o efeito da obesidade no mercado de trabalho brasileiro, usando a POF 2008-2009, e constata diferentes resultados para o efeito do IMC sobre os salários e probabilidade de emprego, entre homens e mulheres. Os resultados de Teixeira e Diaz (2011) são semelhantes aos achados de Cawley (2004), Morris (2007) e Averett e Korenman (1993), no sentido de identificar um efeito negativo da obesidade sobre os salários e empregos das mulheres.

Por outra perspectiva, Mazur e Navarro (2015), através de uma revisão de literatura, exploram os diversos fatores que relacionam as ocorrências de insegurança alimentar concomitante a obesidade. Os autores identificam a falta de alimentação saudável, escolhas equivocadas no consumo de alimentos e sem diversidade, ou uma ingestão de grandes quantidades de alimentos, com uma baixa qualidade de nutrientes na dieta, como alguns dos aspectos relacionados situação de insegurança alimentar com obesidade.

Para Falk, Hermle e Sunde (2019), o aumento na longevidade teria um impacto positivo nas preferências futuras. Portanto, ao retardar o envelhecimento e alterar a capacidade cognitiva individual, a ingestão adequada de nutrientes pode ocasionar uma modificação na taxa de preferência temporal dos jovens, com enfoque para etapas mais avançadas do ciclo de vida, como a meia-idade e a velhice, fazendo com que ocorra um aumento na poupança e investimentos (Croix, Michel, 2002; Falk, Hermle, Sunde, 2019). Becker e Mulligan (1997) mostram que as diferenças de saúde determinam as distinções de preferência temporal dos indivíduos, e suas análises sugerem que a mortalidade, vícios, riqueza e a incerteza afetam a preferência temporal dos indivíduos. Tais evidências sugerem que existe uma relação entre os níveis de estado nutricional e poupança, ainda a ser investigado para o contexto brasileiro.

Na literatura nacional há uma discussão focada nos níveis de insegurança alimentar. Para Castro (1984), a fome é uma consequência da pobreza, e não está ligada a disponibilidade de alimentos, mas sim à desigualdade social. Assim, Freitas e Pena (2007) procuram mostrar a necessidade da inclusão dos aspectos culturais para avaliar políticas sobre segurança alimentar e nutricional, contextualizando a segurança alimentar e nutricional nas esferas macro e micro. Para os autores a fome crônica causa efeitos ainda mais perversos em relação à insegurança alimentar no Brasil.

Hoffmann (2021) analisa a insegurança alimentar do Brasil entre os anos de 2004 e 2017-2018, e verifica que a insegurança alimentar diminuiu de 2004 a 2013, mas cresceu novamente no período entre 2017-2018. Em relação a evolução da pobreza, entre 2013 e 2017-2018, Hoffmann (2021) identifica que houve um crescimento intenso da taxa de pobreza. Nesse cenário, o autor aponta um aumento na renda e na escolaridade como instrumentos determinantes para redução do nível de insegurança alimentar.

Alguns estudos examinam o efeito das políticas públicas voltadas para segurança alimentar e nutricional no Brasil. Assim, Deus e Silva (2022) investigam o efeito do Programa Nacional de Alimentação Escolar (PNAE) sobre o desempenho dos alunos nas escolas da rede pública brasileira, utilizando o percentual de compras de alimentos da agricultura familiar das escolas públicas. O desempenho dos alunos foi mediado pelos exames do Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB) dos 5º e 9º anos, de 2017. Os resultados indicam que um aumento em 1 ponto percentual (p.p.) no valor da compra de alimentos dos agricultores familiares, em

média aumenta em 1,15 p.p. e 1,4 p.p. o desempenho dos estudantes em português e matemática, respectivamente.

Lazaretti e Becker (2022) analisam o efeito do Programa Criança Feliz em relação aos indicadores de mortalidade e nutrição infantil e de gestantes, nos municípios do Brasil que são beneficiados pelo programa. Os resultados apontam que o Programa Criança Feliz auxilia na redução da taxa de mortalidade das gestantes, e apontam que bebês de zero a seis anos apresentam peso adequado. Nesse contexto, vale destacar que bebês que nascem com peso adequado tem uma probabilidade menor de desenvolver doenças (Nores, Bornett, 2010; Lazaretti, Becker, 2022; Munhoz, Santos et al., 2022). Rosales, Mattos e Julião (2022) avaliam o efeito do Programa Benefício de Prestação Continuada (BPC), em relação à nutrição e aos níveis de segurança alimentar dos idosos brasileiros. Os resultados evidenciam que o BPC não afeta significativamente os níveis de obesidade e subnutrição, entretanto, impacta na insegurança alimentar, consequentemente, aumentando o nível de segurança alimentar.

Em síntese, existe uma lacuna na literatura nacional no que tangência a discussão a respeito da relação do índice de massa corporal médio com o nível de desenvolvimento econômico e crescimento das localidades. Há trabalhos nacionais que utilizam o IMC para avaliar a relação com os salários dos homens e das mulheres, a probabilidade de estar empregado, ou examinar o estado nutricional dos idosos. Entretanto, faz-se necessário compreender como o estado nutricional dos indivíduos pode afetar o desenvolvimento do país, ponderando as fortes desigualdades regionais brasileiras.

4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Nesta seção, explora-se a base de dados e a metodologia empregada na pesquisa. Vale ressaltar que, tanto o modelo empírico, como a seleção e o tratamento das variáveis, tem como principal fundamentação Tansel, Öztürk e Erdil (2021).

4.1 BASES DE DADOS

Os dados são organizados no formato de um painel para os municípios brasileiros, considerando os anos entre 2008 e 2020. As informações utilizadas, para a construção do indicador do IMC⁶ médio dos municípios, são extraídas do SISVAN, do Ministério da Saúde⁷. O SISVAN é um sistema informações que fornece descrições contínuas sobre o estado nutricional, e seus fatores determinantes, considerando apenas os indivíduos que utilizam hospitais públicos. Cada município tem acesso ao SISVAN através do cadastro do gestor municipal, onde inserem os dados de acompanhamento do estado nutricional e práticas de consumo da população que tem acesso ao sistema de saúde pública. Os registros englobam crianças, adolescentes, adultos, idosos e gestantes. Entretanto, conforme mencionado, o SISVAN não realiza a cobertura de toda a população brasileira, pois é um sistema que coleta dados através do SUS Atenção Primária e/ou no Sistema de Gestão do Programa Bolsa Família, compreendendo a parcela da população brasileira de menor renda. Portanto, o presente estudo utiliza, para o cálculo do IMC, os dados nutricionais da parcela da população adulta que acessa o serviço público de saúde.

A inserção dos dados ocorre mensalmente, contudo, não significa que todos os indivíduos que foram coletados no primeiro mês, sejam os mesmos no mês posterior. Os dados são reunidos pelos profissionais das Unidades de Saúde municipal. Em alguns casos, os dados são coletados por formulários impressos, e logo depois, são inseridos no SISVAN pelos profissionais da saúde, gerando um relatório sobre os dados, no próprio sistema do SISVAN.

Os registros do SISVAN, sobre o estado nutricional da população, agrupam o quantitativo de indivíduos adultos classificados como baixo peso, adequado ou eutrófico,

⁶ É um indicador internacional utilizado para calcular se uma pessoa está no seu peso ideal, porém, existem suas limitações, pois não permite a avaliação da composição corporal (SISVAN, 2004).

⁷ Os dados sobre altura e peso, também podem ser encontrados na Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) e na Vigilância de Doenças Crônicas por Inquérito Telefônico (VIGITEL). Entretanto, tais fontes apenas fornecem dados para as capitais brasileiras e o distrito federal, o que impossibilita o exame dos municípios.

sobrepeso, obesidade grau I, obesidade grau II e obesidade grau III (SISVAN, 2023). A Organização Mundial da Saúde (OMS) classifica os indivíduos adultos com IMC menor que $18,5\text{kg/m}^2$ como baixo peso; IMC entre $18,5\text{ kg/m}^2$ e $24,9\text{kg/m}^2$ como adequado ou eutrófico; IMC entre 25kg/m^2 e $29,9\text{kg/m}^2$ como sobrepeso; IMC entre 30kg/m^2 e $34,9\text{kg/m}^2$ como obesidade grau I; IMC entre 35kg/m^2 e $39,9\text{kg/m}^2$ como obesidade nível II; e IMC maior ou igual a 40kg/m^2 como obesidade grau III.

Para melhor compreender a amostra de indivíduos cadastrados no SISVAN, o Quadro 1 apresenta um panorama da distribuição dos indivíduos, por classificação do IMC, nas regiões do Brasil. No ano de 2008, 5.247.693 indivíduos adultos faziam parte da amostra do SISVAN, já em 2020, foram 10.649.053 indivíduos, o dobro que no ano de 2008. Houve uma diminuição no número de indivíduos adultos que se encontravam no baixo peso, em 2008 o Brasil apresentava 301.482 (5,75%), indivíduos adultos, e diminuiu para que equivale a 220.437 (2,07%) indivíduos adultos. Em relação aos indivíduos adultos que se encontram no adequado ou eutrófico, em 2008, cerca de 2.699.296 (51,44%) indivíduos, em 2020, cerca de 3.349.148 (31,45%) indivíduos adultos se encontram em peso adequado. Os números regionais e do Brasil tiveram uma diminuição tanto para baixo peso, quanto para adequado ou eutrófico.

Em 2008, as regiões Norte (12,78%) e Nordeste (11,55%) apresentavam as menores porcentagem de indivíduos em situação de obesidade, comparativamente ao observado nas outras regiões. Em 2020, o percentual de indivíduos obesos aumenta, e, por outro lado, o de indivíduos na categoria de baixo peso diminuiu, em todas as regiões e no Brasil. Observa-se que o Nordeste (27,64%) e Norte (27,31%) ainda apresentam as menores porcentagem der indivíduos obesos. O Quadro 1 evidencia que, em todas as regiões, de 2008 para 2020 ocorre uma diminuição na participação dos indivíduos adultos de baixo peso e de peso adequado. Entretanto, os percentuais de indivíduos que se encontram em sobrepeso e obesidade aumentaram significativamente. Para o Brasil, os dados sobre os indivíduos adultos classificados como sobrepeso ou obeso mostram que, em 2008, cerca de 2.246.915 (42,81%) dos indivíduos adultos estavam acima do peso ou obesos; no entanto, em 2020, houve um aumento significativo, cerca de 7.079.468 (66,48%). Esses números são preocupantes e reforçam a opinião de alguns autores de que a obesidade é uma pandemia e que tem aumentado significativamente no Brasil e em todo o mundo nos últimos anos.

Tabela 1 - Porcentagem das classificações do IMC por região

2008						2020				
Região	BP	AD	SP	OB	Total	BP	AD	SP	OB	Total
Centro-Oeste	5,41%	49,14%	28,86%	16,59%	100%	2%	30,04%	33,99%	33,97%	100%
Nordeste	6,43%	54,39%	27,65%	11,55%	100%	2,35%	34,16%	35,85%	27,64%	100%
Norte	5,51%	53,11%	28,62%	12,78%	100%	2,07%	33,47%	37,14%	27,31%	100%
Sudeste	5,09%	47,27%	28,87%	18,78%	100%	2,04%	29,8%	33,41%	34,76%	100%
Sul	3,88%	43,95%	30,78%	21,39%	100%	1,54%	27,83%	34,15%	36,49%	100%
Brasil	5,75%	51,44%	28,36%	14,45%	100%	2,07%	31,45%	34,86%	31,62%	100%

Fonte: Elaboração própria com os dados da SISVAN. Nota: BP - baixo peso; AD - adequado ou eutrófico; SP - sobrepeso; OB - obesidade.

Para o indicador do IMC médio dos municípios brasileiros é utilizada uma média ponderada. Especificamente, o estado nutricional nos municípios é medido como a média ponderada de indivíduos adultos dentro de cada grupo de classificação do IMC, de forma que a população total seja o somatório da amostra atendida nos serviços de Atenção Primária à Saúde e/ou no Sistema de Gestão do Programa Bolsa Família no município i e no ano t .

As três variáveis dependentes utilizadas, a citar, PIB *per capita*, poupança e escolaridade, são extraídas de diversas fontes de dados. A variável do PIB *per capita* é proveniente dos dados disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

A poupança interna bruta, por sua vez, é computada pelas informações do IBGE e das Finanças do Brasil (FINBRA). A FINBRA é um banco de dados construído através das informações das declarações recebidas do Tesouro Nacional, contendo um conjunto de informações contábeis e financeira sobre a execução orçamentária e financeira da grande maioria dos municípios brasileiros⁸. O indicador de nível de desenvolvimento educacional é computado por meio do número de indivíduos ocupados com pelo menos o ensino superior. A

⁸ Existe ausência de informações contábeis e financeira sobre a execução orçamentária e financeira de alguns municípios brasileiros.

Tabela 1 fornece informações mais detalhadas sobre todas as variáveis utilizadas nos modelos econométricos.

Tabela 2 – Descrição das variáveis utilizadas, Brasil 2008-2020

Variáveis Dependentes	Descrição/Fórmula	Fonte dos dados
Log Produto Interno Bruto (PIB) <i>per capita</i>	$\ln \left[\frac{PIB \text{ real (milhões)}}{População} \right]$	IBGE
Log Poupança interna bruta	$\ln[PIB \text{ real} - Consumo \text{ Total}]$	IBGE, FINBRA
Log Escolaridade ^(a)	$\ln \left[\frac{Número \text{ de indivíduos ocupados com pelo menos ensino superior}}{pelo menos ensino superior} \right]$	RAIS
Variável Explicativa		
Log Índice de Massa Corporal (IMC) médio ^(b)	$\ln[Média \text{ ponderada do IMC municipal}]$	SISVAN
Variáveis instrumentais		
Log probabilidade bruta de sobrevivência	$\ln[1 - (taxa \text{ de mortalidade}/hab)]$	DATASUS
Log probabilidade de sobrevivência para idade 75-79	$\ln[1 - (taxa \text{ de mortalidade de 75 a 79 anos}/hab)]$	DATASUS

Fonte: Elaboração própria. Nota: (a) A variável escolaridade é computada a partir do número de pessoas ocupadas formalmente, com ensino superior incompleto, ensino superior completo, mestrado e doutorado. (b) O índice de massa corporal é calculado através do peso (kg) dividido pela altura(m)² do indivíduo adulto.

Na Tabela 1 fica perceptível o uso das variáveis instrumentais, de probabilidade bruta de sobrevivência e probabilidade de sobrevivência para a faixa etária entre 75 e 79 anos de idade. As referidas variáveis são calculadas com base nas informações disponíveis no DATASUS.

Dos 5.570 municípios brasileiros são examinados 4.618, foram utilizados 322 municípios da Região Norte, 1.469 municípios da Região Nordeste, 1.496 municípios da Região Sudeste, 1.004 municípios da Região Sul e 382 municípios da Região Centro-Oeste, devido a existência de informações faltantes para a variável IMC municipal. A Tabela 1 apresenta um resumo das estatísticas descritivas das variáveis examinadas.

Tabela 3 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas, Brasil 2008-2020

Variáveis	Números de municípios	t	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Log Índice de Massa Corporal (IMC) médio ^(a)	4.618	13	3,2800	0,0569	2,9041	3,7013
Log Produto Interno Bruto (PIB) <i>per capita</i>	4.618	13	9,4589	0,7582	7,3863	13,5367
Log Poupança interna bruta	4.618	13	11,8354	1,5779	7,3808	19,5956
Log Escolaridade ^(b)	4.618	13	5,5467	1,5054	0,0000	13,5971
Log probabilidade bruta de sobrevivência	4.618	13	-0,0028	0,0008	-0,0186	-0,0001
Log probabilidade de sobrevivência para idade 75-79	4.618	13	-0,0014	0,0006	-0,0096	-0,0001

Fonte: Elaboração própria. Nota: (a) O índice de massa corporal é calculado através do peso (kg) dividido pela altura(m)² do indivíduo adulto. (b) A variável escolaridade é computada a partir do número de pessoas ocupadas formalmente, com ensino superior incompleto, ensino superior completo, mestrado e doutorado.

A estratégia utilizada para lidar com os problemas de endogeneidade, conforme citado anteriormente, envolve a utilização das variáveis instrumentais: probabilidade bruta de sobrevivência e probabilidade de sobrevivência na faixa etária entre 75 e 79 anos (Tansel, Öztürk, Erdil, 2021). Foi adotado um recorte etário específico para as variáveis de probabilidade de sobrevivência, considerando as mudanças na composição corporal dos indivíduos e as doenças decorrente do envelhecimento. A probabilidade de sobrevivência está ligada aos hábitos dos indivíduos, como atividades físicas e hábitos alimentares saudáveis.

De acordo com Azomahou, Boucekkine e Diane (2009), indivíduos com diferentes idades possuem planejamentos e preferências distintas. Nesse contexto, Isenring et al. (2003) mostram que existe uma variação significativa na expectativa de vida e no estado nutricional. Ravasco et al. (2005) identificam uma relação entre o estado nutricional e o aumento na expectativa de vida. Tosato et al. (2007) apontam que o envelhecimento pode ser retardado com uma dieta saudável, com a ingestão de nutrientes adequados. Assim, o estado nutricional, isto é, um nível de IMC saudável está associado a uma expectativa de vida saudável, e livre de doenças crônicas.

4.2 MODELO EMPÍRICO

Conforme já mencionado, o objetivo do presente estudo é identificar a relação do estado nutricional dos indivíduos adultos com os indicadores de crescimento e desenvolvimento econômico nos municípios brasileiros para os anos entre 2008 e 2020. Assim, utiliza-se a abordagem de dados em painel para investigar tal relação. A análise de painel tem a vantagem de reunir uma maior quantidade de observações e informações, maior variabilidade dos dados e maior eficiência nas estimações (CAMERON, TRIVEDI, 2005, 2010). O modelo empírico do presente estudo tem por base a modelagem de Tansel, Öztürk e Erdil (2021).

Em síntese, três variáveis de resultado refletem as características de desenvolvimento e crescimento econômico nos municípios: PIB *per capita*, escolaridade média, poupança interna bruta (Azomahou et al., 2009; Devaux et al., 2011; Barro 2013; Tansel, Öztürk, Erdil, 2021). A variável explicativa chave, para compreender como o estado nutricional se relaciona com os indicadores de desenvolvimento econômico, é o IMC. A descrição detalhada das variáveis utilizadas encontra-se no Quadro 1.

Tansel, Öztürk e Erdil (2021) seguem o modelo teórico proposto por Azomahou et al. (2009). No referido modelo teórico, examina-se a relação entre o crescimento econômico e a longevidade, a variável dependente é os indicadores de desenvolvimento e crescimento, tal que M determina o sinal da derivada parcial de segunda ordem de g em relação a idade máxima A ou expectativa de vida, e g refere-se a taxa de crescimento do PIB *per capita*. Assim, define-se

$$\frac{\partial^2 g(A_{max})}{\partial A_{max}^2} = M \cong \rho + \rho^2 + \rho^3 \quad (1)$$

Na equação (1), ρ é a taxa de desconto intertemporal e pode ser substituído por uma variável apropriada. De acordo com Azomahou et al. (2009), ρ aumenta com a expectativa de vida, então pode-se substituir essa taxa de desconto intertemporal ρ pelo indicador de expectativa de vida, conforme expresso na equação (2):

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 g(A_{max})}{\partial A_{max}^2} &= M \\ &\cong \text{expectativa de vida} + \text{expectativa de vida}^2 \\ &+ \text{expectativa de vida}^3 > 0 \end{aligned} \quad (2)$$

Para Tosato et al. (2007) e Tansel Öztürk e Erdil (2021), o IMC está correlacionado com a expectativa de vida, pois a expectativa de vida de um indivíduo é baseada na ingestão de alimentos adequados (Tosato et al., 2007). Portanto, utilizando o IMC como substituto da expectativa de vida na equação (2), o IMC torna-se o determinante do sinal da equação (1). Então, reescrevendo a equação (2):

$$\frac{\partial^2 g(A_{max})}{\partial A_{max}^2} = M \cong IMC + IMC^2 + IMC^3 > 0 \quad (3)$$

Assim, substituindo o lado esquerdo da equação (3) pelos indicadores de desenvolvimento, ou seja, por PIB *per capita*, escolaridade e poupança obtém-se a equação (4). Na referida equação as especificações quadráticas e cúbicas captam as relações entre os indicadores de desenvolvimento econômicos e IMC.

$$\begin{aligned} \log Y_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \log IMC + \beta_2 \log(IMC)^2 + \beta_3 \log(IMC)^3 + \lambda_i + \eta_t \\ & + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

onde $\log$ indica o logaritmo natural, Y representa as três variáveis dependentes (PIB *per capita*, poupança interna bruta e escolaridade). Nos modelos estimados o i refere-se ao município e t ao ano analisado (2008 a 2020). O λ e η são os efeitos específicos por região e ao longo do tempo, e ε_{it} é o termo de erro idiossincrático ou variante no tempo.

O processo de estimação com dados em painel, para modelos lineares, compreende os modelos de mínimos quadrados ordinários agrupados (MQO), efeitos fixos (FE) e efeitos aleatórios (RE). A equação (5) é uma forma simplificada da equação (4). O modelo de efeitos fixos (FE) tem o atrativo de apagar o termo não observado α_i na equação (5), seguindo a suposição de que $E(\varepsilon|x_i, \alpha_i) = 0$, onde o termo de erro supostamente tenha média zero, condição da exogeneidade estrita.

$$Y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

onde Y_{it} as possíveis variáveis dependentes, e, conforme já mencionado, i refere-se aos municípios e t ao período temporal de análise (2008-2020), β é o vetor de $(k - 1)$ dos coeficientes associados às variáveis dependentes, x'_{it} é o vetor de $(k - 1)$ dos coeficientes associados às variáveis dependentes, e ε_{it} é o termo do erro. A estimativa de FE é uma análise condicional, onde mede o impacto de x_{it} em y_{it} controlado pelo efeito municipal de α_i .

Outro método de estimação usado com dados em painel é o de efeitos aleatórios. Em uma análise de efeitos aleatórios, o termo não observado α_i da equação (5) é ponderado juntamente com o termo aleatório ε_{it} , assim o modelo resultante pode ser expresso pela equação (6).

$$y_{it} = \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + (\alpha_i + \varepsilon_{it}) \quad (6)$$

Para estabelecer qual modelo deve ser utilizado, entre os modelos de efeitos fixos ou efeitos aleatórios, faz-se necessário observar os resultados de cada modelo, e para subsidiar tal decisão é possível utilizar o teste de Hausman⁹. Levando em consideração um possível problema de endogeneidade associado a variável IMC, é utilizado o modelo de variáveis instrumentais (IV), para driblar tal problema.

Quando existe endogeneidade associada a uma variável supostamente independente, x_{it} , significa que mudanças na referida variável estão associadas a mudanças no erro ε_{it} , e não apenas as mudanças em y_{it} . Portanto, nesse caso faz-se necessário um método para gerar variações exógenas em x_{it} . O procedimento de variáveis instrumentais em painel consiste em transformar adequadamente o modelo de efeitos individuais, de modo a controlar α_i , e, em seguida, aplicar IV para o modelo transformado. Na abordagem de variáveis instrumentais, existe uma variável z_{it} , conhecida como instrumento, que tenha a propriedade de que mudanças no instrumento z_{it} estão associadas a mudanças na variável x_{it} , porém não afetam diretamente y_{it} . A variável instrumental z_{it} deve estar associado ao x_{it} , mas não em ε_{it} (CAMERON, TRIVEDI, 2005, 2010). A estratégia utilizada por Tansel, Öztürk e Erdil (2021), para lidar com o referido problema de endogeneidade, compreende a utilização das variáveis instrumentais de probabilidade bruta de sobrevivência e probabilidade de sobrevivência na faixa etária entre 75 e 79 anos.

Com dados em painel, as variáveis dependentes são observadas ao longo do tempo, portanto, há a oportunidade de estimar medidas dinâmicas. Nesse caso, considera-se a estimação por meio do modelo de efeitos fixos, com uma ou duas defasagens na variável observada (Cameron, Trivedi, 2005, 2010). Esse estimador é conhecido como Arellano-Bond, e pode ser expresso da seguinte forma:

⁹ Para mais detalhes ver Cameron e Trivedi (2010).

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \gamma(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (x_{it} - x_{i,t-1})'\beta + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}),$$

$$t = 2, \dots, T. \quad (7)$$

O regressor $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$ da equação (7) está correlacionado com o erro $(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1})$. Vale ressaltar que o estimador de Arellano-Bond (1991) exige a disponibilidade de pelo menos três períodos de dados para cada unidade observacional, no caso municípios. As estimativas são mais eficientes se adicionar defasagens as variáveis dependentes, como por exemplo, usar instrumentos como $y_{i,t-2}$ e $y_{i,t-3}$. Assim, estima-se o painel dinâmico pelo método dos momentos generalizados (GMM).

Nesse contexto, o modelo (4) é estimado pelo método dos momentos generalizados (GMM), conforme proposto por Arellano e Bond (1991). Ademais, o modelo (4) é considerado incluindo um período defasado dos valores de $\log Y_{it}$ no lado direito da equação, como um regressor adicional. Tal formulação permite observar fatores invariantes e a heterogeneidade no tempo que não foram observados, incluindo a variável dependente defasada (Allison et al. 2018; Williams et al., 2018; Moral-Benito et al., 2019). O referido estimador é apropriado para situações em que se consta uma amostra com t pequeno e N grande, ou seja, poucos períodos e muitos municípios, exatamente o caso da presente pesquisa.

O estimador de Arellano e Bond (1991) geralmente transforma as regressões por diferenciação e usa o método dos momentos generalizados, chamado de *difference* GMM, fazendo uma suposição adicional de que as primeiras diferenças das variáveis instrumentais não teriam correlação com os efeitos fixos. Tal suposição permite a introdução de mais instrumentos, o que pode melhorar a eficiência das estimativas. Conforme apontado por Roodman (2009), as estimativas do método *difference* GMM oferecem resultados consistentes em análises de painéis dinâmicos, e são menos sensíveis a problemas nos regressores, comparativamente ao método *system* GMM¹⁰. Além disso, de acordo com Arellano e Bond (1992), as estimativas utilizando regressores GMM em um único estágio tendem a ser mais consistentes do que em dois estágios em amostras de tamanho reduzido. Como na presente pesquisa o tem-se uma amostra relativamente grande, utiliza-se o método *difference* GMM em dois estágios¹¹.

¹⁰ Para mais detalhes sobre o *system* GMM ver Roodman (2009).

¹¹ Ademais, utiliza-se o método *difference* GMM em um estágio para verificar a resistência dos resultados estimados (ver Apêndice A).

O método GMM assume que bons instrumentos não estão disponíveis fora dos conjuntos de dados, propondo que os melhores e únicos instrumentos disponíveis são “internos” (Roodman, 2009). O estimador *difference* GMM em dois estágios pode ser expresso por:

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

onde, $\varepsilon_{it} = \mu_i + v_{it}$ e $E(\mu_i) = E(v_{it}) = E(\mu_i v_{it}) = 0$.

Neste caso, o termo de perturbação tem dois componentes ortogonais, os efeitos fixos, μ_i e os choques idiossincráticos v_{it} , reescrevendo a equação (8):

$$\Delta y_{it} = (\alpha - 1)y_{i,t-1} + \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

Existe um problema na equação (9), o problema seria que o termo $y_{i,t-1}$ está correlacionado com v_{it} (como visto na equação 8), ainda existindo uma correlação entre o regressor e o erro. Portanto, não se pode acabar com a endogeneidade continua instrumentando defasagens, pois elas também estão correlacionadas com o erro.

Para remover o viés no painel dinâmico, é necessária uma transformação nos dados, que elimine os efeitos fixos. Os efeitos fixos podem ser eliminados multiplicando a esquerda por qualquer matriz diagonal de blocos, cujo largura seja T. Duas transformações são usadas, a primeira transformação é o uso da primeira diferença para eliminar os efeitos correspondentes às unidades v_{it} , conhecida como *difference* GMM (Equação 10).

$$\Delta y_{it} = \alpha \Delta y_{i,t-1} + \Delta \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \Delta v_{it} \quad (10)$$

Note que $[\Delta y_{i,t-1} \Delta v_{it}] = \alpha \Delta [\alpha v_{i,t-1} \Delta v_{it}] \neq 0$. Portanto, na Equação 10, os efeitos fixos desapareceram. Entretanto, a variável defasada ainda é potencialmente endógena, pois o termo $y_{i,t-1}$ aparece em $\Delta y_{i,t-1} = y_{i,t-1} - y_{i,t-2}$, e é correlacionado com $v_{i,t-1}$ em $\Delta v_{it} = v_{it} - v_{i,t-1}$. Assim, quaisquer variáveis predeterminadas em x , que não sejam exógenas, podem se tornar endógenas, pois também estão relacionadas com $v_{i,t-1}$. Nesse caso, o *difference* GMM em dois estágios de Arellano e Bond (1991), como já foi mencionado, sugere usar variáveis em nível de defasagens como variável instrumental para as variáveis endógenas, seja:

$$\begin{aligned} (y_{i3} - y_{i2}) &= \alpha(y_{i2} - y_{i1}) + \Delta \mathbf{x}'_{i3}\boldsymbol{\beta} + \Delta v_{i3} \\ (y_{i4} - y_{i3}) &= \alpha(y_{i3} - y_{i2}) + \Delta \mathbf{x}'_{i3}\boldsymbol{\beta} + \Delta v_{i4} \end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} & \cdot \\ & \cdot \\ (y_{iT} - y_{i,T-1}) &= \alpha(y_{i,T-1} - y_{i,T-2}) + \Delta \mathbf{x}'_{iT} \boldsymbol{\beta} + \Delta v_{iT} \end{aligned}$$

Na primeira equação, a variável y_{i1} é um instrumento válido para o termo $(y_{i2} - y_{i1})$, pois y_{i1} tem correlação com $(y_{i2} - y_{i1})$ e não tem correlação com o erro Δv_{iT} . Na mesma linha de raciocínio, na segunda equação, as variáveis y_{i1} e y_{i2} são instrumentos válidos para $(y_{i3} - y_{i2})$. Para melhorar a eficiência, é possível usar as defasagens mais longe da variável dependente como instrumentos adicionais, quanto maiores os atrasos usados, menor ficará a amostra.

Ademais, o presente trabalho consiste em a relação por meio de dados em painel, utilizando os modelos de Mínimos Quadrados ordinários (MQO) e Efeitos Fixos (FE). Para tratar as possíveis endogeneidade que existe, foram utilizadas as técnicas de variáveis instrumentais (IV) e os métodos de painel dinâmico do estimador *difference* GMM (Arellano-Bond) em dois estágios.

5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Nesta seção são apresentadas as estimativas dos modelos de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), efeitos fixos, método dos momentos generalizados (GMM) e de variáveis instrumentais (IV). Nos modelos de variáveis instrumentais, o IMC médio municipal é instrumentalizado pelas probabilidades de sobrevivência, isto é, as variáveis instrumentais de probabilidade bruta de sobrevivência e de probabilidade bruta de sobrevivência para idade entre 75 e 79 anos. Discursões

5.1 RESULTADOS DAS ESTIMATIVAS PARA O PRODUTO INTERNO BRUTO (PIB) *PER CAPITA*

Os resultados apresentados na Tabela 4 consideram as estimativas lineares, quadráticas e cúbicas para examinar a relação entre o PIB *per capita* e o IMC. As colunas (1), (2) e (3) apresentam os coeficientes estimados por MQO, considerando os dados empilhados; as colunas (4), (5) e (6) registram os resultados obtido a partir do estimador de efeitos fixos; nas colunas (7), (8) e (9), observa-se os resultados do modelo de GMM; e as colunas (10), (11) e (12) exibem os resultados dos modelos de variáveis instrumentais¹². As colunas (1), (4), (7) e (10) mostram os coeficientes estimados considerando uma associação linear entre PIB *per capita* e o IMC; as colunas (2), (5), (8) e (11) ponderam as associações quadráticas; e as colunas (3), (6), (9) e (12) as estimativas cúbicas.

Iniciando a interpretação dos resultados pelas estimativas lineares da Tabela 4, nota-se que a variável de interesse, que é o IMC, é significativa em todos os modelos propostos. A variável apresentou o sinal esperado, indicando que um aumento no IMC afeta positivamente o PIB *per capita*. Conforme já mencionado, para tratar possíveis problemas de endogeneidade, são utilizadas as técnicas de variáveis instrumentais e os modelos de painéis dinâmicos, através do estimador de Arellano-Bond (1991). Assim, foca-se no exame das colunas de (7) a (12) da Tabela 4.

¹² O detalhamento dos modelos estimados para seleção do modelo de efeitos fixos, em detrimento ao modelo de efeito aleatório, e a seleção do estimador GMM em dois estágios, em relação ao de um estágio, pode ser observado nas Tabelas A.1, A.2, A.3 e A.4 para todas as variáveis dependentes examinadas, em Apêndice.

Nas colunas (7), (8) e (9), para os modelos GMM, estima-se os testes de autocorrelação AR(1) e AR(2), que sinalizam que existia uma correlação na primeira ordem e que foi neutralizada após a introdução da variável dependente defasada em um período. Uma vez que a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial de segunda ordem, AR(2), é constatada, diz-se que os estimadores GMM são consistentes. O teste de Hansen, nas referidas colunas da Tabela 4, é importante para validar a robustez das estimativas por indicar falhas dos instrumentos. Os testes de Hansen indicam que as restrições de sobre identificação não são rejeitadas a um nível de significância de 10% ou mais, apenas no modelo que pondera a associação cúbica, na coluna (9). Isso demonstra que o conjunto de instrumentos é válido no nível de significância fornecido para o referido modelo (Tansel, Öztürk, Erdil, 2021). Assim, os resultados são sugestivos de uma relação entre PIB e IMC em forma de U invertido.

Nas colunas (10), (11) e (12), que mostra o modelo IV, fica perceptível que, de acordo com o teste de identificação fraca, os instrumentos são válidos apenas para as especificações linear e quadrática, nas colunas (10) e (11)¹³. Ademais, os testes de Hansen indicam que as restrições de sobre identificação não podem ser rejeitadas a um nível de significância de 10% ou superior. Isso mostra que os instrumentos são apropriados. Já no teste de endogeneidade, as hipóteses nulas do teste do IMC são rejeitadas a um nível de significância de 1%, de acordo com a Tabela 4. Assim, as estimativas de MQO não serão consistentes, e nem relativamente mais eficientes.

Os resultados gerais, dos modelos GMM de Arellano-Bonde e IV, sugerem que existe uma relação entre o PIB *per capita* e o IMC, tal que o PIB mais elevado está associado a localidades com maior IMC, mas tal relação se estabiliza. O ponto de virada¹⁴ na estimativa GMM é de 24,80 kg/m² e para a estimativa de variáveis instrumentais é de 28,58 kg/m². A associação entre o PIB e o IMC médio encontrada nos resultados do presente artigo corroboram aos achados por Lobstein (2007) e Egger, Swinburn e Islam, (2012).

¹³ Pelo teste de Stock e Yogo (2005) e Stock, Wright e Yogo (2002), os instrumentos são considerados fracos se a estatística calculada for menor que o valor crítico da estatística F de Kleibergen-Paap a 10%.

¹⁴ Os pontos de virada das especificações quadráticas (TP) é estimado pela seguinte fórmula: $TP = \exp\left(\left|\frac{\hat{\beta}_1}{2\hat{\beta}_2}\right|\right)$.

Tabela 4 – Modelos estimados para associação linear, quadrática e cúbica entre PIB *per capita* e IMC, Brasil 2008-2020

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
log PIB <i>per capita</i>												
	MQO	MQO	MQO	FE	FE	FE	GMM (Arellano- Bond)	GMM (Arellano- Bond)	GMM (Arellano- Bond)	IV (probabilidade bruta de sobrevivência / probabilidade de sobrevivência 75-79)	IV (probabilidade bruta de sobrevivência / probabilidade de sobrevivência 75-79)	IV (probabilidade bruta de sobrevivência / probabilidade de sobrevivência 75-79)
log PIB <i>per capita</i> defasado	0,9089*** (0,0041)	0,9089*** (0,0042)	0,9084*** (0,0042)	0,6289*** (0,0111)	0,6289*** (0,0111)	0,6287*** (0,0111)	0,5251*** (0,0346)	0,4453*** (0,0293)	0,4634*** (0,0306)	0,9480*** (0,0034)	0,9494*** (0,0034)	0,9489*** (0,0033)
log IMC	0,0486*** (0,0054)	-0,0899 (0,2191)	-14,5771*** (4,0484)	0,0575** (0,0259)	0,5250 (0,9197)	-42,0984** (18,7839)	0,7606*** (0,1776)	33,2458*** (4,7732)	-163,5884 (103,0462)	0,6450*** (0,1162)	26,4000*** (9,0060)	-11,0666*** (4,0063)
log IMC ²		0,0211 (0,0332)	4,4562*** (1,2365)		-0,0714 (0,1403)	12,9816** (5,7837)		-5,1770*** (0,7453)	53,3061* (31,5573)		-3,9369*** (1,3756)	6,7236*** (2,4456)
log IMC ³			-0,4523*** (0,1259)			-1,3308** (0,5933)			-5,7737* (3,2209)			-1,0050*** (0,3731)
Números de observações	55.272	55.272	55.272	51.086	51.086	51.086	50.603	50.603	50.603	55.030	55.030	55.030
Números de municípios	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618
R ²	0,8863	0,8863	0,8863	0,8609	0,8609	0,8609	-	-	-	0,9663	0,9654	0,9658
Teste F (p- value)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste de Arellano-Bond para AR(1) (p-value)	-	-	-	-	-	-	0,0000	0,0000	0,0000	-	-	-
Teste de Arellano-Bond para AR(2) (p-value)	-	-	-	-	-	-	0,792	0,343	0,383	-	-	-

Teste de identificação fraca (estatística F)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	140,250	14,720	1,498
Teste de endogeneidade (p-value)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,0000	0,0000	0,0000
Teste de Sargan/Hansen (p-value)	-	-	-	-	-	-	0,0000	0,0000	0,709	0,0815	0,8913	0,9062
Dummies de ano	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim
Dummies de região	sim	sim	sim	sim	sim	sim	-	-	-	sim	sim	sim
Ponto de virada (1)	-	-	21,7195	-	-	-	-	24,8017	-	-	28,5853	2,9705
Ponto de virada (2)	-	-	32,7858	-	-	-	-	-	-	-	-	29,1183

Fonte: Elaboração própria. Nota: Erros padrão robustos entre parênteses. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$. Todos os painéis são balanceados, com observações para cada ano e municípios. A variável dependente é log de PIB *per capita*. As colunas (7), (8) e (9) são estimativas GMM *difference* (Arellano, Bond, 1991). Os coeficientes das colunas (10), (11) e (12) são estimados pelo método de mínimos quadrados em dois estágios (2SLS) padrão. Os pontos de virada estimados nas colunas (3) e (6) consideram o nível de significância de 5%, enquanto o ponto de virada estimado da coluna (8) considera um nível de significância de 1%. Nas colunas (10), (11) e (12) o log da probabilidade bruta de sobrevivência e o log da probabilidade de sobrevivência do grupo etário entre 75-79 anos, e seus respectivos valores ao quadrado e cúbicos são usados como variáveis instrumentais (Tansel, Öztürk, Erdil, 2021). No teste de Sargan/Hansen para a validade conjunta dos instrumentos, o termo “equação exatamente identificada” é representado por “e.e.i.”. Os testes AR(1) e AR(2) verificam a ausência de correlação serial no erro idiossincrático, condição essencial para a consistência dos estimadores GMM, e a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial de segunda ordem AR(2) deve ser cumprida. No teste de identificação fraca de Stock e Yogo (2005), a regra de decisão é rejeita-se a hipótese de que os instrumentos são fracos se a estatística F de Kleibergen-Paap for maior ou igual ao valor crítico para um viés máximo de 10%. Na coluna (10), o valor crítico do teste de identificação fraca Stock-Yogo é 19,93. Na coluna (11), o valor crítico do teste de identificação fraca Stock-Yogo é 7,56. Na coluna (12), o valor crítico do teste de identificação fraca Stock-Yogo é 7,77.

Nas estimativas que ponderam a associação cúbica entre PIB e IMC, este último apenas é estatisticamente significativo, a pelo menos 5% de significância, nos modelos de MQO, efeitos fixos e IV. Considerando o modelo da coluna (12), o primeiro ponto de virada¹⁵ estimado é em 2,97 kg/m² e o segundo ponto de virada estimado é em 29,11kg/m².

Diante do exposto, é possível concluir que a melhor especificação para compreender a relação entre PIB e IMC médio, nos municípios brasileiros, é a quadráticas. Portanto, há indícios de que existe uma relação entre PIB *per capita* e IMC em formato de U invertido, para o período de 2008-2020. Nesse caso, os pontos de virada estimados estão dentro da faixa de 24,80-28,58kg/m².

Os resultados encontrados estão alinhados aos observados por Vogli et al. (2014), e Tansel, Öztürk e Erdil (2021), considerando as mesmas especificações quadráticas. Fox, et al. (2019) observaram uma correlação positiva entre o PIB *per capita* e IMC. Tansel, Öztürk e Erdil (2021) identifica pontos de virada dentro da faixa de 24,51-28,61kg/m² para estabilidade da relação direta entre PIB *per capita* e IMC, nos 47 países examinados pelos autores.

5.2 RESULTADOS DAS ESTIMATIVAS PARA A ESCOLARIDADE

Os resultados apresentados na Tabela 5 consideram as estimativas lineares, quadráticas e cúbicas para examinar a relação entre a escolaridade e o IMC. A variável de IMC médio nos municípios apresenta sinal positivos nos modelos estimados por MQO, FE e GMM (o modelo IV apresenta sinal oposto), indicando que um aumento no IMC afeta positivamente a escolaridade.

Nas colunas (7), (8) e (9), para os modelos GMM, estima-se os testes de autocorrelação AR(1) e AR(2), que sinalizam que existia uma correlação na primeira ordem e que não foi neutralizada após a introdução da variável dependente defasada em um período. Como a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial na segunda ordem, AR(2), não é constatada, pode-se dizer que os estimadores GMM não são consistentes. Os testes de Hansen, nas referidas

¹⁵ Os pontos de virada das especificações cúbicas (TPs) são estimadas usando a fórmula matemática geral:

$$TPs(1,2) = \exp \left(\frac{(-2\hat{\beta}_2) \pm \sqrt{(2\hat{\beta}_2)^2 - 4(3\hat{\beta}_3\hat{\beta}_1)}}{2(3\hat{\beta}_3)} \right).$$

colunas da Tabela 4 indicam que as restrições de sobre identificação são rejeitadas ao um nível de significância de 1%, enfatizando ainda mais que os estimadores GMM não são consistentes. Isso demonstra que o conjunto de instrumentos não são válidos.

Nas colunas (10), (11) e (12) fica perceptível que, de acordo com o teste de identificação fraca, os instrumentos são válidos apenas para as especificações linear e quadrática nos modelos IV, especificamente, colunas (10) e (11). Entretanto, os testes de Hansen indicam que as restrições de sobre identificação podem ser rejeitadas ao um nível de significância de 1%. Isso aponta que os instrumentos não são apropriados. Já no teste de endogeneidade, a rejeição das hipóteses nulas para o IMC indica que as estimativas de MQO não são consistentes.

O modelo de FE aparenta ser mais apropriado para essa variável em questão, e sugere que existe uma relação entre a educação e o IMC, tal que localidades com o IMC mais elevado apresentam também maiores indicadores de escolaridades, mas tal relação se estabiliza. O ponto de virada nas estimativas FE é de 27,05 kg/m². Diante do exposto, é possível concluir que a melhor especificação para compreender a relação entre escolaridade e IMC médio, nos municípios brasileiros, é a quadrática.

A despeito da variável dependente, escolaridade, não apresentar resultados tão significativos e sinais esperados nas estimativas mais apropriadas, os resultados encontrados estão alinhados com os achados Devaux et al. (2011), Zajacova et al. (2018) e Tansel, Öztürk, Erdil, (2021). Devaux et al. (2011), investigaram a relação da educação e a obesidade para todos os países da OCDE ao longo de 30 anos, e encontraram que uma melhor educação pode estar associada a menor probabilidade de obesidade, especialmente quando se trata das mulheres. Tansel, Öztürk e Erdil (2021) identifica pontos de virada dentro da faixa de 23,13-29,77kg/m² para a estabilidade na relação de crescimento entre escolaridade e IMC, nos 47 países examinados pelos autores.

Tabela 5 – Modelos estimados para associação linear, quadrática e cúbica entre escolaridade e IMC, Brasil 2008-2020

log escolaridade	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	MQO	MQO	MQO	FE	FE	FE	GMM (Arellano- Bond)	GMM (Arellano- Bond)	GMM (Arellano- Bond)	IV (probabilidade bruta de sobrevivência / probabilidade de sobrevivência 75-79)	IV (probabilidade bruta de sobrevivência / probabilidade de sobrevivência 75-79)	IV (probabilidade bruta de sobrevivência / probabilidade de sobrevivência 75-79)
log escolaridade defasado	0,9545*** (0,0022)	0,9546*** (0,0022)	0,9544*** (0,0022)	0,3353*** (0,0132)	0,3337*** (0,0132)	0,3337*** (0,0132)	0,2653*** (0,0244)	0,2643*** (0,0213)	0,2786*** (0,0214)	0,9633*** (0,0024)	0,9590*** (0,0030)	0,9586*** (0,0031)
log IMC	0,1006*** (0,0319)	-2,2737* (1,2747)	-54,8029** (23,5804)	0,0818 (0,0541)	12,0407*** (2,1706)	-53,6195 (42,5176)	0,7456*** (0,2860)	70,6667*** (10,4120)	157,7055 (225,9939)	-1,8061*** (0,2877)	186,0370*** (35,5100)	-98,2919*** (17,7970)
log IMC ²		0,3619* (0,1933)	16,4442** (7,2435)		-1,8256*** (0,3299)	18,2819 (13,0537)		-10,7564*** (1,6197)	-41,3515 (68,6051)		-28,6741*** (5,4249)	60,6641*** (10,8763)
log IMC ³			-1,6401** (0,7415)			-2,0500 (1,3355)			3,5261 (6,9407)			-9,3490*** (1,6611)
Números de observações	55.236	55.236	55.236	55.236	55.236	55.236	50.559	50.559	50.559	54.998	54.998	54.998
Números de municípios	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618
R ²	0,9263	0,9263	0,9263	0,3574	0,3580	0,3580	-	-	-	0,9239	0,9095	0,9065
Teste F (p- value)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste de Arellano-Bond para AR(1) (p-value)	-	-	-	-	-	-	0,0000	0,0000	0,0000	-	-	-
Teste de Arellano-Bond para AR(2) (p-value)	-	-	-	-	-	-	0,0000	0,0000	0,0000	-	-	-
Teste de identificação	-	-	-	-	-	-	-	-	-	132,519	12,517	1,771

fraca (estatística F)												
Teste de endogeneidade (p-value)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,0000	0,0000	0,0000
Teste de Sargan/ Hansen (p- value)	-	-	-	-	-	-	0,0000	0,0000	0,157	0,0000	0,0000	0,0000
Dummies de ano	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim
Dummies de região	sim	sim	sim	sim	sim	sim	-	-	-	sim	sim	sim
Ponto de virada (1)	-	23,1348	23,6734	-	27,0513	-	-	26,7054	-	-	25,6358	2,9433
Ponto de virada (2)	-	-	33,7802	-	-	-	-	-	-	-	-	25,6966

Fonte: Elaboração própria. Nota: Erros padrão robustos entre parênteses. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$. Todos os painéis são balanceados, com observações para cada ano e municípios. A variável dependente é log de escolaridade. As colunas (7), (8) e (9) são estimativas GMM *difference* (Arellano, Bond, 1991). Os coeficientes das colunas (10), (11) e (12) são estimados pelo método de mínimos quadrados em dois estágios (2SLS) padrão. Os pontos de virada estimados nas colunas (3) e (6) consideram o nível de significância de 5%, enquanto o ponto de virada estimado da coluna (8) considera um nível de significância de 1%. Nas colunas (10), (11) e (12) o log da probabilidade bruta de sobrevivência e o log da probabilidade de sobrevivência do grupo etário entre 75-79 anos, e seus respectivos valores ao quadrado e cúbicos são usados como variáveis instrumentais (Tansel, Öztürk, Erdil, 2021). No teste de Sargan/Hansen para a validade conjunta dos instrumentos, o termo “equação exatamente identificada” é representado por “e.e.i.”. Os testes AR(1) e AR(2) verificam a ausência de correlação serial no erro idiossincrático, condição essencial para a consistência dos estimadores GMM, e a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial de segunda ordem AR(2) deve ser cumprida. No teste de identificação fraca de Stock e Yogo (2005), a regra de decisão é rejeita-se a hipótese de que os instrumentos são fracos se a estatística F de Kleibergen-Paap for maior ou igual ao valor crítico para um viés máximo de 10%. Na coluna (10), o valor crítico do teste de identificação fraca Stock-Yogo é 19,93. Na coluna (11), o valor crítico do teste de identificação fraca Stock-Yogo é 7,56. Na coluna (12), o valor crítico do teste de identificação fraca Stock-Yogo é

5.3 RESULTADOS DAS ESTIMATIVAS PARA POUPANÇA INTERNA BRUTA

A Tabela 6 apresenta os coeficientes estimados para as associações lineares, quadráticas e cúbicas entre a poupança interna bruta e o IMC. Considerando as técnicas que tratam os possíveis problemas de endogeneidade, nota-se que nos modelos GMM, as especificações lineares e quadráticas apresentaram coeficientes significativos, ao nível de significância de 1%, como pode ser visto nas colunas (7) e (8). Os testes de autocorrelação AR(1) e AR(2) sinalizam que a correlação que existia na primeira ordem é neutralizada após a introdução da variável dependente defasada em um período. Assim, pode-se dizer que os estimadores GMM são consistentes. Entretanto, os testes de Hansen indicam que as restrições de sobre identificação podem ser rejeitadas ao um nível de significância de 1%, isso significa que os instrumentos não são apropriados.

Nas colunas (10), (11) e (12) da Tabela 6, que mostra o modelo IV, as especificações lineares, quadráticas e cúbicas apresentam coeficientes significativos. Entretanto, de acordo com o teste de identificação fraca, os instrumentos são válidos apenas para as especificações linear e quadrática, ou seja, as colunas (10) e (11). Ademais, os testes de Hansen indicam que as restrições de sobre identificação não podem ser rejeitadas a um nível de significância de 10% ou superior, assim, os instrumentos são apropriados. Em relação ao teste de endogeneidade, as hipóteses nulas do teste do IMC são rejeitadas a um nível de significância de 1%. Isso mostra que as estimativas de MQO não serão consistentes.

Tabela 6 – Modelos estimados para associação linear, quadrática e cúbica entre poupança interna bruta e IMC, Brasil 2008-2020

log poupança interna bruta	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	MQO	MQO	MQO	FE	FE	FE	GMM (Arellano- Bond)	GMM (Arellano- Bond)	GMM (Arellano- Bond)	IV (probabilidade bruta de sobrevivência / probabilidade de sobrevivência 75-79)	IV (probabilidade bruta de sobrevivência / probabilidade de sobrevivência 75-79)	IV (probabilidade bruta de sobrevivência / probabilidade de sobrevivência 75-79)
log poupança interna bruta defasado	0,9931*** (0,0004)	0,9931*** (0,0004)	0,9931*** (0,0004)	0,5945*** (0,0108)	0,5945*** (0,0108)	0,5944*** (0,0108)	0,3326*** (0,0377)	0,3828*** (0,0275)	0,3758*** (0,0278)	0,9943*** (0,0007)	0,9938*** (0,0007)	0,9938*** (0,0007)
log IMC	0,0085 (0,0150)	-1,2101 (0,8486)	-11,2373 (18,5619)	0,0568* (0,0304)	0,2730 (1,0385)	-38,3730* (20,5841)	0,7161*** (0,2116)	13,7789*** (4,0767)	-101,6051 (109,7710)	-0,2513** (0,1151)	39,3642*** (12,6132)	-17,3880*** (5,3843)
log IMC ²		0,1858 (0,1294)	3,2537 (5,6901)		-0,0330 (0,1585)	11,8022* (6,3415)		-2,1045*** (0,6311)	32,5066 (33,5285)		-6,0528*** (1,9276)	10,7531*** (3,2885)
log IMC ³			-0,3127 (0,5814)			-1,2066* (0,6509)			-3,4511 (3,4123)			-1,6566*** (0,5019)
Números de observações	54.645	54.645	54.645	54.645	54.645	54.645	49.708	49.708	49.708	54.406	54.406	54.406
Números de municípios	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618
R ²	0,989	0,989	0,989	0,8417	0,8417	0,8417	-	-	-	0,9890	0,9884	0,9885
Teste F (p- value)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste de Arellano-Bond para AR(1) (p-value)	-	-	-	-	-	-	0,0000	0,0000	0,0000	-	-	-
Teste de Arellano-Bond para AR(2) (p-value)	-	-	-	-	-	-	0,792	0,343	0,383	-	-	-
Teste de identificação	-	-	-	-	-	-	-	-	-	148,823	53,589	1,772

fraca (estatística F)												
Teste de endogeneidade (p-value)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,0256	0,0003	0,0000
Teste de Sargan/ Hansen (p- value)	-	-	-	-	-	-	0,0000	0,0000	0,709	0,2339	0,5644	0,5425
Dummies de ano	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim
Dummies de região	sim	sim	sim	sim	sim	sim	-	-	-	sim	sim	sim
Ponto de virada (1)	-	-	-	-	-	21,9349	-	26,4082	-	-	25,8351	2,9333
Ponto de virada (2)	-	-	-	-	-	30,9643	-	-	-	-	-	25,8229

Fonte: Elaboração própria. Nota: Erros padrão robustos entre parênteses. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$. Todos os painéis são balanceados, com observações para cada ano e municípios. A variável dependente é log de poupança interna bruta. As colunas (7), (8) e (9) são estimativas GMM *difference* (Arellano, Bond, 1991). Os coeficientes das colunas (10), (11) e (12) são estimados pelo método de mínimos quadrados em dois estágios (2SLS) padrão. Os pontos de virada estimados nas colunas (3) e (6) consideram o nível de significância de 5%, enquanto o ponto de virada estimado da coluna (8) considera um nível de significância de 1%. Nas colunas (10), (11) e (12) o log da probabilidade bruta de sobrevivência e o log da probabilidade de sobrevivência do grupo etário entre 75-79 anos, e seus respectivos valores ao quadrado e cúbicos são usados como variáveis instrumentais (Tansel, Öztürk, Erdil, 2021). No teste de Sargan/Hansen para a validade conjunta dos instrumentos, o termo “equação exatamente identificada” é representado por “e.e.i.”. Os testes AR(1) e AR(2) verificam a ausência de correlação serial no erro idiossincrático, condição essencial para a consistência dos estimadores GMM, e a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial de segunda ordem AR(2) deve ser cumprida. No teste de identificação fraca de Stock e Yogo (2005), a regra de decisão é rejeita-se a hipótese de que os instrumentos são fracos se a estatística F de Kleibergen-Paap for maior ou igual ao valor crítico para um viés máximo de 10%. Na coluna (10), o valor crítico do teste de identificação fraca Stock-Yogo é 19,93. Na coluna (11), o valor crítico do teste de identificação fraca Stock-Yogo é 7,56. Na coluna (12), o valor crítico do teste de identificação fraca Stock-Yogo é 7,77.

Diante do exposto, é possível concluir que a melhor especificação para compreender a relação entre poupança interna bruta e IMC médio, nos municípios brasileiros, é a quadrática estimada pelo modelo de IV. Os resultados sugerem que existe uma relação entre a poupança e o IMC, tal que o aumento da poupança interna bruta está associado a um IMC maior, mas tal relação se estabiliza. O ponto de virada é aproximadamente de 25,83 kg/m².

Portanto, há indícios de que existe uma relação de U invertido entre poupança interna bruta e IMC, para o período de 2008-2020. Quanto maior o IMC médio municipal, maior nível de poupança da localidade, até o ponto de virada de 25,83 kg/m². Vale destacar que tal resultado está alinhado ao observado por Tansel, Öztürk e Erdil (2021), que estimam ponto de virada de 24,39 kg/m² nos países examinados.

Em suma, um indivíduo adulto que apresente um IMC elevado, afetará negativamente a poupança interna bruta dos municípios, pois pode sobrecarregar o sistema de saúde pública, ocorrendo um investimento maior na área de saúde. As despesas com saúde, na média, são maiores para indivíduos com IMC mais elevados (Cawley, Meyerhoefer, et al., 2015). Finkelstein, Khavjou, et al. (2012) apresentam estimativas de obesidade adulta e a prevalência da obesidade grave até o ano de 2030, o estudo estima um aumento de 33% na prevalência da obesidade e de 130% na prevalência de obesidade grave, pelas previsões dos autores tal cenário intensificará ainda mais os gastos com saúde.

6 CONCLUSÃO

Este estudo examina os efeitos do IMC no PIB *per capita*, escolaridade, e poupança interna bruta para o período de 2008-2020 no Brasil. Os resultados empíricos estão de acordo com os encontrados em Azomahou et al. (2009) e Tansel, Öztürk e Erdil (2021). Os principais resultados mostram que a melhor especificação para compreender a relação entre PIB *per capita* e IMC é a quadrática. Assim, há indícios de que existe uma relação entre PIB *per capita* e IMC em formato de U invertido. O padrão encontrado sugere que localidades com IMC médio mais elevado apresentam também melhores indicadores de desenvolvimento, contudo a relação crescente com o IMC se estabiliza.

A relação entre PIB per capita e IMC, em formato de U invertido, apresenta pontos de virada estimados dentro da faixa de 24,80-28,58kg/m², para o período de 2008-2020. Adicionalmente, os resultados indicam que para a relação entre poupança interna bruta e IMC, o ponto de virada do IMC estimado é 25,83 kg/m². Já para a escolaridade, o ponto de virada nas estimativas quadráticas está na faixa de 23,13-27,05 kg/m².

Tansel, Öztürk e Erdil (2021) afirmam que a contribuição positiva de um indivíduo às atividades econômicas de um país pode não terminar após a morte, mas também antes da morte, quando a pessoa perde sua capacidade cognitiva. Os níveis extremos do (IMC), que incluem desnutrição ou obesidade, têm consequências negativas para a saúde geral e estão associados a doenças. Isso ocorre porque o estado nutricional tem um impacto significativo no desenvolvimento das estruturas e funções cerebrais, sendo responsável por fornecer a energia necessária para realização das tarefas diárias e para saúde do indivíduo.

A desnutrição tem efeitos físicos e psicológicos graves, como incapacidade, aumento da morbidade e mortalidade, tanto em doenças agudas quanto crônicas. Flegal, Graubard et al. (2005) afirmam que o baixo peso está associado a um maior índice de mortalidade em todos os grupos etários, entre aqueles que não sofrem de problemas cardiovasculares ou câncer. Devido ao fato de que o baixo peso aumenta a suscetibilidade a infecções e morte, é fundamental para uma sociedade a manutenção de um estado nutricional adequado na população.

Por outro lado, a obesidade é uma das doenças metabólicas mais comuns que nos últimos anos se tornou uma epidemia mundial de saúde pública e continua crescendo a um ritmo alarmante. De acordo por Cree, Newcomer et al. (2004), a obesidade pode ser causada por

diversos fatores, incluindo fatores ambientais, comportamentais, genéticos, socioeconômicos e psicológicos. Para Mancini (2001), a obesidade pode causar uma variedade de distúrbios fisiopatológicos – como doenças cardiovasculares, distúrbios respiratórios e distúrbios endócrinos –, principalmente em indivíduos com um IMC acima de 30 kg/m².

Em suma, o estado nutricional de um indivíduo, tem um impacto nas suas habilidades cognitivas, físicas e na saúde. Assim, um IMC em seus níveis extremos, como o baixo peso, pode aumentar o risco de infecções e mortalidade, e a obesidade, aumenta o risco de doenças crônicas, entre outras. Esses problemas de saúde, tem, grande impacto nas sociedades no sistema de saúde, sobrecarregando o sistema de saúde do país. Demonstrando repercussões econômicas, não se restringem apenas aos altos gastos médicos e na saúde coletiva, mas também na redução da qualidade de vida das pessoas, queda na eficiência produtiva, incapacidade e óbito, essas questões não apenas impactam os custos do sistema de saúde público, mas também a comunidade em geral.

Os resultados deste estudo contribuem, de certo modo, para preencher uma lacuna existente nas investigações acerca do estado nutricional e sua relação com os indicadores de crescimento e desenvolvimento econômico. Espera-se que o presente estudo, possa ser um ponto de partida para a construção de orientações sobre a ingestão de alimentos saudáveis, expandindo o poder da capacidade cognitiva do indivíduo através do estado nutricional.

REFERÊNCIAS

- ACEMOGLO, D.; JOHNSON, S. Disease and Development: The Effect of Life Expectancy on Economic Growth. **The Journal of Political Economy**, v. 115, n. 6, p. 925-985, 2007.
- AKSAN, Anna-Maria; CHAKRABORTY, Shankha. Mortality versus morbidity in the demographic transition. **European Economic Review**, v. 70, p. 470-492, 2014.
- ALLISON, P. D.; WILLIAMS, R.; MORAL-BENITO, E. Maximum likelihood for cross-lagged panel models with fixed effects. **Socius**, v. 3, p. 1-7, 2017.
- ARCAND, J. L. **Undernourishment and Economic Growth**: The Efficiency Cost of Hunger. Food and Agricultural Organization (FAO) Social and Economic, 2001 (Discussion Paper, n. 147).
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The review of economic studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. **Journal of econometrics**, v. 68, n. 1, p. 29-51, 1995.
- AVERETT, S.; KORENMAN, S. The Economic Reality of the Beauty Myth. **Journal of Human Resources**, v. 31, n. 2, p. 304-30, 1993.
- AZOMAHOU, T. T.; BOUCEKKINE, R.; & DIENE, B. A Closer Look at the Relationship Between Life Expectancy and Economic Growth. **International Journal of Economic Theory**, v. 5, n. 2, p. 201-244, 2009.
- BARRO, R. J. Government spending in a simple model of endogenous growth. **Journal of Political Economy**, v. 98, n. 5, p. 103-125, 1990.
- BARRO, Robert J. Economic growth in a cross section of countries. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 106, n. 2, p. 407-443, 1991.
- BARRO, Robert J. Health and economic growth. **Annals of Economics and Finance**, v. 14, n. 2, p. 329-366, 2013.
- BARROS, R. P., HENRIQUE, R.; MENDONÇA, R. **Evolução recente da pobreza e da desigualdade**: marcos preliminares para a política social. Cadernos Adenauer, nº 1, 2000.
- BAUM, C. F.; SCHAFFER, M. E.; STILLMAN, S. Enhanced Routines for Instrumental Variables/GMM Estimation and Testing. **The Stata Journal**, v. 7, n. 4, p. 465-506, 2007.
- BECKER, Gary S.; MULLIGAN, Casey B. The endogenous determination of time preference. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 112, n. 3, p. 729-758, 1997.
- BELIK, W.; SILVA, J. G. da; TAKAGI, M. Políticas de combate à fome no Brasil. **São Paulo em Perspectiva**, v. 15, p. 119-129, 2001.
- BEZERRA, M. S.; JACOB, M. C. M.; FERREIRA, M. A. F.; VALE, D.; MIRABAL, I. R. B.; LYRA, C. de O. Insegurança alimentar e nutricional no Brasil e sua correlação com indicadores de vulnerabilidade. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 25, p. 3833-3846, 2020.

BLOOM, D. E.; CAFIERO-FONSECA, E. T.; MCGOVERN, M. E.; PRETTNER, K.; STANCIOLE, A.; WEISS, J.; BAKKILA, S.; ROSENBERG, L. The Macroeconomic Impact of Non-Communicable Diseases in China and India: Estimates, Projections, and Comparisons. **The Journal of the Economics of Ageing**, v. 4, p. 100- 111, 2014.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of econometrics**, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.

BRASIL. PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA. **Lei nº 11.346**, de 15 de setembro de 2006. Cria o Sistema Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional – SISAN com vistas em assegurar o direito humano à alimentação adequada e dá outras providências.

BRITO, Fausto. Transição demográfica e desigualdades sociais no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 25, p. 5-26, 2008.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: methods and applications**. Cambridge University Press, 2005.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics using stata**. College Station, TX: Stata press, 2010.

CARNEIRO, P.; CRAWFORD, C.; GOODMAN, A. **The impact of early cognitive and non-cognitive skills on later outcomes**. London: Centre for the Economics of Education, 2007. (Discussion Papers, n. 92).

CAWLEY, J. Impact of obesity on wages. **The Journal Human Resources**. v. 39, n. 2, p. 451-74, 2004.

CAWLEY, J.; MEYERHOEFER, C.; BIENER, A.; HAMMER, M.; WINTFELD, N. Savings in medical expenditures associated with reductions in body mass index among US adults with obesity, by diabetes status. **Pharmacoeconomics**, v. 33, p. 707-722, 2015.

CICCONE, A.; PAPAIOANNOU, E. “Human Capital, the Structure of Production, and Growth,” **The Review of Economics and Statistics**, v. 91, n. 1, p. 66–82, 2009.

COHEN, D.; SOTO, M. Growth and human capital: good data, good results. **Journal of economic growth**, v. 12, p. 51-76, 2007.

CREE, M. G.; NEWCOMER, B. R.; KATSANOS, C. S.; SHEFFIELD-MOORE, M.; CHINKES, D.; AARSLAND, A.; URBAN, R.; WOLFE, R. R. Intramuscular and liver triglycerides are increased in the elderly. **The Journal of Clinical Endocrinology & Metabolism**, v. 89, n. 8, p. 3864-3871, 2004.

CROIX DE LA, D.; MICHEL, P. **A Theory of Economic Growth: Dynamics and Policy in Overlapping Generations**. Cambridge University Press, 2002.

CASTRO, Josué. **Geografia da fome: o dilema brasileiro: pão ou aço**. Rio de Janeiro: Edições Antares, 1984.

DASGUPTA, Partha. Nutritional status, the capacity for work, and poverty traps. **Journal of Econometrics**, v. 77, n. 1, p. 5-37, 1997.

DESBORDES, Rodolphe. The non-linear effects of life expectancy on economic growth. **Economics Letters**, v. 112, n. 1, p. 116-118, 2011.

DEUS, C. de; SILVA, M. M. da C. S., **Agricultura familiar, alimentação e desempenho escolar: uma avaliação com tratamento contínuo**. In: XX Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, 2022. Salvador.

DEVAUX, M.; SASSI, F.; CHURCH, J.; CECCHINI, M.; BORGONOV, F. Exploring the relationship between education and obesity. **OECD Journal: Economic Studies**, v. 2011, n. 1, p. 1-40, 2011.

DOMAR, E. D. Capital expansion, rate of profit and employment. **Econometrica**, v. 14, n. 2, p. 137-147, 1946.

DUCKWORTH, A. L.; SELIGMAN, M. Self-discipline outdoes IQ in predicting academic performance of adolescents. **Psychological science**, v. 16, n. 12, p. 939-944, 2005.

EGGER, Garry; SWINBURN, Boyd; ISLAM, FM Amirul. Economic growth and obesity: an interesting relationship with world-wide implications. **Economics & Human Biology**, v. 10, n. 2, p. 147-153, 2012.

FALK A.; HERMLE, J.; SUNDE, U. **Longevity and Patience**. Munich: CRC TRR 190, 2019. (Discussion Papers, n. 201).

FAO. Organização das Nações Unidas Para Alimentação e a Agricultura. **O estado da Segurança Alimentar e Nutricional no Brasil: um retrato multidimensional**. Relatório 2014, 90p.

FAO, IFAD, UNICEF, WFP; WHO. **The State of Food Security and Nutrition in the World 2022**. Report 2022.

FAO, IFAD, UNICEF, WFP; WHO. **The state of food security and nutrition in the world 2023**. Report 2023.

FERREIRA, A. S. **Elasticidades-Preço e Dispendio dos Alimentos entre os Domicílios Economicamente Vulneráveis no Brasil: uma análise a partir da pesquisa de orçamentos familiares 2017-2018**. In: Encontro Nacional de Economia, 2022.

FINKELSTEIN, E.; KHAVJOU, O. A.; THOMPSON, H.; THOGDON, J. G., PAN, L.; SHERRY, B.; DIETZ, W. Obesity and severe obesity forecasts through 2030. **American journal of preventive medicine**, v. 42, n. 6, p. 563-570, 2012.

FLEGAL, K. M.; GRAUBARD, B. I.; WILLIAMSON, D. F.; GAIL, M. H. Excess deaths associated with underweight, overweight, and obesity. **Jama**, v. 293, n. 15, p. 1861-1867, 2005.

FREIJER, K.; SWAN TAN, F.; KOOPMANSCHAP, M. A.; MEIJERS, J. M. M.; HALFENS, R. J. G.; NUIJTEN, M. J. C. The economic costs of disease related malnutrition. **Clinical nutrition**, v. 32, n. 1, p. 136-141, 2013.

FREITAS, M. do C. S. de; PENA, P. G. L., Segurança alimentar e nutricional: a produção do conhecimento com ênfase nos aspectos da cultura. **Revista de Nutrição**, v. 20, n. 1, p. 69-81, 2007.

FOX, Ashley; FENG, Wenhui; ASAL, Victor. What is driving global obesity trends? Globalization or “modernization”? **Globalization and health**, v. 15, p. 1-16, 2019.

GIOVANNINI, A. Saving and the real interest rate in LDCs. **Journal of Development Economics**, v. 18, n. 2-3, p.197-217, 1985.

GOETZEL, R. Z.; GIBSON, T. B.; SHORT, MEGHAN E.; CHU, B.; WADDELL, J.; BOWEN, J.; LEMON, S. C.; FERNANDEZ, I. D.; OZMINKOWSKI, R. J.; WILSON, M. G.; DEJOY, D. M. A multi-worksites analysis of the relationships among body mass index, medical utilization, and worker productivity. **Journal of occupational and environmental medicine**, v. 52, n. 1S, p. S52-S58, 2010.

GRAVE, J. **Obesity and labor market outcomes: new Danish evidence**. Aarhus Universitet Working Paper in Economics, p. 07-13, 2007.

GREGORY, C. A.; RUHM, C. J. **Where does the wage penalty bite?** NBER Working Papers in Economics, n. 14984, 2009.

GRISA, Catia. As redes e as instituições do Programa de Aquisição de Alimentos (PAA). **Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional**, v. 6, n. 2, p. 97-129, 2010.

HARROD, R. F. An essay in dynamic theory. **The Economic Journal**, v. 49, n. 193, p. 14-33, 1939.

HECKMAN, J. J.; KAUTZ, T. Hard evidence on soft skills. **Labour economics**, v. 19, n. 4, p. 451-464, 2012.

HOFFMANN, R. Determinantes da insegurança alimentar no Brasil: análise dos dados da PNAD de 2004. **Segurança Alimentar e Nutricional**, v. 15, n. 1, p. 49-61, 2008.

HOFFMANN, R. **Insegurança Alimentar no Brasil após crise, sua evolução de 2004 a 2017-2018 e comparação com a variação da pobreza**, Segurança Alimentar e Nutricional, Campinas, SP, v. 28, p. e021014, 2021.

ISENRING, E.; BAUER, J.; CAPRA, S. The scored Patient-generated Subjective Global Assessment (PG-SGA) and its association with quality of life in ambulatory patients receiving radiotherapy. **European journal of clinical nutrition**, v. 57, n. 2, p. 305-309, 2003.

LAZARETTI, L R.; BECKER, K. L., **O programa criança feliz: uma avaliação do impacto sobre a mortalidade e a nutrição materna e infantil**. In: **Encontro de Economia da Região Sul, 2022. Rio Grande do Sul**.

LORENTZEN, Peter; MCMILLAN, John; WACZIARG, Romain. Death and development. **Journal of Economic Growth**, v. 13, p. 81-124, 2008.

LÍCIO, E. C.; FILHO, A. C. C.; BARTHOLO, L.; PASSOS, L.; MESQUITA, A. C. S. **Programas estaduais de transferências de renda com condicionalidades no âmbito do Plano Brasil Sem Miséria**. Rio de Janeiro: IPEA, jul. 2018. (Texto para Discussão n. 2392).

LOBSTEIN, T.; LEACH, R. Jackson. Tackling obesities: future choices: international comparisons of obesity trends, determinants and responses: evidence review. **London: Foresight Programme of the Government Office for Science**, 2007.

MANCINI, Marcio C. Obstáculos diagnósticos e desafios terapêuticos no paciente obeso. **Arquivos Brasileiros de Endocrinologia & Metabologia**, v. 45, p. 584-608, 2001.

MATTEI, L. Os efeitos da crise econômica de 2015-2017 sobre o mercado de trabalho brasileiro. **O Brasil pós-recessão: das origens da crise às perspectivas e desafios futuros**, São Paulo: Editora UFABC, p. 113-123, 2018.

MAZUR, C. E., NAVARRO, F. Insegurança Alimentar e Obesidade em adultos: Qual a relação? **Revista Saúde (Santa Maria)**, v. 41, n. 2, p. 35–44, 2015.

MELLO, G.; ROSSI, P.; OLIVEIRA, A. L. M. de; WELLE, A. O Brasil em crise: CHOQUE RECESSIVO, DESMONTE DO ESTADO E A ‘RECUPERAÇÃO PRECÁRIA’. **O Brasil pós-recessão: das origens da crise às perspectivas e desafios futuros**. São Paulo: Editora UFABC, p. 124-135, 2018.

MONTEIRO, C. A., Fome, desnutrição e pobreza: além da semântica. **Saúde e Sociedade**, v. 12, p. 7-11, 2003.

MORAL-BENITO, E.; ALLISON, P.; WILLIAMS, R. Dynamic panel data modelling using maximum likelihood: an alternative to Arellano-Bond. **Applied Economics**, v. 51, n. 20, p. 2221-2232, 2019.

MORRIS S. The impact of obesity on employment. **Labour Economics**, v. 14, n. 3, p. 413- 33, 2007.

MUNHOZ, T. M.; SANTOS I. S.; BLUMENBERG, C.; BARCELOS, R. S.; BORTOLOTO, C. C.; MATIJASEVISH, A.; JÚNIOR, H. G. S.; SANTOS, L. M. dos; CORREA, L. L.; SOUZA, M. R. de; LIRA P. I. C.; ALTAFIM, E. R. P.; MACANA, E. C.; VICTORA, C. G. Factors associated infant development in Brazilian children: Baseline of the impact assessment of the Happy Child Program. *Cadernos de Saúde Pública*, [S. l.], v. 38, n. 2, p. 1–17, 2022.

NOGUEIRA, Daniela; MILHORANCE, Carolina; MENDES, Priscylla. Do Programa Um Milhão de Cisternas ao Água para Todos: divergências políticas e bricolagem institucional na promoção do acesso à água no Semiárido brasileiro. **IdeAs. Idées d'Amériques**, n. 15, 2020.

NORES, M.; BARNETT, W. S. Benefits of early childhood interventions across the world: (Under) Investing in the very young. *Economics of Education Review*, [S. l.], v. 29, p. 271–282, 2010.

ONU (Organização das Nações Unidas). **Policy Brief: The Impact of COVID-19 on Food Security and Nutrition**. United Nations Sustainable Development Group, June 2020.

OREIRO, J. L. A grande recessão brasileira: diagnóstico e uma agenda de política econômica. **Estudos Avançados**, v. 31, p. 75-88, 2017.

OSORIO, R. G.; SOARES, S. SD. O Brasil sem miséria e as mudanças no desenho da Bolsa Família. **O Brasil sem miséria**, p. 747-61, 2014.

PEREIRA, O. L. F.; PUCHALE, C. L. **Mudanças no mercado de trabalho brasileiro: Os efeitos da crise econômica de 2015 e da crise do COVID-19**. In: 26th Encontro Nacional de Economia Política-Centralidade do trabalho e crise do capital no mundo pós-pandêmico, 2021. Goiânia.

PEREIRA, O. L. F.; PUCHALE, C. L. **Análise espacial da insegurança alimentar no Brasil no século XXI**. In: Encontro de Economia da Região Sul, 2022. Rio Grande do Sul.

PENSSAN, Rede. Inquérito Nacional sobre Insegurança Alimentar no contexto da pandemia da COVID19 no Brasil. **Rio de Janeiro: Rede Penssan**, 2021.

PINTO, H. S. A Segurança Alimentar e Nutricional no Brasil (Parte 1): **A modernização do Estado e os avanços na superação da fome**. Brasília: Núcleo de Estudos e Pesquisas/CONLEG/Senado, 2014.

RASELLA, Davide. Impacto do Programa Água para Todos (PAT) sobre a morbi-mortalidade por diarreia em crianças do Estado da Bahia, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 29, p. 40-50, 2013.

RAVASCO, P.; MONTEIRO-GRILLO I.; VIDAL, P. M.; CAMILO, M. E. Dietary counseling improves patient outcomes: a prospective, randomized, controlled trial in colorectal cancer patients undergoing radiotherapy. **Journal of clinical oncology**, v. 23, n. 7, p. 1431-1438, 2005.

RIBEIRO-SILVA, R. de C.; PEREIRA, M.; CAMPELLO, T.; ARAGÃO, É.; GUIMARÃES, J. M. de M.; FERREIRA, A. JF.; BARRETO, M. L.; SANTOS, S. M. C. dos. Implicações da pandemia COVID-19 para a segurança alimentar e nutricional no Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 25, p. 3421-3430, 2020.

ROMER, P. M. Increasing returns and long run growth. **Journal of Political Economy**, v. 94, n. 5, p. 1002- 1037, 1986.

ROODMAN, D. How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. **The stata journal**, v. 9, n. 1, p. 86-136, 2009.

ROSALES, M.; MATTOS, L. B. de; JULIÃO, C. C. B. **Programa de benefício de prestação continua:** impacto no estado nutricional e na segurança alimentar dos idosos. In: XXVII Encontro Regional de Economia, 2022.

ROSSI, F. Human Capital and Macroeconomic Development: A Review of the Evidence. **The World Bank Research Observer**, v. 35 n. 2, p. 227-262, 2020.

ROTH, J.; QIANG, X.; MARBÁN, S. L.; REDELT, H.; LOWELL. B. C. The obesity pandemic: where have we been and where are we going? **Obesity Research**, v. 12, n. S11, p. 88S-101S, 2004.

RUHM, C. J. Understanding overeating and obesity. **Journal of Health economics**, v. 31, n. 6, p. 781-796, 2012.

SANTOS, D. D. dos; BERLINGERI, M. M.; CASTILHO, R. de B. **Habilidades socioemocionais e aprendizado escolar:** evidências a partir de um estudo em larga Escala. In: 45º Encontro Nacional de Economia, 2017.

SANTOS, A. B. M. V.; SANTOS, E. V. O. dos; MEDEIROS, C. D. de; CORDEIRO, S. A.; LIMA, A. B. P. de O. de; SILVA, J. G. da, OLIVEIRA, M. dos A. S. de; LIRA, J. V. de S.; PALMEIRA, P. de A. **O desmonte das iniciativas governamentais para a Segurança Alimentar e Nutricional:** estudo de caso do município de Cuité – Paraíba, entre 2014 e 2019. *Revista Segurança Alimentar e Nutricional*, v. 28, p. 1 - 13, 2021.

SANTOS, L. P. dos; SCHÄFER, A. A.; MELLER, F. de O.; HARTER, J.; NUNES, B. P.; SILVA, I. C. M. da; PELLEGRINI, D. da C. P. Tendências e desigualdades na insegurança alimentar durante a pandemia de COVID-19: resultados de quatro inquéritos epidemiológicos seriados. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 37, 2021.

SCHWARTZMAN, Simon. **As causas da pobreza**. Rio de Janeiro: FGV, 2004.

SILVA, S. P. **A Trajetória Histórica da Segurança Alimentar e Nutricional na Agenda Política Nacional:** projetos, discontinuidades e consolidação. Brasília: IPEA, 2014. (Texto para Discussão n. 1953).

SOLOW, R. A contribution to the theory of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.

SOUZA, B. F. do N. J. de; BERNARDES, M. S.; VIEIRA, V. C. R.; FRANCISCO, P. M. S. B.; MARÍN-LEÓN, L.; CAMARGO, D. F. M.; CORRÊA, A. M. S. (In) segurança alimentar no Brasil no pré e pós pandemia da COVID-19: reflexões e perspectivas:(In) segurança alimentar no pré e pós pandemia. **InterAmerican Journal of Medicine and Health**, v. 4, 2021.

STIGLITZ, J. E. **People, power, and profits: Progressive capitalism for an age of discontent**. Penguin UK, 2019.

STOCK, J. H.; WRIGHT, J. H.; YOGO, M. A survey of weak instruments and weak identification in generalized method of moments. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 20, n. 4, p. 518-529, 2002.

STOCK, J.; YOGO, M. **Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression**. In D. Andrews & J. Stock (Eds.), *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*. Cambridge University Press, 2005.

TANSEL, A.; ÖZTÜRK, C.; ERDIL, E. **The Impact of Body Mass Index on Growth, Schooling, Productivity, and Savings: A Cross-Country Study**. Bonn: IZA, 2021. (Discussion Paper n. 929).

TEIXEIRA, A. D.; DIAZ, M. D. M., Obesidade e o sucesso no mercado de trabalho utilizando a POF 2008-2009. **Revista Gestão e Políticas Públicas**, n.2, 2011.

TOSATO, M.; ZAMBONI, V.; FERRINI, A.; CESARI, M. (2007). The aging process and potential interventions to extend life expectancy. **Clinical Interventions in Aging**, v. 2, n. 3, p. 401-412, 2007.

VOGLI, R. De; KOUVONEN, A.; ELOVAINIO, M.; MARMOT, M. G. Economic globalization, inequality and body mass index: a cross-national analysis of 127 countries. **Critical Public Health**, v. 24, n. 1, p. 7-21, 2014

WANDA, R.; TEKIN, E. **Body Composition and Wages**. NBER Working Paper n. w13595, 2007.

WANG, M.; WEN, X.; ZHANG, Y.; JIANG, C.; WANG, F.. Is economic environment associated with the physical activity levels and obesity in Chinese adults? A cross-sectional study of 30 regions in China. **BMC Public Health**, v. 17, p. 1-8, 2017.

WILLIAMS, R.; ALLISON, P. D.; MORAL-BENITO, E. Linear dynamic panel-data estimation using maximum likelihood and structural equation modeling. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, v.18, p. 293–326, 2018.

ZAJACOVA, A.; LAWRENCE, E. M. The relationship between education and health: reducing disparities through a contextual approach. **Annual review of public health**, v. 39, p. 273-289, 2018.

APÊNDICE A – MODELOS ESTIMADOS ADICIONAIS PARA ASSOCIAÇÃO ENTRE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E IMC

Tabela A.1: Comparação dos modelos econométricos para associação entre PIB per capita e IMC, Brasil 2008-2020

Variável dependente: log PIB per capita												
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	RE	RE	RE	FE	FE	FE	GMM- Arellano- Bond (1 estágio)	GMM- Arellano- Bond (1 estágio)	GMM- Arellano- Bond (1 estágio)	GMM- Arellano- Bond (2 estágios)	GMM- Arellano- Bond (2 estágios)	GMM- Arellano- Bond (2 estágios)
log PIB per capita defasado	0,9607*** (0,0017)	0,9607*** (0,0017)	0,9602*** (0,0018)	0,6289*** (0,0111)	0,6289*** (0,0111)	0,6287*** (0,0111)	0,5348*** (0,0263)	0,4806*** (0,0289)	0,5000*** (0,0281)	0,5251*** (0,0346)	0,4453*** (0,0293)	0,4634*** (0,0306)
log IMC	0,0956*** (0,0149)	-0,8010 (0,7863)	- 43,4139** (17,8359)	0,0575** (0,0259)	0,5250 (0,9197)	- 42,0984** (18,7839)	0,9119*** (0,2029)	34,6336*** (4,9147)	-159,3941 (103,1659)	0,7606*** (0,1776)	33,2458*** (4,7732)	-163,5884 (103,0462)
log IMC ²		0,1367 (0,1200)	13,1809** (5,4798)		-0,0714 (0,1403)	12,9816** (5,7837)		-5,3877*** (0,7666)	52,3171* (31,5803)		-5,1770*** (0,7453)	53,3061* (31,5573)
log IMC ³			-1,3300** (0,5611)			-1,3308** (0,5933)			-5,7034* (3,2219)			-5,7737* (3,2209)
Números de observações	51.086	51.086	51.086	51.086	51.086	51.086	50.603	50.603	50.603	50.603	50.603	50.603
Números de municípios	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618	4.618
R ²	-	-	-	0,8609	0,8609	0,8609	-	-	-	-	-	-
Teste Hausman	-	-	-	1568,55 (0,0000)	889,57 (0,0000)	168,75 (0,0000)	-	-	-	-	-	-
Teste F (p-value)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste de Arellano-Bond para AR (1)	-	-	-	-	-	-	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

(p-value) Teste de Arellano-Bond para AR (2)	-	-	-	-	-	-	0,083	0,183	0,113	0,792	0,343	0,383
(p-value) Teste de identificação fraca	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
(estatística F) Teste de endogeneidade	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
(p-value) Teste de Sargan/Hansen	-	-	-	-	-	-	0,0000	0,140	0,047	0,0000	0,0000	0,709
(p-value) Dummies de ano	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim
Dummies de região	sim	sim	sim	sim	sim	sim	-	-	-	-	-	-
Ponto de virada (1)	-	-	22,5425	-	-	22,0589	-	24,8817	-	-	24,8017	-
Ponto de virada (2)	-	-	32,2662	-	-	30,6503	-	-	-	-	-	-

Fonte: Elaboração própria. Nota: Erros padrão robustos entre parênteses. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,10.

fraca (estatística F)												
Teste de endogeneidade (p-value)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Teste de Sargan/Hansen (p-value)	-	-	-	-	-	-	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,157
Dummies de ano	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim
Dummies de região	sim	sim	sim	sim	sim	sim	-	-	-	-	-	-
Ponto de virada (1)	-	-	23,6315	-	23,1076	-	-	26,8669	-	-	26,7054	-
Ponto de virada (2)	-	-	33,8200	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Fonte: Elaboração própria. Nota: Erros padrão robustos entre parênteses. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,10.

fraca (estatística F)												
Teste de endogeneidade (p-value)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Teste de Sargan/Hansen (p-value)	-	-	-	-	-	-	0,000	0,000	0,709	0,000	0,000	0,709
Dummies de ano	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim
Dummies de região	sim	sim	sim	sim	sim	sim	-	-	-	-	-	-
Ponto de virada (1)	-	-	-	-	-	21,9349	-	26,1005	-	-	26,4082	-
Ponto de virada (2)	-	-	-	-	-	30,9643	-	-	-	-	-	-

Fonte: Elaboração própria. Nota: Erros padrão robustos entre parênteses. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,10.