




O comprometimento do salário-mínimo pela cesta básica alimentar no Brasil: Evolução e assimetrias regionais

Alex Nascimento dos Santos de Alcântara¹  | Ana Urraca-Ruiz²  | Anderson Moreira Aristides dos Santos³ 

¹ Programa de Pós-Graduação em Economia – PPGE/UFF. E-mail: alexns@id.uff.br

² Programa de Pós-Graduação em Economia – PPGE/UFF. E-mail: anaurracaruz@id.uff.br

³ Programa de Pós-Graduação em Economia - CMEA/UFAL. E-mail: anderson_moreira_aristides@hotmail.com

RESUMO

Este estudo avalia as disparidades regionais no Brasil entre 2000 e 2023 em relação ao comprometimento do Salário Mínimo (SM) pela Cesta Básica Alimentar (CBA), buscando discutir a eficácia do SM na garantia dos direitos constitucionais. Foi utilizado um modelo de regressão log-log, com a CBA como variável dependente e o SM e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) como variáveis independentes. Os resultados mostram uma redução no comprometimento em todas as regiões ao longo do tempo, embora ainda elevado, em torno de 50%. No Nordeste, esse percentual é mais baixo, evidenciando desigualdades regionais. Um aumento de 1% no SM reduz o comprometimento em 0,34% (MQ2E) e 0,5% (MQO), com maiores impactos no Norte e menores no Nordeste. Reajustes do SM têm efeitos desiguais entre regiões, e políticas deveriam considerar vulnerabilidades regionais para mitigar desigualdades no acesso à CBA.

PALAVRAS-CHAVE

Salário mínimo nacional, Cesta básica, Poder de compra regional

The commitment of the minimum wage to the basic food basket in Brazil: Evolution and regional asymmetries

ABSTRACT

This study assesses regional disparities in Brazil from 2000 to 2023 regarding the commitment of the national minimum wage (MW) to the basic food basket (BFB), aiming to discuss the MW's effectiveness in upholding constitutional rights. A log-log regression model was used, with BFB commitment as the dependent variable, and MW and the National Consumer Price Index (INPC) as independent variables. The results show a decreasing commitment over time across all regions, though still high, averaging around 50%. In the Northeast, this percentage is lower, highlighting regional inequalities. A 1% increase in MW reduces the commitment by 0.34% (2SLS) and 0.5% (OLS), with the North seeing the largest reduction and the Northeast the smallest. Additionally, a 4% MW adjustment has a small, uneven impact on the BFB commitment across regions. Thus, policy adjustments should consider regional asymmetries and socioeconomic vulnerabilities, focusing on areas with a higher concentration of low-income workers.

KEYWORDS

National Minimum Wage, Basic Food Basket, Regional Purchasing Power

CLASSIFICAÇÃO JEL

E24, E21

1. Introdução

O salário mínimo (SM), consiste em um instrumento de política econômica aplicada sobre o mercado de trabalho, cujo objetivo consiste em estabelecer uma base legal para a remuneração do fator trabalho. Esse rendimento é a remuneração mínima permissível que um dado empregador deve pagar a um trabalhador pelo tempo e pela energia gastos na produção de um determinado bem ou serviço. Segundo Herr e Kazandziska (2009), sua concepção tem origem na Nova Zelândia ao final do século XIX, sendo sua adesão mundial acelerada pós crise de 1929. Em 2009, cerca de 90% dos países estabeleceram de alguma forma uma política ligada ao salário-mínimo. O SM pode ser estabelecido de diversas formas, tais como: horário, mensal, anual, setorial, nacional ou regional. Seus canais de influência sobre o mercado de trabalho também são inúmeros, tendo consequências diretas na renda, no emprego, nos preços e na economia. Nas últimas décadas, o SM ganhou bastante importância pelo fato de refletir a fragilidade dos sindicatos em impedir baixos níveis salariais, sendo o estabelecimento de uma política de mínimo um substituto plausível da negociação dos sindicatos e da associação de empregadores (Herr e Kazandziska, 2009).

O SM está presente em 90% dos países membros da Organização Internacional do Trabalho (OIT), sejam eles desenvolvidos ou subdesenvolvidos. Sua abrangência vai do setor formal da economia, em que as diretrizes legais são seguidas, ao setor informal, que está alheio a essas disposições legais. Em países em desenvolvimento, em que o setor informal é relativamente maior em relação ao formal, o SM impacta diretamente os salários no setor informal, abarcando uma parcela significativa dos trabalhadores. A magnitude dos seus efeitos depende do escopo da política, da institucionalização do mercado de trabalho e da conjuntura econômica. Porém, entre as funções que ele possui em uma esfera de mercado regulado, a mais importante é a de favorecer os trabalhadores assalariados em condições mais precárias, ou trabalhadores cujo poder de negociação ou barganha é mais débil, evitando que esses recebam abaixo do mínimo necessário para equilibrar suas necessidades individuais e familiares em um dado ambiente econômico (Braga e Nogueira, 2020). Dessa forma, o SM adquire importância, especialmente em países em desenvolvimento, como uma política de distribuição de renda.

A determinação do valor de um SM deve especificar quais componentes estão sendo considerados no cálculo e qual a unidade de tempo que será utilizada para fazer a medição, isto é, se sua mensuração estará baseada em horas, meses ou anos. Em relação ao método de fixação do SM, em 1928, a OIT criou o convênio para a fixação desse rendimento, estabelecendo que os países deveriam fixar os salários mínimos em indústrias ou partes delas onde não havia um sistema eficaz para a determinação do salário por meio de contratos, ou onde os salários pudessem ser excessivamente baixos (OIT, 2014). Em 1970, esse convênio foi ampliado, obrigando todos os países membros a prover proteção para os grupos de assalariados cujas condições de trabalho fossem propícias para a aplicação do SM. Os países podem estabelecer seus

valores de mínimos através de leis, decisão de uma autoridade competente, decisão de tribunais ou por acordos coletivos relevantes (OIT, 2014).

No Brasil, a Constituição de 1988 unificou, fixou e vinculou o SM ao piso dos benefícios previdenciários e assistenciais permanentes. Com o objetivo de assegurar o poder de compra dos trabalhadores, a Constituição estabeleceu a necessidade de reajustes periódicos dessa renda mínima. Entre 1994, ano da estabilização da inflação, e após 2000, a valorização desse rendimento permitiu uma melhor recuperação do período inflacionário (IPEA, 2009). De acordo com Kerstenetzky (2012), com a firmação do pacto pela valorização do SM em 2007, foi criado um mecanismo de reajuste capaz de incorporar o crescimento da inflação e do produto ao aumento desse rendimento. Essa medida acabou impactando as transferências governamentais do período, já que elas (exceto o bolsa família) tinham o SM como piso.

O reajuste é feito atualmente com base na lei de lei nº 14.663, de 28 de agosto de 2023, e corresponde à variação da inflação acumulada dos 12 meses anteriores ao mês de reajuste, medida através do INPC e acrescido pelo crescimento real do PIB de dois anos anteriores. A formalização do trabalho e a redução do desemprego permitiu um maior poder aquisitivo às camadas menos favorecidas da sociedade e ampliou consideravelmente o consumo doméstico em massa, que acabou sendo o principal responsável pelo crescimento do produto e da arrecadação fiscal (Kerstenetzky, 2012). Todavia, essa regra de recomposição do SM não supre as perdas do poder de compra sofridas desde a sua criação (Bernardim e Araújo, 2016). Nos tempos atuais, o SM é o principal fator integrante do poder de compra de uma grande parcela da população brasileira (Berrios e Santos, 2016). De acordo com a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), cerca de 35,67% de brasileiros recebem até 1 SM, resultando em um quantitativo de 34.766 milhões de pessoas (IBGE, 2022). Quando se considera o intervalo entre 1 e 2 SM, esse percentual sobe para 70% dos trabalhadores inseridos no mercado formal. Dessa forma, o SM constitui um instrumento de política econômica de grande influência sobre o mercado de trabalho, seja ele formal ou informal, pelo fato de abarcar uma grande parcela economicamente ativa da população brasileira.

O poder de compra é a capacidade que o SM possui em proporcionar a aquisição dos bens e serviços necessários para a manutenção e sobrevivência do trabalhador e de sua família, tendo como referência o capítulo II, Dos Direitos Sociais, artigo 7º, inciso IV, da Constituição Federal que estabelece as necessidades básicas como alimentação, lazer, vestuário, habitação, transporte, educação e saúde. Nesse sentido, o poder de compra pode ser entendido como salário real (Mankiw, 2021).

Paralelo à criação do SM no país, foi estabelecida a Cesta Básica Alimentar (CBA). A CBA representa o mínimo nutricional estabelecido por lei para um trabalhador em vida adulta. Segundo Barreto et al. (1998), a ração essencial no Brasil foi instituída em 1938, acoplada à lei do SM. A CBA é elaborada a partir das demandas por 12 itens de alimentos dos domicílios registradas na Pesquisa de Orçamento Familiar (POF).

Mesmo sendo nacional, a CBA não é uniforme em todo o território do país, dado que as quantidades dos itens que a compõem variam de região a região. Essas diferenças, em combinação com o diferente efeito inflacionário de cada região, ocasionam assimetrias do valor da cesta entre as regiões.

A CBA possui uma estreita e inversa relação com o poder de compra do SM, pois uma parte do SM é destinada para sanar as necessidades primárias do trabalhador, entre as quais se encontra a alimentação. Essa parte é chamada na literatura como 'comprometimento da cesta básica no salário mínimo nacional' e corresponde à porção destinada do SM para a compra dessa cesta alimentar. Nesses termos, quanto maior o valor da CBA, menor será o poder de compra, ou seja, uma variação positiva no valor dessa cesta implica em uma negativa no poder de compra do consumidor, em condição *ceteris paribus*. Neste sentido, para acompanhar as assimetrias regionais da CBA, o SM nacional foi determinado inicialmente dentro de cada região, resultando em SM regional.

Diante do exposto, surgem alguns questionamentos pertinentes: como se comportou o poder de compra do SM frente à evolução do custo de aquisição da CBA no Brasil? Considerando que a determinação do SM é nacional e o custo da CBA varia conforme a região, qual o efeito assimétrico do SM no poder de compra entre as regiões? O quão forte é esse efeito? Como o reajuste periódico do SM alcança o seu objetivo de manter constante o poder de compra? Considerando que esse poder está ligado diretamente à garantia de acesso aos bens e serviços descritos na Constituição, não deveria o método de reajuste do SM levar em consideração outros ajustes que possibilitem ao indivíduo a obtenção dos bens e serviços aos quais a Constituição faz menção?

Alguns dos componentes da cesta básica são bens públicos fornecidos pelo Estado ou através de políticas sociais. Assim, o governo brasileiro fornece acesso gratuito à educação de base (infantil, fundamental e médio) e à saúde através do Sistema Único de Saúde (SUS). Em relação à habitação e ao transporte, o governo lança regulamente programas que subsidiam a aquisição de imóveis para indivíduos de baixa renda. Sobre os demais componentes que não são alvo direto das políticas sociais, este trabalho foca na aquisição de alimentos por duas razões. A primeira razão é que os alimentos representam o tipo de gasto com maior peso na cesta básica na população das faixas de renda mais baixas. A segunda é que para esse componente há maior disponibilidade de dados.

A partir desses questionamentos, este trabalho tem dois objetivos. Em primeiro lugar, comprovar se houve ou não deterioração do poder de compra do salário-mínimo em relação à cesta básica alimentar entre 2000 e 2023 por regiões brasileiras, quantificando as assimetrias regionais. Em segundo lugar, analisar o impacto das políticas governamentais de reajuste e discutir a eficácia do SM em assegurar os direitos constitucionais. As principais contribuições deste artigo consistem em dois pontos. A primeira, de natureza metodológica, consiste na apresentação de um modelo de re-

gressão que permite quantificar os impactos assimétricos, por região, no poder de compra do salário mínimo nacional frente à cesta básica alimentar, resultantes das políticas de reajuste do governo. A segunda contribuição está em fornecer uma análise detalhada sobre a evolução do comprometimento do salário mínimo pela cesta básica alimentar no Brasil, considerando as diferentes regiões e abarcando um período relevante, que inclui a política de valorização do salário mínimo, a reforma trabalhista, a crise de 2008 e a pandemia de covid-19. Essa análise em nível nacional coopera de forma substancial para a expansão do debate acerca do tema.

Além desta introdução, este artigo está dividido em 4 partes. A segunda corresponde à contextualização histórica do poder de compra do salário mínimo e da cesta básica alimentar. A terceira e a quarta detalham o modelo empírico e as fontes de dados, respectivamente. A quinta apresenta a discussão e os resultados.

2. Contextualização histórica do poder de compra e o salário-mínimo no Brasil

2.1 Salário-mínimo nacional e poder de compra no Brasil

O SM brasileiro foi criado pela lei de nº 185 de 14 de janeiro de 1936. Desde a sua criação, o SM tem sofrido ciclicamente perdas reais (poder de compra). Essas perdas tiveram início logo após o fim do primeiro governo de Getúlio Vargas, mais especificamente durante o governo de Eurico Gaspar Dutra, devido à falta de reajustes periódicos ao longo de todo o seu mandato. Seu valor real foi recuperado no segundo governo Vargas (1951-1964), quando o SM alcançou seu maior valor em termos relativos. Isso foi possível pela maior liberdade dada aos sindicatos e pela capacidade de os governantes atenderem as demandas populacionais. Ademais, o alto crescimento do produto interno favoreceu a fixação de maiores valores do SM nacional. Durante a ditadura militar, (1964-1985) e até 1994, a hiperinflação deteriorou o valor real do SM (Meressi e Steinberger, 2017). Só a partir de 1994, com a implantação do Plano Real, retomou-se o crescimento do seu valor real (Figura 1).

De acordo com a Constituição de 1988, o SM deve ser reajustado periodicamente com o objetivo de proporcionar a manutenção do poder aquisitivo. Desde então, várias leis e medidas provisórias foram estabelecidas e aplicadas para reajustá-lo. A Tabela 1 apresenta todas as leis e medidas provisórias aplicadas no reajuste do SM nacional desde 2000 até 2020 nos respectivos governos. A partir dos anos 2000, o governo brasileiro aplicou uma política de valorização do SM. No último triênio do governo FHC, o reajuste médio foi de 13,78%. Já no governo Lula, em 2007, foi institucionalizada a Lei 11.498/2007 que passou a reger a manutenção do rendimento mínimo nacional. A lei previa que o SM seria reajustado seguindo a inflação acumulada do ano anterior, somada ao percentual de crescimento do PIB de dois anos anteriores. Após essa política, o SM teve um forte acréscimo real, mais que dobrando entre os anos de 2000 e 2014 (Summa, 2016). Em média, o SM foi reajustado em 10,67% no governo Lula e

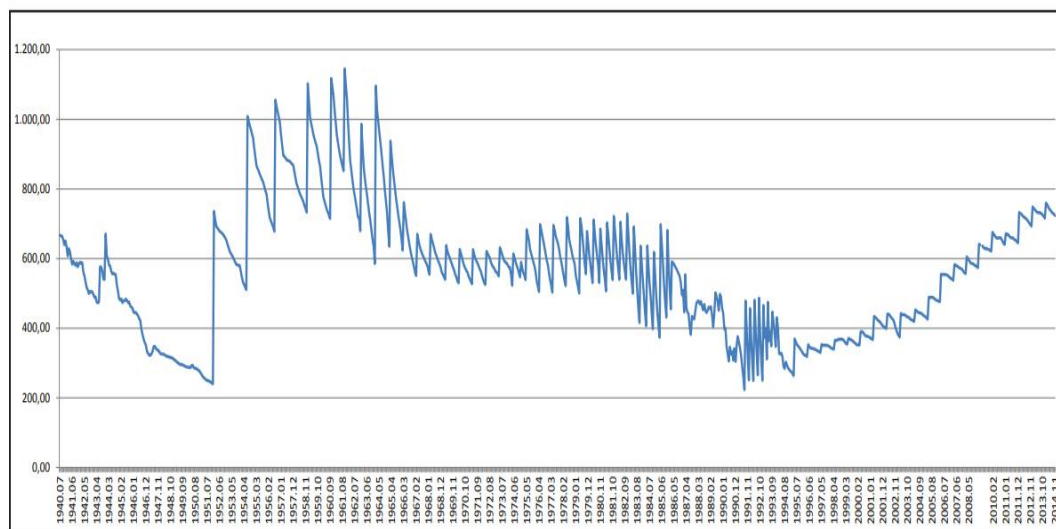


Figura 1. Evolução do salário mínimo entre os anos 1940-2014.

Fonte: IPEA, apud: Meressi e Steinberger (2017).

em 10,09% no governo Dilma. Entre os anos de 2004 e 2013, ele teve uma valorização de 69,1%. O processo de valorização do SM percebido entre os anos de 2004 e 2013 possibilitou melhorias significativas no quadro de acesso à alimentação e à habitação dos trabalhadores no Brasil. A partir de 2016, o reajuste durante o período Temer caiu em média para 4,15% e se manteve nesse patamar durante o primeiro biênio do governo Bolsonaro (4,36%).

Tabela 1. Reajuste do salário mínimo de 2000-2020

Período	Valor	Lei/medida/decreto	Percentual	Governo (média)
junho de 2000	R\$ 151,00	Lei 9.971/2000	11,03%	FHC (13,78%)
junho de 2001	R\$ 180,00	MP 2.194-6/2001	19,21%	
junho de 2002	R\$ 200,00	Lei 10.525/2002	11,11%	
junho de 2003	R\$ 240,00	Lei 10.699/2003	20,00%	Lula (12,49%)
maio de 2004	R\$ 260,00	Lei 10.888/2004	8,33%	
maio de 2005	R\$ 300,00	Lei 11.164/2005	15,38%	
abril de 2006	R\$ 350,00	Lei 11.321/2006	16,67%	
abril de 2007	R\$ 380,00	Lei 11.498/2007	8,57%	
março de 2008	R\$ 415,00	Lei 11.709/2008	9,21%	
fevereiro de 2009	R\$ 465,00	Lei 11.944/2009	12,05%	
janeiro de 2010	R\$ 510,00	Lei 12.255/2010	9,68%	Dilma (9,54%)
janeiro de 2011	R\$ 540,00	MP 516/2010	5,88%	
março de 2011	R\$ 545,00	Lei 12.382/2011	0,93%	
janeiro de 2012	R\$ 622,00	Decreto 7.655/2011	14,13%	
janeiro de 2013	R\$ 678,00	Decreto 7.872/2012	9,00%	
janeiro de 2014	R\$ 724,00	Decreto 8.166/2013	6,78%	
janeiro de 2015	R\$ 788,00	Decreto 8.381/2014	8,84%	
janeiro de 2016	R\$ 880,00	Decreto 8.618/2015	11,68%	Temer (4,15%)
janeiro de 2017	R\$ 937,00	Lei 13.152/2015	6,48%	
janeiro de 2018	R\$ 954,00	Decreto 9.255/2017	1,81%	Bolsonaro (4,36%)
janeiro de 2019	R\$ 998,00	Decreto 9.661/2019	4,61%	
janeiro de 2020	R\$ 1.039,00	MP 916/2019	4,1%	

Fonte: Elaboração própria a partir de Previdenciaria.com (Previdenciaria, 2023).

Embora o SM venha apresentando um crescimento real, principalmente pós-2007,

esse aumento não foi capaz de reestabelecer as perdas sofridas ao longo do tempo, em relação às necessidades dos trabalhadores e pensionistas. Em 2014, ainda existia um número muito grande de famílias com problemas de restrições alimentares e habitacionais, evidenciando a insuficiência do SM em satisfazer essas necessidades básicas (Meressi e Steinberger, 2017). Nessa perspectiva, os benefícios obtidos além dos salários desempenharam um papel importante no Brasil (Bernardim e Araújo, 2016). O SM é uma política que possui diversos efeitos sobre o mercado de trabalho brasileiro. Esses efeitos abrangem desde os tradicionais, que impactam os empregos formais (funcionários públicos e trabalhadores com carteira assinada) que recebem exatamente 1 salário mínimo, até os efeitos não "tradicionais", cuja influência se estende aos empregos no setor informal, em que esse salário é utilizado como referência para definir os rendimentos.

Como política distributiva, o crescimento do SM entre 2004 e 2013 resultou em uma melhoria da distribuição de renda, sendo os canais de difusão desse efeito as pensões e o mercado de trabalho formal. Embora os aumentos concedidos a esse rendimento onerem os cofres públicos, o seu efeito distributivo é benéfico para a população (Saboia e Neto, 2018). Esse resultado, mesmo melhorando a distribuição de renda, tornou-se limitado para reduzir a extrema pobreza, pelo fato de depender da composição familiar. Nesse sentido, a eficácia dos aumentos do SM se torna uma função dependente da proporção das famílias extremamente pobres, em que algum familiar receba próximo a 1 SM, ou que tenha algum idoso entre seus membros. Assim, incrementos nesse salário induzem que as famílias mais pobres ultrapassem a linha de extrema pobreza (Afonso et al., 2011).

Em geral, o aumento do SM leva a uma melhora do salário real e a uma redução da disparidade distributiva (Saboia e Neto, 2018). Isso acontece porque a inflação causa distorções distributivas piorando a distribuição de renda, pois impacta positivamente o custo de vida de forma desigual entre grupos sociais. Assim, as camadas de baixa renda são mais afetadas pelo fato de despenderem maior proporção da renda em bens primários. (Hoffmann, 1998). Paralelamente, as políticas de valorização do SM influenciam indiretamente na inflação, mesmo que esse efeito seja reforçado pela conjuntura econômica e por outras políticas institucionais.

2.2 Cesta básica alimentar e inflação

A ração essencial no Brasil foi instituída em 1938 acoplada à lei do SM (Barreto et al., 1998). A CBA foi elaborada com o objetivo de atender às necessidades básicas do trabalhador individual, sendo customizada de acordo com cada região do país. Essas customizações, na época de sua criação, foram feitas com base em estudos dentro de cada região e levando em consideração o SM praticado nela, visto que, nessa época, o SM era determinado de forma regional. Os itens que compõem essa cesta são exatamente os mesmos para todas as regiões do Brasil, mas as quantidades que compõem a cesta são diferentes. A composição da CBA está organizada em 3 blocos

regionais: Região 1 (Sudeste, Distrito Federal e Goiás), Região 2 (Norte e Nordeste) e Região 3 (Sul, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul). (Tabela 2).

A inflação possui efeitos diretos sobre a precificação dos produtos que compõem a CBA. Silva et al. (2005) desagregaram essa influência em dois componentes: endógenos e exógenos. Os fatores endógenos se referem às safras e entressafras dos produtos, causando alterações na oferta de alimentos e volatilidade nos preços. Os fatores exógenos são eventos que podem influenciar tanto a demanda como oferta, através de políticas públicas, mudanças climáticas, variações nos insumos etc. Segundo Vasconcellos e Garcia (2005), as exportações e o consumo interno de alimentos, assim como a variação cambial e a tributação indireta também afetam o valor dessa cesta.

Tabela 2. Composição da Cesta Básica Alimentar por Regiões do Brasil

Descrição	Região 1	Região 2	Região 3	Nacional
Carne	6,0 kg	4,5 kg	6,6 kg	6,0 kg
Leite	7,5 l	6,0 l	7,5 l	15,0 l
Feijão	4,5 kg	4,5 kg	4,5 kg	4,5 kg
Arroz	3,0 kg	3,6 kg	3,0 kg	3,0 kg
Farinha	1,5 kg	3,0 kg	1,5 kg	1,5 kg
Batata	6,0 kg	-	6,0 kg	6,0 kg
Tomate	9,0 kg	12 kg	9,0 kg	9,0 kg
Pão Francês	6,0 kg	6,0 kg	6,0 kg	6,0 kg
Café em Pó	600 g	300 g	600 g	600 g
Banana	90 unidades	90 unidades	90 unidades	90 unidades
Açúcar	3,0 kg	3,0 kg	3,0 kg	3,0 kg
Banha/Óleo	750 g	750 g	900g	1,5 kg
Manteiga	750 g	750 g	750 g	900g

Fonte: DIEESE – Elaboração própria.

Em 8 de março de 2013, o governo federal, por meio da medida provisória 609, que mais tarde se tornou a lei nº 12.839, em 9 de julho de 2013, reduziu a zero a alíquota de contribuição sobre os produtos da cesta básica alimentar para os Programas de Integração Social e de Formação do Patrimônio do Servidor Público (PIS/Pasep) e da Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social (Cofins). Após essa medida provisória, foi feito um estudo de mensuração do valor da cesta básica alimentar e um acompanhamento dos seus preços na cidade de Cruz Alta (RS) durante 3 meses de 2013. O estudo percebeu uma tendência decrescente do valor dessa cesta, constatando a eficiência da medida federal (Goulart et al., 2013). A política fiscal impactou indiretamente no poder de compra de uma grande parcela da população brasileira, principalmente em relação aos estratos de baixa renda. A isenção do ICMS sobre os produtos da cesta básica poderia reduzir seus preços, aumentando assim o poder de compra das camadas mais baixas da população (Tomich et al., 1997).

Entre 2000 e 2014, o país experimentou uma queda nos preços dos alimentos, que diminuíram de 14,2% para 8,4% após alcançarem patamares elevados no início do período. No final desse período, os preços dos alimentos iniciaram uma nova fase de crescimento. O Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) também mostrou uma tendência decrescente ao longo do mesmo período. No entanto, entre 2010 e

2014, observou-se uma ligeira retomada do crescimento do INPC (Summa, 2016). Como o valor da cesta básica alimentar está diretamente relacionado com o INPC e com a inflação de alimentos, provavelmente a tendência observada de queda ao longo dos anos e retomada do crescimento no final do período para esses dois índices irão refletir no comportamento do seu custo para o trabalhador.

3. O modelo empírico

Para medir como os reajustes anuais do salário mínimo nacional impactam no comprometimento da cesta básica alimentar, foi elaborada a Equação (1). Essa permite mensurar possíveis assimetrias desse efeito entre as regiões e quantificar as disparidades geradas por esse tipo de política.

O modelo se apresenta formalmente como:

$$\log(CPS_{ri}) = \beta_0 + \beta_1 \log(SM_i) + \beta_2 \log(INPC_i) + u_i, \quad (1)$$

Em que SM_i é o salário-mínimo nacional e o $INPC_i$ representa o Índice Nacional de Preços ao Consumidor. CPS_{ri} é a variável que mensura o comprometimento da cesta básica no salário-mínimo regional. Ela é obtida através do quociente entre o valor da cesta básica para um determinado i -mês (CBA_{ri}) dividido pelo salário mínimo nacional em vigor nesse mesmo i -mês (SM_i), ou seja

$$CPS_{ri} = \frac{CBA_{ri}}{SM_i}. \quad (2)$$

Pela própria construção da Equação (2), o CPS possui uma relação inversa com o SM e uma relação direta com o valor da cesta básica. Isso implica que, mantendo outras variáveis constantes, aumentos no salário-mínimo resultam em uma diminuição do comprometimento da CBA.

A Equação (2) quantifica o "efeito líquido" dos reajustes anuais do salário mínimo no acesso à cesta básica alimentar em diferentes regiões do país. Além disso, ela possibilita a criação de cenários para simular diferentes ajustes e analisar seus impactos regionais. Como a variável CPS é um índice composto por CBA e SMN, o efeito líquido observado na variável, por exemplo, uma redução, deve-se a dois possíveis eventos. O primeiro corresponde ao fato de o SM apresentar um crescimento percentual maior que o valor da CBA para um determinado período. Esse efeito acontece quando o rendimento registra um reajuste feito pelo governo, normalmente no início de cada ano. O segundo é ocasionado por reduções no valor da CBA. Essas variações podem acontecer devido à aplicação de políticas econômicas que ocasionem uma redução da alíquota sobre os produtos que a compõem, ou uma queda do nível de preços de modo geral ou, mais especificamente, em itens alimentícios.

Formalmente, o modelo log-log se adapta à análise proposta. Nesse tipo de mo-

delos, o mede as variações relativas na média da variável CPS dadas as variações relativas em β , isto é, a elasticidade de CPS em relação ao SM. Essa interpretação é importante pelo fato de permitir medir o grau de sensibilidade do regressando em relação aos ajustes sofridos no regressor através do conceito de elasticidade. Ademais, a aplicação de logaritmos lineariza as flutuações de CPS e SMN.

A estimação da Equação (1) será feita por meio de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Mínimos Quadrados em 2 Estágios (MQ2E). O primeiro método é amplamente utilizado mesmo sendo relativamente simples, pois se mostra bastante eficaz quando respeitados seus pressupostos. A aplicação do método de MQ2E se deve à possível existência de endogeneidade no modelo. De acordo com Barros et al. (2020), o problema da endogeneidade pode ser originário normalmente de três fontes: variáveis omitidas, erros de mensuração das variáveis incluídas no modelo ou simultaneidade entre o regressor e regressando. Na Equação (1) poderia haver endogeneidade com o SM_i . A estimação pelos dois métodos proporcionará uma visão ampla dos cenários por meio das estimativas dos coeficientes obtidos e, também será possível avaliar a eficiência dos métodos na estimação modelo.

Para analisar a possível endogenia em sistemas monetários, será utilizado o teste de *Weak Instruments* e Wu-Hausman. O primeiro, conhecido como teste de instrumentos fracos, é essencial em regressões com variáveis instrumentais. Essas variáveis ajudam a estimar a relação entre uma variável explicativa (endógena) e uma dependente, sem correlação direta com o erro de regressão. Quando os instrumentos são fracos, sua correlação com a variável endógena é limitada, podendo levar a estimativas imprecisas. O teste de *Weak Instruments* verifica se os instrumentos fornecem informações adequadas para estimativas confiáveis, em que sua hipótese nula é que o instrumento seja fraco. O teste de Wu-Hausman, por sua vez, avalia se as variáveis explicativas são endógenas em modelos de regressão, comparando as estimativas por MQO com as de MQ2E, usando variáveis instrumentais para controlar endogeneidade. Este teste é útil para determinar se as variáveis endógenas impactam a variável dependente de forma sistemática e se os resultados obtidos pelo método de MQ2E são robustos contra a endogeneidade. O programa utilizado para rodar o modelo e obter as estimativas foi o R-Studio. Esse foi escolhido pela sua interface amigável e por ser um *software* gratuito, eficiente e bastante difundido no meio acadêmico.

4. Fontes de dados e tratamento da informação

Os dados referentes à cesta básica alimentar no Brasil foram obtidos a partir da pesquisa conduzida pelo Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (DIEESE). Essa pesquisa abrange famílias compostas por dois adultos e duas crianças. A estimativa é realizada através do acompanhamento da CBA em dezesseis capitais do país, levando em consideração os gastos mensais totais associados. Apesar de alguns estados brasileiros estabelecerem salário mínimo diferente do definido em nível nacional, neste estudo é considerado o SM de abrangência nacio-

nal. Os dados sobre o SM foram obtidos diretamente no site do IPEADATA. O recorte temporal escolhido para a realização da análise compreende os anos de 2000 a 2023. Esse intervalo foi selecionado por incluir eventos históricos relevantes para a análise em questão, como a política de valorização do salário mínimo (2007), a crise do subprime (2008), a reforma trabalhista (2017) e a pandemia de Covid-19 (2020). Além disso, o período abrange a passagem de cinco governos diferentes.

Considerando que o acompanhamento do valor da cesta básica alimentar não é feito em todo o território brasileiro e, como já mencionado, essa mensuração é feita em 17 capitais do Brasil, fez-se necessária a criação de um valor representativo para viabilizar a análise por regiões. Sendo assim, para se obter um valor regional da CBA, foram selecionadas as principais cidades de acordo com cada região e, após essa separação, foi feita uma média ponderada do valor da CBA, levando em consideração o tamanho da população, tal que:

$$CBA_{ri} = \sum_j^S \sum_i^N VCB_i \cdot \delta_j.$$

O subscrito j indica a cidade que se está considerando dentro da região observada, sendo S a variável que representa o total de cidades consideradas no cálculo. O subscrito i representa a frequência mensal que varia até N , que representa o total de meses utilizados. A variável corresponde ao peso atribuído para uma determinada cidade. O subscrito r indica a região observada. Esse peso é atribuído de acordo com o tamanho total da população de uma determinada cidade, em comparação com as demais. Os pesos atribuídos às cidades dentro de cada região somados são iguais a 1. A Tabela 3 apresenta as cidades consideradas para compor o valor representativo para cada região.

Tabela 3. Composição do valor representativo da CBA por região

Região	Cidades	População*	Peso
Norte	Belém	1.303.403	1
Nordeste	Fortaleza	2.428.708	0,50
	Salvador	2.417.678	0,30
	Recife	1.488.920	0,20
Sudeste	São Paulo	11.451.999	0,50
	Rio de Janeiro	6.211.223	0,30
	Belo Horizonte	2.315.560	0,20
Sul	Curitiba	1.773.718	0,50
	Porto Alegre	1.332.845	0,30
	Florianópolis	537.211	0,20
Centro-Oeste	Brasília	2.817.381	0,60
	Goiânia	1.437.366	0,40

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *População referente ao Censo de 2022.

Como mencionado anteriormente, os pesos foram atribuídos seguindo o critério do tamanho da população, sendo que cidades mais populosas receberam pesos maiores na composição do valor representativo para a cesta básica alimentar regional.

Apesar de existirem outras cidades com informações para a CBA, foram selecionadas as cidades com maior representatividade populacional e econômica dentro de cada região.

Os dados sobre cesta básica e salário mínimo nacional foram deflacionados pelo Índice Nacional de Preço ao Consumidor (INPC), com data de referência de janeiro de 2024, o que permitirá analisar o crescimento real de ambas as variáveis. Foi escolhido o salário mínimo real pelo fato de esse apresentar uma variação mensal maior em relação ao nominal, visto que este último apenas muda anualmente, o que ocasionaria pouco dinamismo à variável. O INPC foi escolhido devido à sua abrangência em termos de pesquisa, pois cobre rendimentos de 1 a 5 salários mínimos. Isso o torna mais adequado ao objeto de estudo deste trabalho, em comparação com o IPCA, que abrange uma faixa de rendimentos de 1 a 48 salários mínimos.

5. Discussão e resultados

5.1 Evolução do comprometimento da cesta básica no Brasil

Para todas as regiões do país, o comprometimento da cesta básica apresenta uma tendência de queda no período considerado. A série inicia com um comprometimento extremamente alto em todas as regiões. Em janeiro de 2000, a cesta básica alimentar ocupava cerca de 82% do SM no Sudeste. É interessante ressaltar que, cerca de 6 anos após a implantação do Plano Real e a estabilização do poder de compra, os preços dos alimentos que compõem a CBA se encontram em um nível elevado. Embora inicialmente o comprometimento do salário mínimo fosse extremamente alto, em 2003 esse valor aumentou ainda mais, atingindo o ponto máximo no período considerado, com um percentual de comprometimento de 85% no Sudeste.

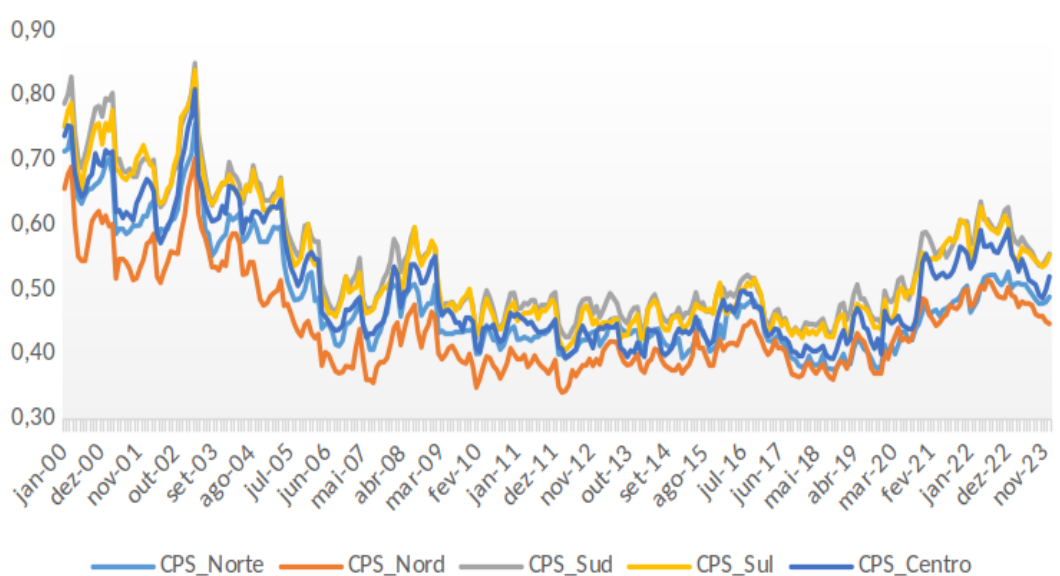


Figura 2. Comprometimento da CBA sobre o SM entre 2000-2023.

Fonte: Elaboração própria.

A partir de 2003, percebe-se uma tendência de queda com algumas retomadas do crescimento. Em 2008, retorna o crescimento do comprometimento devido ao aumento mundial dos preços agrícolas. Esse efeito foi amortecido pela política de incentivos do governo para a agricultura familiar, pois, enquanto os preços dos produtos primários de natureza agrícola tiveram um acréscimo de 83%, a cesta básica brasileira teve um aumento de 25%. Após esse ano, a tendência seguiu em queda até 2020, quando se iniciou a crise do Covid19. Durante a pandemia, a economia mundial experimentou um aumento de preços e o Brasil seguiu essa tendência.

O aumento geral dos preços dentro do território brasileiro foi causado principalmente pela desvalorização da moeda nacional e pelo aumento dos preços das *commodities*. Estes últimos tiveram seus valores de mercado modificados conforme a taxa de câmbio e as cotações internacionais. Nesse período, o governo brasileiro, com o objetivo de aquecer a demanda interna, concedeu uma transferência de renda direta para a população, denominada "Auxílio Emergencial". O aumento da demanda interna e das exportações combinado com a diminuição da produção industrial resultaram em um processo inflacionário no país. A inflação ocasionou perda do poder de compra do SM frente à CBA, o que resultou em um comprometimento maior. Esse comportamento persistiu até meados de 2022, apresentando uma retomada do declínio nessa relação no final de 2023. Portanto, o impacto da CBA no SM tem sido diretamente influenciado por políticas que afetam tanto os preços dos itens da cesta básica quanto o valor do salário mínimo nacional. A queda do comprometimento se deveu à aplicação de políticas de controle da inflação, o que afetou a cesta básica, e pelas políticas de reajustes do SM praticadas pelo governo. No entanto, existem fatores que não estão sob o controle do governo, como o preço internacional das *commodities* e os índices de inflação na economia mundial.

O comportamento do comprometimento da cesta básica por regiões segue a divisão feita pelo decreto que institui a cesta básica alimentar, em que as regiões Sudeste e Sul estão bem próximas no topo do gráfico, apresentando níveis maiores. Norte e Nordeste também são similares nos níveis de comprometimento, porém apresentam os percentuais mais baixos de acordo com a Figura 2. A região Centro-Oeste se posiciona exatamente no meio entre as duas duplas. Essas diferenças referentes à parcela que a CBA compromete do SM entre as regiões se devem a diversos fatores. O primeiro deles consiste na natureza da composição da CBA. O decreto de criação diferencia a cesta de acordo com 3 grupos, mesmo que os produtos sejam praticamente os mesmos, as quantidades dos itens são diferentes. Sudeste, Sul e Centro-Oeste possuem uma quantidade maior de alimentos proteicos em sua composição, em comparação ao Norte e Nordeste. Como esses itens possuem um peso enorme no valor da cesta, isso contribui de forma direta no valor final, que resulta naturalmente em um comprometimento maior, fazendo uma análise *ceteris paribus*.

O processo inflacionário dentro de cada região também constitui um fator importante para as diferenças regionais observadas na Figura 2. Cada região possui caracte-

rísticas próprias, como processos inflacionários, equilíbrios entre demanda e oferta, tributação etc. Estas características determinam específicas evoluções de níveis de preços. Por exemplo, o Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) desempenha um papel importante nas variações do custo da CBA entre as regiões, uma vez que a alíquota desse imposto varia de acordo com o estado e a região, geralmente entre 18% e 21%. Nos períodos em que há uma redução da oferta de produtos agrícolas que compõem a cesta (por exemplo na entressafra), também pode-se registrar uma inflação relativamente maior, levando a assimetrias no comprometimento da cesta básica.

A Tabela 4 mostra que, em média, a parcela que a cesta básica demanda do salário mínimo nacional é aproximadamente de 45% para todas as regiões brasileiras, sendo o maior valor encontrado na região Sudeste. Para uma família com dois adultos, esse comprometimento é muito elevado, considerando que o SM deve cobrir as necessidades básicas do trabalhador ainda com educação, vestuário, habitação etc. A região Nordeste possui o menor valor para a variável CPS, aproximadamente 34%. A diferença entre essa região e o Sudeste é aproximadamente 8%, uma diferença bem acentuada. Considerando que os dados possuem frequência mensal ao longo do tempo e que os quartis dividem o conjunto de dados em quatro partes iguais, organizando os valores em ordem crescente, é perceptível que, em 50% do tempo (representado pelo segundo quartil), o comprometimento foi menor ou igual a 48%, sendo esse quartil igual à mediana. Ao observar 75% do tempo (ou o terceiro quartil), nota-se que, em todas as regiões, exceto no Nordeste, o valor da variável CPS fica acima de 50%, com os maiores picos no Sudeste e no Sul. Também é possível observar a evolução desse percentual ao analisar a diferença entre o primeiro e o terceiro quartil, ou seja, o intervalo interquartil, que resultou em uma variação superior a 10% em todas as regiões para o corte temporal.

Tabela 4. Estatística descritiva por regiões para a variável CPS.

	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Min	0,3768	0,3414	0,427	0,4074	0,3938
1º Quart	0,4224	0,3877	0,4724	0,4615	0,4374
Mediana	0,455	0,4216	0,5077	0,4989	0,4705
Média	0,4841	0,4474	0,548	0,5365	0,5075
3º Quart	0,516	0,4889	0,6064	0,6013	0,5675
Max	0,7561	0,7032	0,8504	0,8396	0,8097

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os quartis é uma medida de dispersão que divide o conjunto de dados em 4 partes iguais, contendo cada parte 25% da amostra, com a finalidade de medir a dispersão e a tendência.

O comprometimento da cesta alimentar apresenta uma tendência decrescente ao longo do período estudado, com alguns pontos de inflexão. De modo geral, esse resultado se deve aos reajustes periódicos do salário mínimo que o governo tem implementado ao longo dos anos observados. Por outro lado, a efetividade das políticas de controle da inflação, principalmente em relação à alimentação, têm mantido sob controle os preços dos alimentos básicos, principalmente aqueles que compõem a CBA. É

importante também mencionar a contribuição da política fiscal para a obtenção desse resultado, uma vez que a alíquota dos itens que compõem a CBA é relativamente menor em comparação aos demais alimentos, ficando em torno de 15%.

Embora esse combo de políticas econômicas tenha sua efetividade comprovada por meio dos resultados percebidos, o comprometimento da cesta alimentar ainda se encontra em patamares elevados, em regiões como Sudeste, Sul e Centro-Oeste. Quando considerada a média do comprometimento, um salário mínimo se torna insuficiente para alimentar uma família com dois adultos. Neste sentido, cerca de 35% dos brasileiros recebem até 1 SM e em torno de 70% recebem até 2 SM (PNAD-2022), esses fatos demonstram a insuficiência das políticas praticadas pelos governos para cumprir a missão estabelecida na Constituição Federal. Assim, mesmo com resultados positivos, como a tendência de queda da variável CPS ao longo do período, ainda é necessário que esse nível de comprometimento seja menor do que tem se mostrado efetivamente. Embora pelo lado fiscal as políticas praticadas em relação à CBA sejam efetivas e positivas, seria interessante pensar que existe a necessidade de políticas de reajustes mais agressivas, que possam não só englobar as perdas inflacionárias sofridas pelo rendimento mínimo nacional ao longo do tempo, mas também levar em consideração uma recomposição mais avançada do seu poder de compra.

5.2 Resultados do modelo de regressão

Os resultados da estimação da Equação (1) podem ser observados na Tabela 5. Os valores em parêntese correspondem às estatísticas t's de cada coeficiente estimado. A estimação por MQ2E utilizou como variável instrumental o PIB mensal calculado e disponibilizado pelo IPEA. De modo geral, o modelo estimado por ambos os métodos apresenta bons resultados. Os resultados por MQ2E apresentam estatísticas t mais razoáveis. A comparação das estimativas dos dois métodos confirma a hipótese de endogeneidade, especialmente no coeficiente da variável SM, que sofreu uma modificação expressiva nas estimativas por MQ2E. Mais especificamente, ao analisar os resultados dos testes de *Weak Instruments* e Wu-Hausman, ambos rejeitaram a hipótese nula devido a p-valores extremamente baixos, o que indica que o instrumento utilizado é forte e os resultados obtidos pelo MQ2E são robustos contra a endogeneidade. Apesar do problema observado nos resultados por MQO, isso não invalida totalmente a sua utilização na análise da relação entre as três variáveis, com as devidas ressalvas. Os sinais das estimativas dos coeficientes estão coerentes com o exposto no capítulo 3 e com a teoria econômica, em que o coeficiente do log (SM) apresenta uma relação negativa com a variável dependente e o INPC positivo.

Tabela 5. Resultados da estimação do modelo.

	Norte		Nordeste		Sudeste		Sul		Centro-Oeste	
	MGO	MQ2E	MGO	MQ2E	MGO	MQ2E	MGO	MQ2E	MGO	MQ2E
β_0	2,98*	1,78*	2,17*	0,63*	3,00*	1,46*	2,94*	1,46*	2,91*	1,41*
	(20,02)	(7,53)	(11,65)	(2,27)	(17,42)	(5,50)	(17,54)	(5,39)	(16,66)	(5,18)
β_1	-0,5*	-0,37*	-0,43*	-0,22*	-0,53*	-0,31*	-0,52*	-0,31*	-0,52*	-0,31
	(-25,38)	(-10,86)	(-16,37)	(-5,42)	(-21,52)	(-8,06)	(-21,61)	(-7,95)	(-21,03)	(-7,94)
β_2	0,05*	0,07*	0,06*	0,08*	0,06*	0,09*	0,06*	0,09*	0,06*	0,09*
	(4,01)	(5,20)	(3,79)	(4,92)	(4,72)	(5,86)	(4,65)	(5,91)	(4,73)	(5,93)
R^2	0,72	0,66	0,53	0,42	0,66	0,57	0,66	0,56	0,65	0,56
Weak Instrum.	-	457*	-	457*	-	457*	-	457*	-	457*
		(0,00)		(0,00)		(0,00)		(0,00)		(0,00)
Wu- Hausman	-	760*	-	565*	-	759*	-	840*	-	606*
		(0,00)		(0,00)		(0,00)		(0,00)		(0,00)

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *significante a $\alpha = 5\%$.

Tomando como base as considerações feitas na análise descritiva sobre o poder de compra do SM, os coeficientes refletem a existência das assimetrias regionais do poder de compra do SM em relação à CBA. Nesse sentido, como o modelo mede o impacto do salário-mínimo na variável dependente, políticas de reajustes nesse rendimento tendem a provocar um incremento maior do poder compra nas regiões Norte, Sudeste, Centro-Oeste e Sul, ordenadas em grandeza. O Nordeste se apresenta como a região menos sensível a esse tipo de política, embora a redução ainda seja expressiva. Como o INPC não foi introduzido em log, seu coeficiente representa uma semielasticidade em relação à variável dependente, em que, uma vez multiplicado por 100, obtém-se a variação percentual na média da variável CPS. Assim, comprova-se que variações positivas no INPC causam um aumento entre 5% e 9% na média do CPS, a depender da região, sendo o aumento mais expressivo no Sudeste e Centro-Oeste.

Tomando os coeficientes das variáveis e fazendo uma análise *ceteris paribus*, estima-se que um reajuste de 1% no salário mínimo nacional provocaria uma redução de aproximadamente 0,5% (MGO) na variável CPS, exceto no Nordeste em que o decréscimo é igual a 0,43%. Já com o uso do MQ2E, esse valor seria de aproximadamente 0,31% para cada 1% de aumento em SM, com o Norte apresentando a maior redução e o Nordeste a menor. O comportamento dessas duas regiões é totalmente oposto quando se trata da sensibilidade em relação às políticas de ajuste do governo sobre o SM, embora tenham apresentado níveis similares na sua evolução (Figura 2). Essa sensibilidade indica que um acréscimo na variável SM não provoca uma queda de mesma grandeza na média da variável CPS. Isso acontece pelo fato de essa última depender também de outros fatores como a dinâmica inflacionária regional, a contração da produção etc. Dessa forma, os coeficientes do modelo podem ser utilizados para medir e compreender os “efeitos líquidos” na redução na média do comprometimento da CBA sobre o SM.

Quando o governo reajusta o SM em 4%, essa política não tem o mesmo efeito em todo o território brasileiro, conforme indicam os resultados. Usando esse exemplo

e as estimativas obtidas por MQ2E, esse aumento provocaria uma queda de comprometimento de 1,47% (Norte), 0,86% (Nordeste), 1,22% (Sudeste), 1,24% (Sul) e 1,24% (Centro-Oeste). Para quem recebe 1 SM, essa política teria um efeito reduzido no acesso à alimentação básica, uma vez que a relação expressa em CPS sofre uma pequena redução, ocasionando uma leve melhora na situação do trabalhador. Caso esse aumento fosse 15%, o impacto seria aproximadamente 4 vezes maior e, conseqüentemente, melhoraria de forma substancial o acesso à alimentação básica, principalmente para os indivíduos que se encontram nas faixas de renda mais baixas.

Como observado na Figura 2, a parcela que a CBA compromete do salário mínimo nacional se encontra em nível bastante alto, abrangendo em média 50%. Considerando as políticas de reajuste praticadas pelo governo e o “efeito líquido” dos reajustes por região, surge a necessidade de aumentos mais elevados por parte do governo para reduzir o comprometimento da cesta alimentar pela metade. Essa redução seria necessária para que o SM pudesse se alinhar aos objetivos colocados pela lei, em que o salário mínimo precisa cobrir as necessidades básicas dos trabalhadores. Ao se fixar um percentual para uma política de reajuste, o governo poderia traçar uma estratégia levando em consideração tanto os impactos assimétricos quanto o percentual de trabalhadores que recebem entre 0 e 2 SM por região, dando um peso maior às regiões que possuem maior vulnerabilidade socioeconômica.

6. Conclusões

Este trabalho teve como objetivo analisar as variações no comprometimento da cesta básica alimentar no salário mínimo nacional no Brasil, considerando as assimetrias regionais. A evolução desse indicador apresenta uma tendência geral de queda em todas as regiões do país. Tal queda foi mais evidente no período pós-2003, quando o comprometimento alcançou seu ponto máximo, com cerca de 85% na região Sudeste.

As políticas de controle de inflação e os reajustes periódicos contribuíram de forma significativa para essa queda. Em momentos de crise, como o aumento mundial dos preços agrícolas em 2008 e a crise sanitária de 2020 causada pela pandemia da Covid-19, houve aumentos momentâneos do comprometimento da cesta básica alimentar. A desvalorização da moeda nacional e o aumento dos preços das *commodities* durante a pandemia foram fatores determinantes. Adicionalmente, observaram-se diferenças significativas entre regiões. O Sudeste apresentou o maior comprometimento e o Nordeste o menor. Essas diferenças estão relacionadas à composição da CBA e aos processos inflacionários regionais, em que Sudeste, Sul e Centro-Oeste têm uma maior quantidade de proteínas na cesta, o que eleva seu custo. Em contrapartida, políticas fiscais que reduzam a tributação sobre produtos alimentares, com o ICMS e a variação da produção agrícola por região, influenciam a CPS, através do preço da CBA.

Mesmo com a tendência de queda, o comprometimento do SM pela CBA ainda é

elevado. Em média, cerca de 50% do SM é destinado à alimentação, sendo que, em regiões como o Sudeste, esse percentual pode ser insuficiente para outras despesas básicas, considerando uma família com dois adultos e uma renda de 1 SM. O modelo proposto para mensurar essas assimetrias foi estimado através de MQO e MQ2E, sendo este último o que forneceu as melhores estimativas. A endogeneidade foi confirmada pela modificação expressiva das estimativas do MQO, em comparação com as apresentadas pelo método MQ2E, especialmente nas estimativas dos coeficientes da variável SM e por meio dos testes de *Weak Instrument* e Wu-Husman.

O modelo permitiu verificar que o Nordeste é menos sensível às políticas de reajuste do SM, apresentando um menor percentual na redução em média da variável CPS, embora a redução ainda seja significativa. Já variações no INPC provocam acréscimos entre 5% e 9% do comprometimento, sendo o maior impacto nas regiões Sudeste e Centro-Oeste. Sobre as elasticidades regionais mensuradas, foi observado que um reajuste de 1% no SM reduz em média o CPS em cerca de 0,5% (MQO) e 0,31% (MQ2E), com variações regionais.

Adicionalmente, foi realizada uma simulação de reajuste do SM utilizando a estimação por MQ2E. Os resultados indicam que percentuais em torno de 4% de aumento no SM causariam pequenas reduções na média no CPS, sendo essas desiguais entre as regiões. Esse resultado permite concluir que seriam necessários reajustes mais elevados para aumentar o rendimento do trabalhador para garantir um impacto mais significativo no acesso à alimentação básica. Esses resultados levam em consideração o “efeito líquido” desse tipo de política na relação entre SM e CBA. A necessidade de políticas de reajuste do SM mais agressivas também implica garantir a conformidade com o estabelecido na Constituição Federal, isto é, assegurar que o salário mínimo seja suficiente para cobrir as necessidades básicas do trabalhador. Portanto, seria importante que as estratégias de reajuste considerassem os impactos e as disparidades regionais, com ênfase nas regiões com maior vulnerabilidade socioeconômica.

Referências

- Afonso, L. E., Pereda, P. C., Gambiagi, F., e Franco, S. (2011). O salário mínimo como instrumento de combate à pobreza extrema: Estariam esgotados seus efeitos? *Economia Aplicada*, 15(4).
- Barreto, S. A. J., Cyrillo, D. C., e Cazzolino, S. M. F. (1998). Nutritional analysis and complementation of a food basket derived of the consumption. *Journal of Public Health*, 32(1).
- Barros, L. A. B. C., Bergmann, D. R., Castro, F. H., e Silveira, A. D. M. (2020). Endogeneidade em regressões com dados em painel: Um guia metodológico para pesquisa em finanças corporativas. *Revista Brasileira de Gestão de Negócios*, 22:437–461.
- Bernardim, M. L. e Araújo, J. A. (2016). Os benefícios extrassalariais no âmbito da

- remuneração: Um diagnóstico da prática empresarial em um município do interior do estado do Paraná. *Revista Gestão e Tecnologia*, 6(21).
- Berrios, L. e Santos, J. A. (2016). Salário mínimo vs. cesta básica DIEESE: Uma relação díspare. *Revista de Administração do Unisal*, 6(9).
- Braga, J. P. e Nogueira, I. (2020). Mercado de trabalho e salário mínimo na China. *Geosul*, 35(77).
- Goulart, A. A., Elgart, B., e Diverio, T. M. S. (2013). Medida provisória 609 do Governo Federal e os possíveis efeitos na cesta básica do município de Cruz Alta/RS. *Revista Gedecon*, 1(1).
- Herr, H. e Kazandziska, M. (2009). The theoretical debate about minimum wages. *Global Labour University Working Papers*, 6.
- Hoffmann, R. (1998). Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1979/97 e a influência da inflação e do salário mínimo. *Economia e Sociedade*, 7(2):199–221.
- IBGE (2022). Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. pesquisa nacional por amostra de domicílio. rio de janeiro.
- IPEA (2009). Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. políticas sociais: Acompanhamento e análise. Brasília.
- Kerstenetzky, C. (2012). *O estado do bem-estar social na era da razão*. Elsevier Brasil, Rio de Janeiro.
- Mankiw, N. G. (2021). *Macroeconomia*. Atlas, São Paulo, 10 edition.
- Meressi, F. S. e Steinberger, M. (2017). Salário mínimo e acesso à alimentação e à habitação no Brasil (2004-2013). *SER Social*, 19(40):69–96.
- OIT (2014). Organização Internacional do Trabalho. relatório global dos salários 2014/2015: Salários e crescimento equitativo. genebra.
- Previdenciária (2023). Tabela histórica dos salários mínimos.
- Saboia, J. e Neto, J. H. (2018). Salário mínimo e distribuição de renda no Brasil a partir dos anos 2000. *Economia e Sociedade*, 27(1):265–285.
- Silva, D. F., Vieira, E. T., Da Rosa, L. C. L., e Xavier, M. I. F. (2005). Cesta básica familiar e poder de compra no Vale do Paraíba. *Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional*, 2(1).
- Summa, R. F. (2016). Uma nota sobre a relação entre salário mínimo e inflação no Brasil a partir de um modelo de inflação de custo e conflito distributivo. *Economia e Sociedade*, 25(3):733–756.
- Tomich, F. A., Magalhães, L. C. G., e Guedes, E. M. (1997). Desoneração do ICMS da cesta básica alimentar. IPEA, texto para discussão, 467. Brasília.

Vasconcellos, M. A. S. e Garcia, M. E. (2005). *Fundamentos de Economia*. Saraiva, São Paulo, 2 edition.

 Este artigo está licenciado com uma *CC BY 4.0 license*.