

Área: Agronegócio | **Tema:** Temas Emergentes em Agronegócio

**ANÁLISE DA INFLUÊNCIA DA PANDEMIA NA CONVERGÊNCIA DE PREÇOS DAS CESTAS
BÁSICAS EM DEZESSEIS CAPITAIS BRASIEIRAS**

**ANALYSIS OF THE INFLUENCE OF THE PANDEMIC ON THE CONVERGENCE OF PRICES OF
BASIC FOOD BASKETS IN SIXTEEN BRAZILIAN CAPITALS**

Chaiane Trindade Martins e Sibele Vasconcelos De Oliveira

RESUMO

De fato, os debates sobre o abastecimento alimentar e a sustentabilidade exigem múltiplos olhares, dada a importância de suas influências sobre o fenômeno da insegurança alimentar e nutricional. A aplicação de ferramentas econométricas guia-nos a compreender a relação pandemia sobre o nível de preços e a verificar a tendência dos preços das cestas básicas das capitais amostradas após o início da pandemia, de tal forma a estimar a convergência de preços durante o período citado.

Palavras-Chave: Segurança Alimentar; Inflação; Desenvolvimento

ABSTRACT

O presente estudo buscou reunir dados e informações com o propósito de responder ao seguinte problema de pesquisa: De que forma os custos da cesta básica em dezesseis capitais brasileiras podem convergir para um preço médio único que valida a análise da Lei do Preço Único (LPU)? Dessa forma, a hipótese a ser analisada pelo estudo é que há convergência dos preços da cesta básica na maioria das capitais estaduais brasileiras, cumprindo, assim, a Lei do Preço Único. Assim, analisa-se o impacto da pandemia sobre a convergência dos preços das cestas básicas na maioria das capitais brasileiras.

Keywords: Food Security; Inflation; Development

ANÁLISE DA INFLUÊNCIA DA PANDEMIA NA CONVERGÊNCIA DE PREÇOS DAS CESTAS BÁSICAS EM DEZESSEIS CAPITAIS BRASILEIRAS

1 INTRODUÇÃO

O abastecimento alimentar envolve um conjunto complexo de atividades, que se inicia mesmo antes da produção agrícola, passando pelos ciclos do plantio à colheita, da logística à composição dos terminais de distribuição/venda, até chegar ao consumidor final. Conforme Ribeiro, Jaime e Ventura (2017, p. 185), “em todo esse amplo, diverso e complexo trajeto do solo ao prato há inúmeras interfaces com a in/sustentabilidade que precisam ser continuamente apreendidas e entendidas”. De fato, os debates sobre o abastecimento alimentar e a sustentabilidade exigem múltiplos olhares, dada a importância de suas influências sobre o fenômeno da insegurança alimentar e nutricional.

A alimentação está entre os direitos sociais fundamentais, consagrados no artigo 6 da Constituição Federal (BRASIL, 2010). Apesar do direito à alimentação estar previsto na Carta Magna brasileira, nos últimos anos percebe-se o dismantelamento das políticas públicas e privadas na pauta da segurança alimentar e nutricional e do direito humano à alimentação adequada (DHAA), de forma que nos distanciamos do conceito de soberania alimentar, isto é, do direito de decidir sobre quais alimentos são produzidos, consumidos e comercializados no território nacional (SÁ BRITO, 2023).

Destarte, esclarece-se que a segurança alimentar não está restrita ao acesso aos alimentos, incluindo também a “equidade no uso dos territórios e na definição de modelos de produção que possam assegurar a justiça social e o bem-estar da população” (CORRÊA et al., 2019, p. 1071). Além do mais, a segurança alimentar e nutricional relaciona-se ao processo de realização do “direito ao acesso a alimentos de qualidade, em quantidade suficiente, sem comprometer outras necessidades essenciais” (VASCONCELLOS; MOURA, 2018, p. 2).

No Brasil, estudos seminais sobre a temática da segurança alimentar e nutricional foram desenvolvidos por Castro (1946), que caracterizou o fenômeno como sendo de caráter social e não natural. Pelo cenário demarcado pela má distribuição de renda, o autor indicou a necessidade de ações para reverter esse problema através de políticas públicas específicas. As pesquisas pioneiras de Josué de Castro impactaram diretamente na opinião pública nacional e internacional de sua época, resultando na influência ao Decreto Lei n.º 399 de 30 de abril de 1938. Tal instituição regulamentava a Lei n.º 185 de 14 de janeiro de 1936, que estabelecia o salário mínimo como a remuneração mínima aos trabalhadores brasileiro, tendo como objetivo permitir a manutenção das necessidades básicas da população, como alimentação, por exemplo (PAIVA, 2017).

A despeito da relação do acesso econômico com o *status* da segurança alimentar e nutricional, existem diversos fatores influentes sobre o fenômeno. Bezerra, Olinda e Pedraza (2017) lembram que os fatores que condicionam a situação alimentar da população têm natureza ética, a política e a cultura. Assim, são determinantes sobre a segurança alimentar e nutricional a renda da população, a natureza das políticas sociais, as condições de estabilidade econômica, as especificidades dos mercados alimentares, entre outros.

Em específico, o poder de compra da população refere-se à capacidade desta em adquirir bens e serviços, sendo impactado por razões associadas ao processo de elevação de preços, como: pelas intervenções do Governo nos mercados; pela gestão ineficiente dos recursos e, fundamentalmente, pelos fatores inflacionários que fazem o nível geral de preços subir. Assim, a inflação consegue reduzir o poder de compra, pois os preços crescem mais rapidamente do que a renda das famílias (PEREIRA; SILVA; SOUZA, 2014).

Segundo Baccarin e Oliveira (2021), desde 2007, os preços dos alimentos têm apresentado crescimento mais intenso que os índices de preços ao consumidor. Através da análise realizada para dados de 2007 a 2019, verificou-se que os preços dos produtos menos processados aumentaram mais que os produtos mais processados, indicando que a inflação impacta sobremaneira os alimentos agropecuários, como as carnes, por exemplo. No primeiro semestre de 2020, produtos como o feijão, arroz, legumes, verduras e frutas tiveram seus preços elevados, causando forte pressão sobre a inflação, em parte pelo aumento da demanda desses alimentos ao longo do período no qual as pessoas passaram pelo isolamento social, sem que houvesse contrapartida da oferta.

Destarte, o presente estudo buscou reunir dados e informações com o propósito de responder ao seguinte problema de pesquisa: De que forma os custos da cesta básica em dezesseis capitais brasileiras podem convergir para um preço médio único que valida a análise da Lei do Preço Único (LPU)? Dessa forma, a hipótese a ser analisada pelo estudo é que há convergência dos preços da cesta básica na maioria das capitais estaduais brasileiras, cumprindo, assim, a Lei do Preço Único. Tal hipótese baseia-se no fato de que, desde meados de 2013, registrou-se a queda da acessibilidade alimentar, levando a resultados como a redução do poder de compra da população brasileira e aumento dos preços da cesta básica (DIEESE, 2014).

Para responder ao problema de pesquisa, analisa-se o impacto da pandemia sobre a convergência dos preços das cestas básicas na maioria das capitais brasileiras, tendo em vista a disponibilidade de dados estatísticos sobre o tema. A aplicação de ferramentas econométricas guia-nos a compreender a relação pandemia sobre o nível de preços e a verificar a tendência dos preços das cestas básicas das capitais amostradas após o início da pandemia, de tal forma a estimar a convergência de preços durante o período citado.

Além desta seção introdutória, o presente artigo está composto por outras quatro seções, a saber: na seção 2 apresenta-se o marco teórico, em que se fundamenta o presente estudo; na seção 3 é abordada a metodologia adotada, composta por subseções dos dados utilizados, da especificação do modelo econométrico e dos procedimentos a serem executados; na seção 4 tem-se a análise e discussão dos resultados alcançados e, por fim, apresenta-se seção destinada a conclusão do presente estudo e as referências.

2 INSEGURANÇA ALIMENTAR NO CONTEXTO PANDÊMICO

Historicamente, os desafios alimentares brasileiros acompanham o processo de urbanização e industrialização. No período de 1930 a 1963, foi iniciada a profissão da Nutrição, que contribuiu para explicitar as condições de vida da classe trabalhadora, que convivia com alta mortalidade e com baixa expectativa de vida. Ficava cada vez mais evidente, que seria preciso implementar uma política social de alimentação e nutrição. Então, nesse período, foi instituído, além do salário mínimo, o Serviço de Alimentação da Previdência Social (SAPS) e da Comissão Nacional de Alimentação (CNA), entre outras intervenções estatais. Em especial, o SAPS deveria assegurar condições de higiene e alimentação dos segurados dos institutos e aposentados. Apesar dos avanços sociais proporcionados pelo SAPS e a CNA, ambos foram extintos, respectivamente, em 1967 e 1972 (VASCONCELOS, 2005).

A situação da fome no Brasil, embora agravada pela pandemia desde 2020, vem piorando desde a crise econômica e política de 2014. Assim, a intensificação da insegurança alimentar e nutricional, asseverada pela COVID-19, não surgiu repentinamente (SCHALL et al., 2022). Barros (2021) destaca que, durante os primeiros meses da pandemia, ocorreram choque não antecipados que provocaram mudanças não esperadas na inflação, refletindo no início de uma cadeia de reações de preços nos vários níveis de mercado, até chegarem aos

consumidores. Um dos exemplos foi o preço da carne, que apresentou aumentos advindos do crescimento da taxa de câmbio (real/dólar), elevando preços de grão e rações, que são exportáveis e, por conseguinte, refletindo-se no preço do produto final adquirido pelos consumidores.

Desde o início da pandemia e do isolamento social, há registros de alta nos preços dos alimentos e que podem ser explicados por diferentes fatores: o impacto da alta do dólar nos custos de insumos de produção; os preços dos derivados de trigo e na cotação em reais de produtos exportáveis; problemas na safra de alguns tubérculos, legumes e leguminosas; aumento da demanda por alimentos; entre outros. Em 2021, as expectativas mostravam-se a favor da recuperação do crescimento da economia, com maior dinamismo no mercado de trabalho e, também, pela redução da capacidade ociosa. Assim, a demanda mais aquecida contribui para a recomposição de preços, resultado em aceleração da inflação (LAMEIRAS; MORAIS, 2020).

Não foram apenas os países subdesenvolvidos que apresentaram problemas de abastecimento alimentar durante a pandemia. Contudo, os países pobres e as regiões afetadas por conflitos experimentaram um grande impacto sobre a demanda de alimentos perecíveis, resultado em escassez dos mesmos. Nos países desenvolvidos, a segurança alimentar frente à pandemia foi testada pela alta dependência desses países em garantir o abastecimento de alimentos à sua população (MOULOU DJ, 2020).

Uma das principais de medidas de controle da pandemia foi o estabelecimento da quarentena, na qual se instituiu o fechamento de estabelecimentos públicos e privados. Em resposta a essa medida, as pessoas aumentaram muito rapidamente a demanda por produtos básicos, a fim de se protegerem diante da incerteza de faltar alimentos no mercado. Logo, tornou-se comum os estabelecimentos comerciais experimentarem escassez de alimentos básicos e produtos frescos (SCHMIDT et al., 2020).

Cranfield (2020) demonstrou que os efeitos adversos da *coronacrise* sobre a renda da população afetaram diretamente a demanda dos alimentos durante e após a pandemia. Um exemplo mais drástico observado no cenário internacional, segundo *The United Nations Economic Commission for Africa* (ECA) (Comissão Econômica das Nações Unidas para a África), é que se esperava-se, para 2020, quase 29 milhões de africanos abaixo da linha de pobreza extrema (US\$ 1,9) e 19 milhões de desempregados, como resultado da pandemia (UN-ECA, 2020).

No Brasil, dados do 2º Inquérito Nacional sobre Insegurança Alimentar no Contexto da Pandemia da Covid-19 no Brasil, realizado pela Rede Brasileira de Pesquisa em Soberania e Segurança Alimentar e Nutricional (Rede PENSSAN, 2022) demonstraram que a insegurança alimentar e nutricional afligiu as regiões de forma desigual. No Norte e no Nordeste, 71,6% e 68% das famílias enfrentam algum grau de insegurança alimentar, respectivamente, sendo que a média nacional é de 58,7%. Por sua vez, a insegurança alimentar grave (fome) acomete 25,7% das famílias na região Norte e de 21% no Nordeste (Rede PENSSAN, 2022).

Dos fatores influentes sobre o fenômeno da insegurança alimentar e nutricional, destacam-se os relacionados à dimensão econômica do viver social. Sobretudo, frisa-se que a renda é afetada por dois principais mecanismos principais: a inflação e os impostos. A inflação corrói o poder de compra das famílias e o aumento de impostos implica, principalmente, em transferência de renda das famílias para o Governo, já que no Brasil a principal fonte de arrecadação tributária se dá sobre o consumo. Assim, os mesmos fatores que influenciam o poder de compra dos indivíduos, comprometem mais fortemente o poder aquisitivo de famílias em situação de vulnerabilidade social, levando ao aumento da insegurança alimentar.

Partindo do pressuposto que, para as famílias em vulnerabilidade social e de baixa renda, um dos principais gastos mensais familiares é o consumo de alimentos, a queda de renda afeta diretamente a quantidade de alimentos adquiridos e o aumento da insegurança alimentar em

momentos de crise econômica. Esse fato, no entanto, recebeu mais destaque nos debates realizados entre 2020 e 2021, quando a pandemia ampliou os índices de insegurança nutricional no Brasil, recolocando-o, pela Organização das Nações Unidas (ONU) em 2022, no mapa da fome (CARMO, 2022).

Haja visto o exposto, o presente estudo dedica-se a avaliar o comportamento dos preços das cestas básicas das capitais brasileiras no período pré e pós-pandêmico. Os procedimentos metodológicos de análise são explicitados na seção seguinte.

3 METODOLOGIA

3.1 TESTANDO A LEI DO PREÇO ÚNICO

Através da Lei do Preço Único é estabelecido que em mercados concorrenciais livres de custos de transporte e tarifas, quando os bens são idênticos, os mesmos devem ser vendidos ao mesmo preço, desde que sejam indicados em termos da mesma moeda (KRUGMAN; OBSTFELD, 1997). Assim, conforme a Lei do Preço Único, estabelece-se a identidade entre os preços internos de diferentes regiões, quando praticados valores com a mesma moeda, assim:

$$Pd_t = Pe_t \times E_t \quad (1)$$

em que Pd_t é o preço doméstico do produto i no período t ; Pe_t é o preço externo em outra região durante o período t ; e E_t é a taxa de câmbio nominal, no período t .

Ao aplicar logaritmo na equação (1), tem-se:

$$\log(Pd_t) = \log(Pe_t) \times \log(E_t) \quad (2)$$

Uma vez conhecidos os preços recebidos pelo produtor e os preços médios do comércio em outra região, a equação 2 pode ser reorganizada, demonstrando a relação direta entre os preços do produtor e o preço de exportações.

$$\log(PP_t) = \log(PEC_t) \quad (3)$$

em que PP_t é o preço recebido pelo produtor, no período t ; PEC_t é o preço do comércio externo no período t , sendo que $PEC_t = Pe_t \times E_t$ (KRUGMAN; OBSTFELD, 2001).

Dessa forma, em uma economia aberta para que haja paridade do poder de compra, quando há custos de transição e ausência de barreiras comerciais, a Lei do Preço Único é verificada. Em relação à cesta de bens, como a cesta básica, a lei precisa ser satisfeita a todos os bens individuais e que a estrutura da cesta de referência sejam as mesmas (HOLLAND; PEREIRA, 1999).

Considerando as referidas expectativas teóricas, o presente estudo explorou a base de dados da Pesquisa Mensal da Cesta Básica estimada pelo Departamento Intersindical de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos (DIEESE) para dezesseis capitais estaduais brasileiras separadas em três regiões. A região 1 é composta por: Belo Horizonte (MG); Brasília (BR), Goiânia (GO); Rio de Janeiro (RJ); São Paulo (SP); e Vitória (ES). A região 2: Aracajú (SE); Belém (PA); Fortaleza (CE); João Pessoa (PB); Natal (RN); Recife (PE); e Salvador (BA). A região 3 é composta por: Curitiba (PR); Florianópolis (SC); e Porto Alegre (RS). Outra variável utilizada foi uma *dummy* para o período da pandemia (1: sim, 0: caso contrário).

Os dados incluídos no estudo compreendem o período de setembro de 2006 a novembro de 2022, tendo um total de 4.416 observações, ou seja, 276 observações para cada uma das

séries de preços. Os valores nominais foram inflacionados pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) obtidos através da série de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), tendo como mês base setembro de 2006. O Índice de Correção no período foi de 1,0038.

A tabela 1 apresenta os produtos e as quantidades mensais utilizadas como base de estimação para cada capital, segundo o DIEESE. Dessa forma, os dados analisados são mensais e compreendem o período entre setembro de 2006 a agosto de 2022 (pré e pós-pandêmico).

Tabela 1 - Provisões Mínimas estipuladas pelo Decreto Lei nº 399/1938

Alimentos	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 kg
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
Legumes (tomate)	9,0 kg	12,0 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 gr	300 gr	600 gr	600 gr
Frutas (banana)	90 unid.	90 unid.	90 unid.	90 unid.
Açúcar	3,0 kg	3,0 kg	3,0 kg	3,0 kg
Banha/óleo	750gr	750 gr	900 gr	1,5 kg
Manteiga	750 gr	750 gr	750 gr	900 gr

Fonte: Adaptado de DIEESE (2023).

3.2 O MODELO ECONOMETRICO

Para Baltagi (2005), dados de painel combinam dados com corte transversal com série temporal. Dessa forma, é preciso, inicialmente, realizar o teste de raiz unitária em cada processo analisado. Diagnosticada a ordem de integração de cada processo, parte-se para o teste de cointegração. Havendo cointegração, ou diagnosticado que todos os processos são estacionários em nível, é possível estimar o β -convergência, tendo como hipótese nula o Modelo Pooling e na hipótese alternativa o modelo de efeito fixo- calculado a partir da estatística F do Teste Chow.

Dessa forma, o β -convergência pode ser estimado para as variáveis estudadas, desde que apresentem estacionariedade. Para o presente estudo, espera-se obter uma relação negativa sobre o custo inicial da cesta básica e seu subsequente aumento de preços (PAIVA et al., 2017).

O modelo estimado no presente estudo é o mesmo proposto por Paiva et al. (2017):

$$\Delta \ln C_{i,t}^k = \alpha_1 + \alpha_2 X_1 - \beta \ln C_{i,t-j}^k + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

em que: α_2 é o coeficiente relacionada a variável *dummy* para o período da pandemia considerado; e a diferença de preços das cestas básicas entre duas capitais é representada por $\Delta \ln C_{i,t}^k = \ln (C_{i,t}^k - C_{i,t-1}^k)$, com $i = 1, 2, \dots, 16$, representando os *cross-section* e $t = 2006, \dots, 2022$, representado a série temporal; α_1 é o efeito fixo em cada mercado observado; β parâmetro de inclinação a ser estimado; $\ln C_{i,t-j}^k$ é o logaritmo natural do preço da cesta básica na i -ésima capital período defasado $t-j$; $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro aleatório para cada indivíduo i no período t .

Em suma, foi estimado o modelo para cada capital considerada e, posteriormente, obtido o efeito médio para cada uma das três regiões. A partir da equação anterior, obtém-se as expressões sobre a velocidade de convergência, $\lambda = -\ln(1 - \beta)$; e a meia-vida, $\tau = -\ln \frac{0,5}{\lambda}$, sendo λ o termo que leva o mercado a se aproximar da estacionariedade; e a meia vida τ mede os indicadores mensais que levarão ao choque unitário reduzindo a distância de mercados com menor preço e mercados com maior preço (PAIVA et al., 2017).]

Outrossim, foram realizados os testes de raiz unitária para verificar a robustez do modelo econométrico. O teste Levin-Lin-Chu (LLC) utiliza o número de *lags* selecionado pelas estatísticas (BIC, AIC, ...) até que as defasagens dos resíduos sejam ruído branco; tendo como hipótese nula sendo raiz unitária, se o mesmo for rejeitado conclui-se que o processo é estacionário. O teste Im-Pesaram-Shin (IPS) é um grupo de testes que flexibilizam o pressuposto de parâmetros autoregressivos comum. Da mesma forma que o teste anterior, a hipótese nula indica raiz unitária. E o teste Fisher-Type, realiza o teste na forma Phillip-Perron para cada painel gerando os p-valores (HOANB; MCNOWN, 2006)

O segundo teste foi para determinar qual modelo melhor se adapta a análise, conforme Greene (2002), tem-se o modelo Pooled como hipótese nula e o modelo de efeitos fixos como hipótese alternativa. Realizado através da estatística do Teste Chow calculado por:

$$F_{n-1;nT-n-K} = \frac{\frac{R_{FE}^2 - R_{Pool}^2 - 1}{n}}{\frac{1 - R_{FE}^2}{nT} - n - K} \quad (5)$$

Para testar a homocedasticidade, avaliou-se a estatística de p do teste de Lavene (WO), sendo a hipótese nula contra a hipótese alternativa de heterocedasticidade. Esse teste, em comparação aos outros na detecção da heterocedasticidade, é menos sensível aos desvios de normalidade e, por consequência, mais robusto. Seu cálculo combina a dimensão de cada painel e da amostra global (FAVERO; BELFIORE, 2017, p. 209).

4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A tabela 2 apresenta os resultados das estatísticas descritivas para o conjunto de variáveis analisadas para o período de setembro de 2006 a novembro de 2022. Tem-se o desvio-padrão, que calcula a dispersão da regularidade do conjunto de dados pela sua média aritmética. O maior desvio-padrão observado foi na cidade de Florianópolis, com 174,19%. Observa-se que a variabilidade de preços entre as cidades mostra-se considerável, em razão da sensibilidade da produção de alimentos, influenciados por diferentes fatores, como a localização territorial, excesso de chuvas, estiagens, entre outros.

Para as capitais que consideram 13 itens da cesta básica, a cidade que apresentou maior variabilidade de preços entre seu mínimo e máximo, conforme tabela 2, foi a capital São Paulo, com variação real de R\$687,18. Para a região 2, a capital com maior variação real foi Fortaleza, com R\$ 579,18 de variação com base nos treze itens que compõe a cesta básica dessa região.

Importante destacar que foram realizados os testes de raiz unitária: Levin-Lin-Chu, Im-Pesaram-Shin, e Fisher-Type. Ambos testes consideram como hipótese nula que a série possui uma raiz unitária e, como hipótese alternativa, de que a série é estacionária.

O teste de Levin-Liu-Chu obteve parâmetros autoregressivos comuns a todos os painéis da amostra, assim rejeitando a possibilidade de haver a presença de raiz unitária nas cestas básicas. A estatística LLC ajustada por desvio foi de -1,3880, com significância a 10%, levando a conclusão pela hipótese alternativa que a série é estacionária.

Tabela 2 - Estatísticas Descritivas dos preços das cestas básicas do Brasil

Capital	Sigla	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Aracaju	AR	276	239,68	121,78	90,05	553,57
Belém	BL	276	273,29	138,12	96,05	637,26
Belo Horizonte	BH	276	289,14	145,79	100,19	696,04
Brasília	BR	276	297,38	155,94	105,79	744,37
Curitiba	CB	276	294,11	154,77	97,89	742,09
Florianópolis	FL	276	309,94	174,19	96,75	790,99
Fortaleza	FO	276	265,22	151,03	80,32	659,50
Goiânia	GO	276	275,41	151,44	85,41	692,11
João Pessoa	JP	276	249,14	130,43	84,65	588,96
Natal	NA	276	252,11	129,19	82,86	614,11
Porto Alegre	POA	276	319,46	168,29	102,31	784,49
Recife	RE	276	252,34	132,06	87,57	618,97
Rio de Janeiro	RJ	276	309,34	168,78	98,10	771,34
Salvador	SAL	276	247,62	128,23	80,62	588,77
São Paulo	SP	276	321,91	171,80	109,86	807,04
Vitória	VT	276	300,07	164,80	89,91	732,08
Média Nacional	-	4.416	281,01	149,17	93,02	688,86

Fonte: Adaptado de DIEESE (2023).

O teste Im-Pesaram-Shin apresentou resultado de 2,2797, valor superior ao da significância a 5% (1,65054), possibilitando rejeitar a hipótese nula e concluir que a série é estacionária. Do mesmo modo que os testes anteriores para testar a hipótese de raiz unitária, o teste Fisher-Type rejeita a hipótese nula, apontando para a estacionariedade da série a uma significância de 10%, pois a estatística P de 44,056 é superior ao valor crítico de 1,5069. Assim, pode-se concluir que os painéis são estacionários, o que inviabiliza os testes de cointegração. Dessa forma, estima-se o processo de convergência dos preços das cestas básicas analisadas pelo estudo.

Para obter o β -convergência, é pertinente analisar o melhor modelo de análise, sendo considerados dois modelos: o modelo Pooled como hipótese nula e o modelo de efeitos fixos como hipótese alternativa. Pela estatística F do teste Chow, o F calculado é de 2,40 enquanto o F crítico (15, 255) a 5% de significância, permitindo rejeitar a hipótese nula, apontando que o modelo de efeitos fixos é estatisticamente melhor que o modelo Pooled.

O segundo teste admite como hipótese nula o modelo de efeitos aleatórios contra a hipótese alternativa do modelo de efeitos fixos, através do Teste de Hausman. Com base nos resultados obtidos, rejeita-se a hipótese nula na qual efeitos aleatórios são consistentes. Assim, aponta-se para o modelo de efeitos fixos como a melhor modelagem; uma vez que o p-valor obtido foi próximo a zero.

O último teste realizado foi o modelo de efeitos fixos com a presença de heterocedasticidade e autocorrelação, avaliado com base na hipótese nula de homocedasticidade e hipótese alternativa de heterocedasticidade. As estimativas indicam que a estatística de p do teste de Lavene (WO) é de 4,942, enquanto o valor p crítico a 5% foi de 1,7056. Logo, rejeita-se a hipótese nula, ou seja há heterocedasticidade. Dessa forma, para corrigir a heterocedasticidade e a autocorrelação, utilizou-se o Método dos Mínimos Quadrados Generalizados (GLS), a fim de obter coeficientes não-viesados e de variância mínima.

Face aos resultados obtidos econometricamente, requer-se a comparação sobre a velocidade de convergência. Assim, considera-se que uma maior velocidade de convergência

(λ) reduz a meia-vida (τ) e, conseqüentemente, menor será o tempo necessário para reduzir 50% (metade) da distância que separa os mercados que possuem os menores e os maiores preços.

Conforme a tabela 3, com os agregados por regiões, infere-se que as cestas básicas possuem coeficiente angular negativo, correspondendo com a teoria. Logo, conclui-se que os β -convergência tendem a um mesmo estado estacionário, validando a Lei do Preço Único. Infere-se haver uma relação inversa entre a variável dependente (taxa de crescimento dos preços em relação ao ano base) e as variáveis independentes (logaritmo natural do preço no ano base; e a *dummy* para pandemia, na qual possui valor 1 para anos em pandemia e 0 caso contrário). Assim, um aumento no preço do ano base reduz a diferença na taxa de crescimento dos preços.

Tabela 3 – Estimação do GLS β -convergência, velocidade de convergência e meia-vida

	β	λ	τ
Região 1 – Sudeste-Centro	-7,90%	8,23%	8,68
Região 2 – Norte-Nordeste	-6,51%	6,73%	21,66
Região 3 – Sul	-6,89%	7,08%	9,97
Global	-7,1%	7,35%	31,60

Fonte: Adaptado de DIEESE (2023).

A região 1 apresentou a maior velocidade de convergência (λ), de 8,23%. Conforme a teoria, quanto maior a velocidade, menor será o tempo até a região aproximar-se do seu estado estacionário. Destaca-se que essa região é que apresenta maior contribuição no Produto Interno Bruto (PIB) do País, cerca de 63,7% (IBGE, 2022). Dessa forma, a meia vida (τ) pode ser interpretada para a região como sendo necessário, aproximadamente, nove meses para ser possível reduzir em 50% as diferenças de valores das cestas básicas da região 1, *ceteris paribus*.

A região 3 destaca-se como a segunda grande região produtora de grãos do País, apresenta a segunda maior velocidade de convergência, tendo uma resposta de, aproximadamente, dez meses para os valores das cestas básicas alcançarem 50% de equilíbrio. Ademais, a região 2 apresenta a menor convergência de preços, pois os preços convergem ao equilíbrio em média mensal de 6,73%, resultando no maior tempo para alcançar os 50% de equilíbrio dos preços, em torno de vinte e dois meses.

Ao analisar dados globais das três regiões agregadas, percebe-se que a convergência apresenta a menor velocidade: 7,35% ao mês. Assim, o tempo para haver equilíbrio dos preços das cestas básicas será maior, aproximadamente de trinta e um meses. Em outras palavras: leve-se cerca de dois anos e meio para que o custo da cesta básica no Brasil possa alcançar o preço de equilíbrio no estado estacionário.

Para analisar em particular cada capital incluída no estudo, é necessário deixar uma capital na base. A opção foi manter a cidade de Vitória (ES), pois foi a capital estadual da região 1 que apresentou o menor valor estimado anteriormente. Os resultados são apresentados na tabela 4 indicam os interceptos diferenciais de preço da cesta básica em relação à capital Vitória. Como se pode perceber, as capitais Porto Alegre e São Paulo apresentam os maiores valores da cesta básica, vis-à-vis à base. Assim, são as que mais contribuem para os preços das cestas básicas em todo País.

Uma possível explicação é pelos respectivos estados do Rio Grande do Sul e São Paulo serem dois dos maiores produtores e exportadores de alimentos do país, exercendo assim influência sobre a formação de preço em suas regiões. Tal fato acaba sendo favorecido pela localização dos meios de escoamento da produção (como portos, rodovias e ferrovias), levando a produção realizada a diferentes estados e ao aumento dos custos envolvidos na produção. Os resultados vão ao encontro das conclusões de Feijó et al. (2022), que destacam que os bens energia, combustível e insumos de produção (entre eles da produção agrícola) sofreram

reajustes crescentes durante a pandemia, de forma que esse impacto foi transferido ao longo da cadeia produtiva e de distribuição, caracterizando os efeitos secundários desses aumentos. Assim, essas capitais acabam captando o efeito da influência sobre a formação de preços das demais cestas básicas nas regiões do País.

Tabela 4 – Resultados das regressões do teste de β -convergência

β R^2	-0,0651 0,9739
α_{AR}	-0,0434
α_{BL}	-0,0944
α_{BH}	-0,0908
α_{BR}	-0,0695
α_{CB}	-0,0612
α_{FL}	-0,0536
α_{FO}	-0,0728
α_{GO}	-0,0817
α_{JP}	-0,0779
α_{NA}	-0,1054
α_{POA}	0,0540
α_{RE}	-0,0847
α_{RJ}	0,0462
α_{SAL}	-0,0956
α_{SP}	0,0532

Fonte: Adaptado de DIEESE (2023).

Nesse sentido, a região 1 possui o maior β -convergência, velocidade de convergência e o menor tempo de redução de preços a um equilíbrio. Cabe ressaltar a capital Rio de Janeiro, que também possui o terceiro o maior valor de intercepto diferencial. Evidencia-se, por conseguinte, como a região Sudeste destaca-se sobre a formação de preço das outras cidades.

Tabela 5 – Resultados das Regressões do teste de β -convergência

	Maiores Velocidades			Menores Velocidades			
	β	λ	τ		β	λ	τ
Natal	-0,1059	2,25%	141,97	Curitiba	-0,0612	0,28%	484,58
Salvador	-0,0956	1,63%	283,04	Florianópolis	-0,0536	0,22%	3813,91
Belém	-0,0944	1,62%	283,19	Aracaju	-0,0434	0,18%	5440,47

Fonte: Adaptado de DIEESE (2023).

O efeito contrário é observado nas cidades de Natal (RN), Salvador (BA) e Belém (PA) que apresentaram os maiores interceptos negativos, demonstrando a limitada contribuição sobre a formação de preços da cesta básica. Dessa forma, essas capitais apresentam as maiores velocidades de convergência: Natal (2,25%), João Pessoa (1,63%) e Belém (1,62%) e detém a menor meia vida (τ). Assim, as capitais que forma a região 2 não expressam uma influência forte sobre a formação de preços.

As capitais Curitiba (PR), Florianópolis (SC) e Aracaju (SE) possuem os menores interceptos negativos do β -convergência, possuindo a velocidade de convergência mais lenta, ou seja, nessas capitais há uma maior resistência a convergência dos preços das cestas básicas a um preço único, tendo também, o maior tempo de meia vida em meses até poder estabelecer a convergência.

5 CONCLUSÃO

O presente estudo objetivou analisar os preços médios das cestas básicas pesquisadas pelo DIEESE e, dessa forma, diagnosticar se as mesmas tendem a convergir a um preço médio único, tendo como fundamento teórico a Lei do Preço Único. Também foram testadas as hipóteses de convergência, por meio da separação das dezesseis capitais brasileiras amostradas. Realizou-se os testes de raiz unitária nos dados dos preços médios anuais de todas as cidades durante o período de 2006 a 2022.

Assim, foram realizadas dezesseis regressões para os modelos de β -convergência absoluta e os três modelos de regressão para os dados quando agregados nas regiões e em amostra global média. As estimativas obtidas nos modelos de β -convergência mostraram-se coerentes conforme as expectativas *a priori* previstas pela literatura econômica. Assim, os preços das cestas básicas das regiões convergem a um dado estado estacionário.

Através do β -convergência foi mensurada a velocidade de convergência e a meia-vida dos preços das cestas básicas das regiões. A região 1 mostrou a maior velocidade de convergência quando comparada às demais regiões e, dessa forma, apresentou a menor meia-vida. Mantendo as condições atuais advindas da pandemia, a região 1 apresenta maior capacidade de diminuir pela metade as diferenças de valores das cestas básicas da região. Entretanto, a região 2 - Norte e Nordeste - apresenta o menor β -convergência, levando o preço convergente a ter maior meia-vida.

Ao realizar a análise individual, três capitais apresentaram coeficientes positivos: São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro. Logo, essas cidades exercem forte influência sobre o crescimento dos preços dos produtos incluídos nas cestas básicas, enquanto as demais capitais apresentaram coeficiente negativo, levando a um longo prazo a redução do custo da cesta básica e, assim, a convergência de preços.

O presente estudo apresentou uma visão ampla e segregada das capitais brasileiras sobre os preços da cesta básica nacional através do banco de dados do DIEESE. Verificou-se como os mercados respondem a oscilações econômicas, como as mudanças provocadas pela pandemia, identificando que algumas regiões respondem de forma mais rápida, enquanto outras regiões permanecem mais rígidas nessa direção da convergência de preços.

Outro fator importante detectado durante a pandemia foram as modificações nos hábitos de consumo, vivência e trabalho, que contribuíram para o agravamento da degradação do meio ambiente, evidenciando as desigualdades sociais (SILVA et al., 2020). Assim, tornam-se necessárias ações que contribuam com o desenvolvimento iniciativas sustentáveis na produção e no consumo de alimentos; tais como medidas que incentivem uma alimentação mais saudável por parte da população, que influenciem os produtores a escolher formas de cultivo menos agressivas, reduzindo o impacto a saúde humana e do meio ambiente (NEPOMOCENO, 2021).

A principal limitação que o estudo enfrentou foi com relação às características da base de dados, pois o DIEESE nos últimos anos ampliou as capitais estimando o custo da cesta básica mensal. Entretanto, para o período considerado (2006-2022), apenas as dezesseis capitais incluídas eram estimadas, de modo a se obter dados em painel balanceado. Portanto, recomenda-se a futuros estudos a ampliação das capitais estudadas, de modo a diversificar regionalmente os resultados, além do emprego de testes de convergência condicionais a diferentes capitais juntas, obtendo múltiplos estados estacionários.

REFERÊNCIAS

BACCARIN, J. G.; OLIVEIRA, J. A. Inflação de Alimentos no Brasil em Período de Pandemia da COVID-19: Continuidade e Mudanças. **Revista Segurança Alimentar e Nutricional**. Campinas, vol. 28, p. 1-4, 2021.

BALTAGI, B. **Econometric Analysis of Panel Data**. New York: John Wiley & Sons, 2005.

BARROS, G. S. C. **A Inflação nos Preços dos Alimentos em 2020 e 2021 e Perspectivas**. São Paulo: CEPEA, 2021.

BRASIL. Presidência da República. Emenda Constitucional nº 64, 04 de fevereiro de 2010. Altera o art. 6º da Constituição Federal, para introduzir a alimentação como direito social. **Diário Oficial da República Federativa do Brasil**, Brasília, DF, 05 fev. 2010. Seção 1. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/Emendas/Emc/emc64.htm>. Acesso em: 11 set. 2023.

CARMO, L. G. M. **Why the UN Added Brazil to the Hunger Map once again**. Global Voices, 2022. Disponível em: <https://www.bing.com/ck/a?!&&p=35cc24026be959f4JmltdHM9MTY2ODEyNDgwMCZpZ3VpZD0yYTIyOWRhYi04MTk2LTYzODAtMWE5ZS04YzIxODA5NjYyOTcmaW5zaWQ9NTE2OQ&ptn=3&hsh=3&fclid=2a229dab-8196-6380-1a9e-8c2180966297&psq=CARMO%2c+Lu%c3%ads+Gustavo+Moreira.+Why+the+UN+Added+Brazil+to+the+Hunger+Map+once+again.+Global+Voices&u=alaHR0cHM6Ly9nbG9iYWx2b2ljZXMub3JnLzIwMjIyMDgvMzAvd2h5LXRoZS11bi1hZGRlZC1icmF6aWwtdG8tdGhlLWh1bmdlci1tYXAtb25jZS1hZ2Fpbi8&ntb=1> Acesso em: 11 nov. 2022.

CASTRO, J. A **Geografia da Fome**. Rio de Janeiro: Gryphus, 1992.

CORRÊA, M. L. M., PIGNATI, W. A., PIGNATTI, M. G., MACHADO, M. J. H., LIMA, F. A. N. S. Alimento ou mercadoria? Indicadores de autossuficiência alimentar em territórios do agronegócio. **Saúde Debate**, v. 43, n. 123, p. 1070-1083, 2019.

CORREIA, D. et al. Auxílio Emergencial no Contexto da Pandemia da COVID-19: garantia de uma proteção social? **Journal of Management & Primary Healty Care**, v. 12, 2020.

CRANFIELD, J. A. L. Framing Consumer Food Demand Responses in a Viral Pandemic. **Canadian Journal of Agricultural Economics**, v. 68, 2020.

DIEESE. **Valor da Cesta Básica Aumenta em Todas as Capitais em 2013**. São Paulo, 2014. Disponível em: <https://dieese.org.br/analisecestabasica/2013/201312cestabasica.pdf> Acesso: 11 nov. 2022.

FÁVERO, L. P.; BELFIORE, P. **Manuel de análise de dados: estatística e modelagem multivariada com Excel, SPSS e Stata**. São Paulo: Elsevier Brasil, 2017.

FEIJÓ, C. et al. Política Monetária no Brasil em tempos de Pandemia. **Revista de Economia Política**, v. 42, n. 1. 2022.

GIL, A. C. **Como Elaborar Projetos de Pesquisa**. São Paulo: Editora Atlas S.A., 2002.

GREENE, W. H. **Econometrics Analysis**. New Jersey: Prentice Hall, 2002.

HOANB, N.; MCNOWN, R. F. Panel Data unit roots tests using various estimative methods. **University of Colorado Bulletin**, v.6, 2006.

HOLLAND, M.; PEREIRA, P. L. V. Taxa de Câmbio Real e Paridade de Poder de Compra no Brasil. **Revista Brasileira de Educação**. Rio de Janeiro, v. 53, n. 3, jul./set. 1999.

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Produto Interno Bruto – PIB**. Rio de Janeiro, 2022. Disponível em:
<https://www.bing.com/ck/a?!&&p=184f3a92662d15ecJmldHM9MTY3NDYwNDgwMCZpZ3VpZD0wNjEwYmQ4MS0zYmRkLTZmZWUtMTk1MS1hZmU3M2FiNjZlZTAmaW5zaWQ9NTE5MA&ptn=3&hsh=3&fclid=0610bd81-3bdd-6fee-1951-afe73ab66ee0&psq=ibge+o+que+%c3%a9+pib&u=a1aHR0cHM6Ly9pYmdlLmdvdi5ici9leHBsaWNhL3BpYi5waHAv&ntb=1> Acesso em: 23 jan. 2023.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia Internacional: teoria e política**. São Paulo: Makron Books, 2001.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **International economics: theory and policy**. Massachusetts: Addison Wesley, 1997.

LAMEIRAS, Maria A. P., MORAES, Marcelo L. **Carta de Conjuntura: Seção VIII- Inflação**. Brasília: IPEA, 2020.

MADDALA, G. S.; WU, S. A Comparative Study of Unit Root Tests With Panel Data and a New Simple Test. **Oxford Bullentin of Economics and Statistic**, v. Special, n. January 1997, p. 631-652, 1999.

MOULOUDJ, K. et al. **The Impact of COVID-19 Pandemic on Food Security**. Les Cahiers du Cread, v. 36, n. 03, 2020.

NEPOMOCENO, T. A. R. Efeitos da Pandemia de Covid-19 para a Agricultura Familiar, Meio Ambiente e Economia no Brasil. **Boletim de Conjuntura (BOCA)**, v. 7, n. 21, ano 3. Boa Vista, 2021.

PAIVA, E. C. et al. Convergência de Preços: uma análise para as cestas básicas nas capitais do Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 48, n. 4, p. 91-105, out./dez., 2017.

PEREIRA, C. B.; SILVA, R. C.; SANTOS, J. A. A Gestão do Poder de Compra de Famílias com Renda de um Salário Mínimo em um Cenário de Inflação. **Revista de Administração do UNISAL**, São Paulo, v. 4, n. 6, 2014.

Rede PENSSAN (2022). **II Inquérito Nacional sobre Insegurança Alimentar no Contexto da Pandemia de Covid-19 no Brasil (II VIGISAN): relatório final**. Rede Brasileira de Pesquisa em Soberania e Segurança Alimentar – PENSSAN. Fundação Friedrich Ebert: Rede PENSSAN. Disponível em:
<https://www.google.com/url?sa=t&source=web&rct=j&opi=89978449&url=https://www12.senado.leg.br/noticias/arquivos/2022/10/14/olheestados-diagramacao-v4-r01-1-14-09->

[2022.pdf&ved=2ahUKEwjg3sCFh7eAAxU8rJUCHVcjCmsQFnoECBUQAQ&usg=AOvVaw0BoRmUlfw8TGf23SRBQe_2](#) Acesso em: 28 jul. 2023.

RIBEIRO, H.; JAIME, P. C.; VENTURA, D. Alimentação e sustentabilidade. **Estudos Avançados**, v. 31, n. 89, p. 185-197, 2017.

SÁ BRITO, F. R. S. Sistemas alimentares: para onde caminhamos e o que esperamos? **Cadernos de Saúde Pública**, v. 39, n. 3, p. 1-3, 2023.

SCHALL, B. et al. Gender and Food insecurity in the COVID-19 pandemic in Brazil: hunder through women`s voices. **Revista Ciência e Saúde Coletiva**, 2022.

SCHMIDT, C. et al. **Farms with Direct to Consumer sales in the Northeast region and COVID-19: Some early challenges ans responses**. Issues Brief, State College: Northeast Regional Center for Rural Development. Penssylvania State University, 2020.

SEVERINO, A. J. **Metodologia do Trabalho Científico**. São Paulo: Cortez Editora, 2014.

SILVA, D. S. et al. Impactos causados pela Covid-19: um estudo preliminar. **Revista Brasileira de Educação Ambiental**, v. 15, n. 4. 2020.

SILVA, S. P. **A trajetória histórica da segurança alimentar e nutricional na agenda política nacional: projetos, descontinuidade e consolidação**. Brasília; Rio de Janeiro: IPEA, 2014.

UN – ECA. **COVID-19 in Africa: protecting lives and economies**. United Nations Economic Commission for Africa, Addis Ababa, Ethiopia, 2020. Disponível em: <https://repository.uneca.org/bitstream/handle/10855/43756/b11983206.pdf?sequence=1&isAllowed=y> Acesso em: 21 dez. 2022.

VASCONCELOS, F. A. G. Combate à Fome no Brasil: uma análise histórica de Vargas e Lula. **Revista de Nutrição**, Campinas, n.18, p. 440 – 450, 2005.

WOOLDRIGDE, J..M. **Introdução à Econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Cengage Learning, 2011.