

Inflação e variabilidade dos preços relativos no Brasil: uma abordagem com parâmetros variantes no tempo^a

Inflation and Relative Price Variability in Brazil: A Time-Varying Parameter Approach

Marcos Henrique Alves da Silva^b 

Universidade Federal de Uberlândia, Programa de Pós-Graduação em Economia,
Uberlândia (MG), Brasil

Cleomar Gomes da Silva^c 

Universidade Federal de Uberlândia, Instituto de Economia e Relações Internacionais,
Uberlândia (MG), Brasil

Resumo: Este artigo investiga a relação entre taxa de inflação e variabilidade dos preços relativos na economia brasileira, considerando tanto a ótica do consumidor quanto a do produtor. O objetivo é examinar o impacto da inflação sobre a dispersão dos preços ao longo do tempo, com ênfase no período da pandemia de Covid-19. Para isso, emprega-se uma abordagem econométrica baseada na estimação de Vetores Autorregressivos com Parâmetros Variantes no Tempo, para o período de agosto/1999 a abril/2022. Os resultados confirmam a existência de uma relação positiva entre inflação e preços relativos, embora com intensidades distintas entre os preços ao consumidor e ao produtor. Durante a pandemia, a sensibilidade da variabilidade dos preços relativos aos choques inflacionários mostrou-se ainda mais acentuada.

Palavras-chave: Inflação. Dispersão de Preços. Covid-19.

Abstract: This study analyzes the socioeconomic effects of the Covid-19 pandemic on the distribution of per capita household income and its degree of progressivity in Brazil, the South Region and Paraná, based on different sources of income. The database used

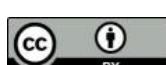
Editor responsável: Felipe Orsolini Teixeira

^a Submissão: 30/08/2024 | Aprovação: 30/09/2024 | DOI: 10.5380/re.v45i87.96708

^b marcosthewall22@gmail.com

^c cleomargomes@ufu.br. O autor agradece o apoio financeiro do CNPq.

Ambos os autores foram responsáveis pela concepção, pesquisa de dados e/ou documentos, análise dos dados e/ou documentos, participação ativa na discussão dos resultados e revisão e aprovação da versão final.



Esta publicação está licenciada sob os termos de
Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional

This paper investigates the relationship between the inflation rate and relative price variability in the Brazilian economy, considering the consumer and producer perspectives. The objective is to examine the impact of inflation on price dispersion over time, with a particular focus on the Covid-19 pandemic period. Time-Varying Parameter Vector Autoregressions are applied as the econometric methodology for the period Aug/1999 – Apr/2022. The results confirm a positive relationship between inflation and relative price dispersion, although with distinct intensities between consumer and producer prices. During the pandemic, the sensitivity of relative price variability to inflationary shocks became even more pronounced.

Keywords: Inflation. Price Dispersion. Covid-19.

JEL: C33. E31. E52.

1. Introdução

O fenômeno inflacionário está diretamente relacionado às pressões exercidas sobre os níveis de preços na estrutura econômica de um país, bem como aos conflitos distributivos entre os agentes econômicos e à má distribuição da renda real. O controle da inflação é essencial para a manutenção da eficiência alocativa do sistema de preços, pois seu descontrole pode comprometer a previsibilidade econômica e desorganizar a alocação de recursos, prejudicando o crescimento sustentável.

Dentro desse contexto, um dos aspectos da inflação que tem atraído crescente interesse entre pesquisadores teóricos e empíricos é a variabilidade dos preços relativos (RPV). Esse conceito é especialmente relevante devido ao seu impacto sobre a dinâmica inflacionária e sua capacidade de explicar, ao menos parcialmente, as oscilações nos níveis de preços. O estudo da relação entre inflação e RPV não apenas contribui para uma compreensão mais aprofundada do comportamento inflacionário, mas também fornece subsídios importantes para avaliar os mecanismos de transmissão de preços e os custos associados às políticas econômicas de estabilização, sobretudo as medidas de política monetária voltadas ao controle da inflação.

A análise da relação entre inflação e variabilidade dos preços relativos não pode se restringir apenas ao impacto sobre os preços ao consumidor. Do ponto de vista do produtor, variações nos preços praticados no atacado e nas transações interempresariais influenciam diretamente o poder de compra da população, uma vez que, em muitos casos, esses custos adicionais são repassados ao preço final dos bens e serviços no varejo. No entanto, esse repasse nem sempre ocorre de forma imediata. Em determinadas circunstâncias, os produtores podem optar por adiar reajustes, seja devido a um cenário de baixa demanda, absorvendo parte dos custos e reduzindo suas margens de lucro, seja porque os custos associados ao reajuste superam os benefícios esperados, como no caso do custo de menu. Essa dinâmica pode levar a períodos de estabilidade artificial seguidos por ajustes bruscos nos preços, criando volatilidade inflacionária.

Este estudo tem como objetivo investigar a relação causal entre a taxa de inflação e a variabilidade dos preços relativos na economia brasileira no período de agosto de 1999 a abril de 2022. A análise será conduzida sob duas perspectivas: a do consumidor, por meio do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), e a do produtor, utilizando o Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA-DI), com atenção especial ao período da pandemia da Covid-19. Para isso, será empregada uma metodologia econométrica baseada nos Vetores Autorregressivos com Parâmetros Variantes no Tempo (TVP-VAR), tendo como referência regressões preliminares estimadas pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Os resultados confirmam a existência de uma relação positiva entre inflação e RPV tanto na ótica do consumidor quanto na do produtor. No entanto, há diferenças significativas na intensidade dessa relação quando se considera o período da crise sanitária da Covid-19. A análise da evolução dos coeficientes dos parâmetros variantes no tempo revela uma distinção entre os padrões de comportamento da inflação ao consumidor e da inflação ao produtor. Antes da pandemia, os coeficientes permaneceram predominantemente positivos para ambas as séries. Entretanto, durante a crise sanitária, o coeficiente associado à inflação ao produtor passou para o campo negativo, em contraste com a trajetória da inflação ao consumidor, que manteve a relação esperada. Esse resultado sugere que os produtores, diante do contexto excepcional da pandemia, demonstraram maior resistência em repassar os custos adicionais aos preços finais, possivelmente devido às incertezas quanto à demanda e ao impacto econômico do período.

Além desta introdução, o estudo está organizado em seis seções adicionais. A segunda seção apresenta uma revisão da literatura, abordando as principais contribuições teóricas e empíricas sobre a relação entre inflação e variabilidade dos preços relativos. A terceira seção descreve os dados utilizados na pesquisa, bem como as medidas adotadas para mensurar a variabilidade dos preços relativos. Na quarta seção, é detalhada a metodologia econométrica empregada, com ênfase na modelagem dos parâmetros variantes no tempo. A quinta seção discute os resultados das estimativas, analisando as evidências empíricas obtidas. Por fim, a sexta seção apresenta as considerações finais, destacando as principais conclusões do estudo e suas implicações para a formulação de políticas econômicas.

2. Revisão da literatura

A estabilização dos preços relativos desempenha um papel central na estabilidade da taxa de variação dos preços gerais. Na ausência de choques na variabilidade dos preços relativos, a inflação tende a seguir um movimento inercial determinado pela inflação passada, conforme argumentado por Simonsen (1970). Esse fenômeno decorre do comportamento defensivo dos agentes econômicos na formulação de preços, que buscam recompor a renda real perdida com base na inflação acumulada (Lopes, 1985).

As discussões sobre esse tema são amplas, abrangendo tanto perspectivas teóricas quanto empíricas. No campo teórico, o debate se estrutura em dois principais grupos de modelos, que embora distintos, não são necessariamente contraditórios. O primeiro grupo fundamenta-se na hipótese de flexibilidade de preços e expectativas racionais, tendo como referência o trabalho seminal de Lucas (1973), posteriormente expandido por

autores como Barro (1976), Cukierman e Wachtel (1979) e Hercowitz (1981). Já o segundo grupo se apoia na hipótese de rigidez de preços, também conhecida como “Custo de Menu”, conforme desenvolvido por Sheshinski e Weiss (1977), Rotemberg (1982, 1983) e Ball e Mankiw (1994, 1995).

A primeira abordagem teórica enfatiza a importância das expectativas racionais na compreensão da volatilidade da inflação. Segundo Lucas (1973), os agentes econômicos formam suas expectativas com base em informações disponíveis, o que influencia diretamente suas decisões de precificação e produção. Nessa perspectiva, a variabilidade da taxa de inflação é atribuída, em grande parte, à dificuldade dos produtores em distinguir entre variações nos preços relativos – que afetam diretamente a quantidade ótima produzida – e mudanças no nível agregado de preços, que não alteram a produção ótima. Assim, quando a economia é impactada por choques de demanda agregada, os produtores podem erroneamente interpretar parte desse choque como uma alteração nos preços relativos, ajustando sua produção de maneira equivocada. Essa interpretação errônea pode gerar uma relação positiva entre inflação e RPV, mas essa relação se dissiparia se os agentes tiverem acesso a informações completas e acuradas (Romer, 2001).

Além disso, essa abordagem sugere que a volatilidade da inflação está intimamente ligada à credibilidade e transparência das políticas econômicas. Quando os agentes confiam na manutenção de uma política de baixa inflação, suas expectativas se ajustam, reduzindo a volatilidade inflacionária. Dessa forma, a clareza na comunicação e a consistência das políticas tornam-se essenciais para garantir a estabilidade econômica. Outro ponto central do modelo de Lucas é que choques de demanda só geram efeitos reais sobre a produção e o emprego quando não são antecipados pelos agentes. Se forem previsíveis, os preços e salários são ajustados de antemão, anulando seus efeitos reais (Romer, 2001).

Por outro lado, a segunda vertente teórica, baseada na hipótese da rigidez de preços, argumenta que a existência de custos de ajuste – os chamados “Custos de Menu” – dificulta a mudança contínua dos preços. Esses custos implicam que as empresas reajustam seus preços em períodos espaçados, resultando em uma relação positiva entre inflação e dispersão dos preços relativos. Segundo essa perspectiva, choques de pequena magnitude geralmente não resultam em ajustes de preços, pois os benefícios desses reajustes são inferiores aos custos envolvidos. No entanto, choques de grande magnitude incentivam a alteração dos preços, pois, nesses casos, os ganhos compensam os custos associados ao reajuste. O impacto dessa rigidez depende da intensidade dos custos enfrentados por cada agente econômico diante da variação dos preços. Em síntese, a existência desses custos faz com que as empresas ajustem seus preços de forma

intermitente, ao invés de contínua, influenciando a dinâmica inflacionária e a dispersão dos preços relativos (Sheshinski; Weiss, 1977; Rotemberg, 1982, 1983; Ball; Mankiw, 1994, 1995).

No campo empírico, diversos estudos já evidenciaram a relação positiva entre inflação e variabilidade dos preços relativos. As primeiras investigações sobre o tema remontam aos trabalhos clássicos de Mills (1927) e Parks (1978), seguidos por contribuições de Fischer (1981), Parsley (1996) e Choi (2010). Balk (1983) destaca a importância da desagregação dos dados na mensuração do RPV, argumentando que o nível de agregação pode influenciar as inferências estatísticas. Ao analisar dados para a Holanda, Balk (1983) concluiu que a agregação excessiva pode distorcer as estimativas da relação entre inflação e RPV. Com base nesse argumento, este estudo adota o nível máximo de desagregação dos itens (até os subitens) que compõem as cestas de produtos, tanto ao consumidor (via IPCA) quanto ao produtor (via IPA).

Outros estudos também corroboram essa relação em diferentes contextos econômicos. Nautz e Scharff (2005) foram pioneiros na identificação da correlação entre inflação e RPV no Bloco Europeu, utilizando um modelo de painel com efeitos de valores limiares baseado na abordagem de Hansen (1999). Caraballo e Dabús (2013) obtiveram resultados semelhantes para a Espanha, enquanto Yamak, Erdem e Koçak (2017) confirmaram essa relação na Turquia. Choi e Kim (2010) chegaram a conclusões similares para o Canadá e o Japão, e Nath e Sarkar (2019) para a Austrália. No contexto de economias emergentes, Abdelraouf, El-Abbad e Noureldin (2021) identificaram essa relação no Egito, enquanto Cerdá, Silva e Luders (2021) forneceram evidências para o Chile.

No caso específico do Brasil, diversos estudos apontam para a correlação positiva entre inflação e variabilidade dos preços relativos. Entre os principais trabalhos, destacam-se os de Silva e Kadota (1982), Resende e Grandi (1992), Landau e Peixoto (1992), Fava e Cyrillo (1999), Gomes da Silva (2007), Guillén e Garcia (2011), Gomes da Silva (2015) e Pereira e Souza (2018). A literatura complementar sobre o tema está sistematizada na Tabela 1.

Tabela 1 – Variabilidade de preços relativos e inflação (artigos selecionados)

Autor	Localidade/Período	Metodologia
Ahmed <i>et al.</i> (2016)	Bangladesh (2002-2013)	RR, GMM, TSLS e MQO
Baglan <i>et al.</i> (2016)	Turquia (1994-2016)	Régressão Parcialmente Linear
Choi <i>et al.</i> (2011)	12 países (1984-2009)	RSP
Ghauri (2020)	Paquistão (2001-2011)	MQO, VAR
Deryugina <i>et al.</i> (2019)	Rússia (2003-2016)	Modelo de fator hierárquico dinâmico
Kremer <i>et al.</i> (2013)	EUA (1998-2005)	Painel com efeitos de valores limiares
Ferreira (1995)	Brasil (1981-1985)	Correção de erros
Pereira (2018)	Brasil (1994-2016)	MQO, VAR e Causalidade Granger
Egbuna <i>et al.</i> (2020)	África Ocidental (2008-19)	PSTR
Karahan e Yazgan (2019)	Turquia (2004–2017)	RSP
Adam <i>et al.</i> (2023)	Reino Unido (2000-2016)	ARDL

Fonte: elaboração Própria.

Nota: RR: Rolling Regression; RSP: Regressão Semiparamétrica; TMQ: Teste multivariado de quebra estrutural múltipla; PSTR: Panel Smooth Transition Regression.

3. Dados e medidas de variabilidade dos preços relativos

Conforme mencionado anteriormente, este estudo tem como objetivo analisar a relação entre a taxa de inflação e a variabilidade dos preços relativos, considerando tanto os preços ao consumidor quanto os preços ao produtor. Para essa análise, serão utilizados os seguintes dados:

- IPCA (Índice de Preço ao Consumidor Amplo):
 - Período de análise: agosto de 1999 a abril de 2022;
 - Fonte: IBGE.
- RPV-IPCA (Variabilidade dos Preços Relativos considerando o IPCA):
 - Agosto de 1999 a abril de 2022;
 - Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IPCA fornecidos pelo IBGE.
- IPA-DI (Índice de Preços ao Produtor Amplo – Disponibilidade Interna):
 - Período de análise: janeiro de 2009 a abril de 2022;
 - Fonte: FGV.
- RPV-IPA (Variabilidade dos Preços Relativos considerando o IPA):

- Período de análise: janeiro de 2009 a abril de 2022;
- Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IPA fornecidos pela FGV.

No caso do IPCA, a análise da dispersão dos preços ao consumidor abrange o período de agosto de 1999 a abril de 2022, coincidindo com a implementação do regime de metas para a inflação e a introdução de novos pesos na composição do índice. Para essa avaliação, serão utilizadas a taxa de inflação e o peso mensal de todos os itens que compõem a cesta do IPCA, com a dessazonalização realizada pelo IBGE.

A Variabilidade dos Preços Relativos (RPV) do IPCA será mensurada levando em consideração as mudanças metodológicas implementadas pelo IBGE, especialmente as alterações na estrutura dos produtos e na ponderação dos pesos conforme os resultados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF). A composição da cesta de produtos utilizada no cálculo do RPV-IPCA segue a seguinte segmentação temporal: i) de agosto de 1999 a junho de 2006: cesta com 512 itens; ii) de julho de 2006 a dezembro de 2019: cesta com 383 itens; iii) de janeiro de 2020 a abril de 2022: cesta com 377 itens.

Para a análise da dispersão dos preços ao produtor (IPA-DI), o período selecionado compreende janeiro de 2009 a abril de 2022, considerando as reformulações metodológicas promovidas pela FGV na estrutura do índice, especialmente a reestruturação da cesta de produtos e a atualização da ponderação dos pesos entre 2008 e 2009, quando o número de itens avaliados aumentou de 76 para 295. A taxa de inflação mensal e o peso de todos os itens do IPA-DI foram dessazonalizados por meio do método X-12-ARIMA. A composição da cesta de produtos utilizada no cálculo do RPV-IPA foi ajustada da seguinte maneira: i) De janeiro de 2009 a junho de 2016: cesta com 296 itens; ii) de julho de 2016 a abril de 2022: cesta com 324 itens.

Com base na descrição dos dados necessários para o cálculo do RPV, adotamos a abordagem de Debelle e Lamont (1997), que definem a variabilidade dos preços relativos como a dispersão dos preços de diferentes categorias de bens e serviços em torno da taxa média de inflação. Esse conceito permite mensurar as flutuações dos preços entre mercados distintos. Assim como em Parks (1978), Fischer (1981) e Nautz e Scharff (2005), a metodologia empregada neste estudo incorpora o peso de cada item na construção do índice final. Essa escolha decorre da variação significativa dos pesos entre diferentes categorias de consumo, assegurando que a relevância de cada subitem seja devidamente considerada na mensuração da inflação tanto ao produtor quanto ao consumidor.

A variabilidade dos preços relativos, portanto, pode ser quantificada da seguinte forma:

$$RPV_T = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n w_{it} (\pi_{it} - \pi_t)^2} \quad (1)$$

onde: n o número de observações, neste caso de subitens, que compõe o IPCA ou o IPA, w_{it} se refere ao peso do subitem i no tempo t , π_{it} é a inflação desse subitem i no tempo t e, por fim, π_t que é a inflação geral no mês.

O conjunto de dados utilizado para mensurar a taxa de inflação na economia brasileira tem como fonte o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e o Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA). A Tabela 2 apresenta a estatística descritiva das séries utilizadas neste estudo. Para fins comparativos, os dados foram segmentados em dois períodos: um que inclui a crise da Covid-19 e outro que a exclui, sendo que o subscrito “covid” denota o período sem a referida crise.

Tabela 2 - Estatística descritiva

	IPCA	IPCA (COVID)	RPV (IPCA)	RPV (IPCA-COVID)	IPA	IPA (COVID)	RPV (IPA)	RPV (IPA-COVID)
Média	0,52	0,51	1,04	1,02	0,73	0,47	2,42	2,29
Mediana	0,45	0,45	0,99	0,98	0,56	0,43	2,30	2,24
Máximo	3,02	3,02	2,20	2,20	5,85	2,60	6,77	6,77
Mínimo	-0,36	-0,27	0,51	0,51	-1,67	-1,67	1,12	1,12
Desv. Pad.	0,39	0,38	0,28	0,27	1,22	0,87	0,74	0,67
Obs.	273	245	273	245	160	132	160	132

Fonte: IBGE e FGV.

No caso do IPCA, a diferença entre os valores reportados nos dois períodos não apresentou variações significativas, especialmente quando comparada ao IPA. No entanto, é importante considerar que a série referente ao IPA possui menos observações em relação ao IPCA, o que pode contribuir para a maior discrepância nos valores observados. Em ambos os casos, a mediana permaneceu próxima da média, sugerindo uma baixa dispersão dos dados e uma possível estacionariedade das séries, hipótese reforçada pelo baixo desvio padrão. O maior valor mensal registrado na série histórica do IPCA ocorreu em novembro de 2002, atingindo 3,02%, enquanto o menor foi observado em maio de 2020, no contexto da crise sanitária da Covid-19, com uma variação de -0,36 pontos percentuais.

Para o IPA, a amplitude das variações foi mais expressiva em comparação ao IPCA. O pico mensal foi registrado em agosto de 2021, no auge da pandemia, com uma variação de 5,85%, enquanto o menor valor mensal ocorreu em abril de 2017, com -

1,67%. Esses dados preliminares já indicam as distorções causadas pela pandemia da Covid-19 sobre a dinâmica inflacionária, evidenciando impactos distintos sobre os preços ao consumidor e ao produtor.

A Figura 1(a) apresenta a evolução mensal do IPCA e da Variabilidade dos Preços Relativos (RPV-IPCA) na economia brasileira entre agosto de 1999 e abril de 2022. A análise do comportamento dessas séries revela a ocorrência de diversos picos e vales ao longo do período, refletindo momentos de maior ou menor dispersão dos preços. O maior pico foi registrado em novembro de 2002, no final do primeiro ano do governo Lula, enquanto o menor valor ocorreu em maio de 2020, durante o início da crise da Covid-19 – ambos destacados na Tabela 2.

Desde já, percebe-se uma correlação aparente entre inflação e RPV, embora essa relação apresente variações significativas em determinados períodos. O primeiro e mais expressivo desses períodos de instabilidade ocorreu no início do governo Lula, quando a incerteza macroeconômica impulsionou a volatilidade dos preços. Esse momento foi seguido por um intervalo de relativa estabilização, no qual o RPV-IPCA convergiu para níveis mais próximos da taxa de inflação, mantendo-se relativamente estável até meados de 2015.

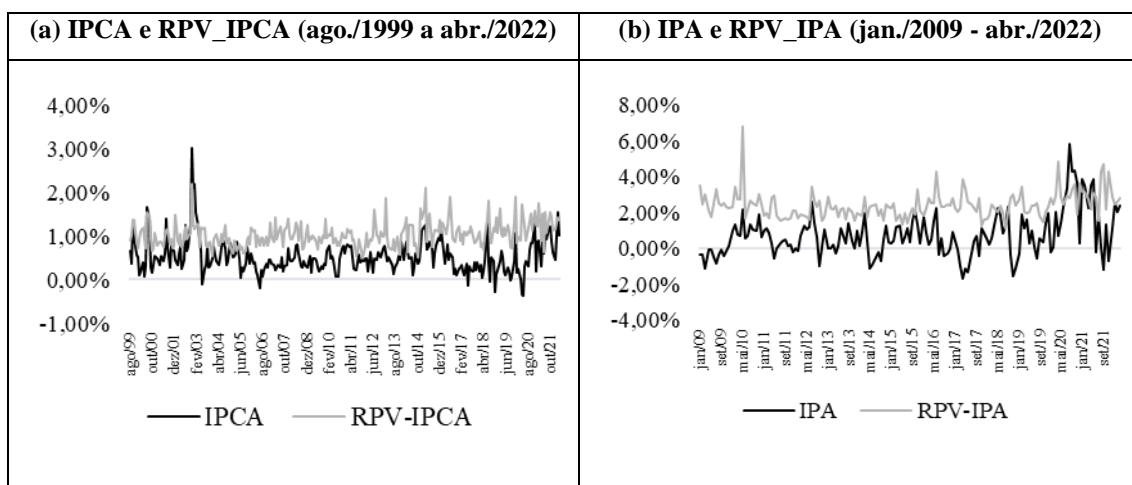
A partir desse ponto, a dinâmica inflacionária passou por novos desafios, impulsionada pelo descongelamento de tarifas públicas que haviam sido mantidas artificialmente baixas durante o governo Dilma. Esse ajuste tarifário foi sucedido por sucessivos choques macroeconômicos, resultantes de crises políticas, econômicas e, mais recentemente, sanitárias. Esses fatores intensificaram tanto a inflação medida pelo IPCA quanto a variabilidade dos preços relativos, ampliando o hiato entre ambas as séries e evidenciando períodos de maior dispersão inflacionária na economia brasileira.

A Figura 1(b) apresenta a evolução mensal do IPA-DI e da Variabilidade dos Preços Relativos (RPV-IPA) na economia brasileira entre janeiro de 2009 e abril de 2022. Ao comparar com a Figura 1(a), a principal diferença observada é a magnitude superior dos valores mensais do RPV-IPA em relação ao RPV-IPCA. Enquanto a variabilidade dos preços relativos ao consumidor (RPV-IPCA) oscila em torno de 1% ao mês, com picos que raramente ultrapassam 2%, o RPV-IPA gira em torno de 2%, frequentemente registrando picos acima de 3%. Essa diferença reflete uma maior volatilidade nos preços ao produtor, sugerindo que o hiato entre o IPA-DI e o RPV-IPA é significativamente mais sensível a choques macroeconômicos do que no caso dos preços ao consumidor.

O maior pico da variação mensal do IPA-DI (5,85%) foi registrado em agosto de 2021, durante a pandemia da Covid-19, divergindo do maior valor observado para o RPV-IPA (6,77%), ocorrido em maio de 2010. Já o menor valor da variação mensal do IPA-DI

foi registrado em abril de 2017, atingindo -1,67%, enquanto a menor variação do RPV-IPA ocorreu em agosto de 2018, com 1,12%. Esses resultados indicam que, além de apresentar uma volatilidade estruturalmente maior do que a inflação ao consumidor, a dinâmica da variabilidade dos preços relativos ao produtor também responde de forma diferenciada a períodos de instabilidade econômica, o que pode influenciar a transmissão de choques inflacionários ao longo da cadeia produtiva.

Figura 1 – Evolução mensal inflação e RPV



Fonte: IBGE.

4. Metodologia econométrica

Serão feitas estimações considerando dois períodos distintos: i) O primeiro compreenderá todo o período base (1999-2022 para IPCA e 2009-2022 para o IPA); ii) O segundo irá desconsiderar o período referente a pandemia de Covid-19, retirando os dois últimos anos da amostra. A primeira equação a ser estimada é a seguinte:

$$RPV_t = \beta_0 + \beta_1 |\pi_t| + \beta_2 RPV_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde: RPV_t é a medida de dispersão dos preços relativos, $|\pi_t|$ é a taxa de inflação (IPCA ou IPA) em módulo (valores absolutos) e o subscrito t denota o tempo, enquanto o p denota as defasagens da variável. O objetivo dessa equação é capturar o comportamento dos preços relativos frente a variações na taxa de inflação, tal como Parks (1978) e Debelle e Lamont (1997), e se o RPV defasado é significante quando diferentes medidas de inflação são levadas em consideração.

Além desse modelo básico, a fim de capturar a possível rigidez nominal nos preços da economia, uma variável *dummy* será adicionada ao modelo, conforme a sugestão de

Jaramillo (1999), assumindo o valor 1 para os meses deflacionários e 0 para inflacionários. Diante da ausência de rigidez nominal (flexibilidade), variações na taxa de inflação, sejam negativas ou positivas, geram variações modulares (absolutas) proporcionais na variabilidade dos preços. Porém, na presença da rigidez nominal, aumentos na taxa de inflação resultam em um aumento da variabilidade nominal (valor em módulo) superior às reduções na taxa de inflação.

Essa variável *dummy* (d_{abs}) será inserida no modelo conforme a equação (3), a fim de capturar o efeito da redução do nível da inflação (consumidor/produtor) sob a variabilidade dos preços relativos na equação (2), conforme a metodologia de Parks (1978). Essa variável *dummy* multiplica o valor do índice de inflação (consumidor/produtor) em módulo, $d_{abs} * |\pi_t|$. Assim, se o termo resultante dessa *dummy* não for estatisticamente significante, rejeitamos a hipótese de rigidez nominal, conforme aponta Jaramillo (1999).

$$PV_t = \beta_0 + \beta_1|\pi_t| + \beta_2 RPV_{t-p} + \beta_3 d_{abs} * |\pi_t| + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde o valor absoluto da inflação (em módulo) está sendo multiplicado por uma variável *dummy* (d_{abs}), na qual o valor 1 foi designado para deflação e 0 para inflação.

A metodologia econométrica proposta parte de uma abordagem baseada em Espaço de Estados, utilizando parâmetros que variam no tempo como estimador principal, em linha com as contribuições de Hamilton (1994) e Durbin e Koopman (2001). Como análise preliminar, empregamos coeficientes fixos no tempo, os quais são determinados por estimativas via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Para avaliar a estabilidade dos parâmetros ao longo do tempo, aplicaremos o teste do Multiplicador de Lagrange (LM) de Hansen tanto para os coeficientes individuais quanto para um teste conjunto, seguindo a abordagem proposta por Hansen (1992).

4.1 Vetores Autorregressivos com parâmetros variantes no tempo

Os Vetores Autorregressivos com Parâmetros Variantes no Tempo (TVP-VAR) são um modelo econométrico que estende o conceito de um VAR tradicional, permitindo que os parâmetros do modelo VAR variem ao longo do tempo. Enquanto um VAR padrão assume que os parâmetros do modelo são estáveis ao longo do tempo, o TVP-VAR reconhece que esses parâmetros podem mudar em resposta a mudanças nas condições econômicas ou outras variáveis relevantes.

O modelo TVP-VAR é uma estrutura que consiste em duas equações fundamentais: i) a equação de observação e ii) a equação de processo. A equação de

observação representa uma versão do modelo VAR, onde os coeficientes são específicos para cada período. Por outro lado, a equação de processo descreve a dinâmica subjacente dos coeficientes ao longo do tempo. De forma complementar, o BTVP-VAR, conhecido como “Bayesian Time-Varying Coefficient Vector Autoregression”, expande o TVP-VAR ao incorporar uma distribuição a priori sobre o estado inicial dos coeficientes do processo, bem como sobre os parâmetros do modelo. Essa inclusão de uma distribuição a priori é fundamental no método bayesiano, pois permite a integração de informações prévias sobre os parâmetros do modelo, ajudando a melhorar as estimativas (Koop, 2010).

A equação de observação no TVP-VAR é essencial para capturar a relação entre as variáveis endógenas observadas e outras variáveis relevantes. Para entender as duas equações que compõem o TVP-VAR, iniciamos com o modelo VAR básico, expresso como:

$$y'_t = x'_t B + e'_t$$

Onde o vetor covariante é

$$x_t = (y'_{t-1}, y'_{t-2}, \dots, y'_{t-p}, w'_t)' \quad (4)$$

Que consiste em p lags de y_t e o vetor de variáveis exógenas w_t . A matriz de coeficientes B é constante ao longo do tempo. A equação VAR básica inclui defasagens das variáveis endógenas, bem como possíveis variáveis exógenas. No entanto, até agora, assumimos que a matriz de coeficientes é constante ao longo do tempo. Para flexibilizar essa suposição e permitir que os coeficientes variem ao longo do tempo, introduzimos um subscrito de tempo na matriz de coeficientes B_t . Deste modo:

$$y'_t = x'_t B_t + e'_t$$

Ao vetorizar ambos os lados da equação de observação, obtemos:

$$y'_t = X_t b_t + e_t \quad (5)$$

onde $X_t = I_N x'_t$ e $b_t = \text{vec}(B_t)$. O vetor de erro é e_t dado por $e_t | S \sim N(0, S)$ onde S é a matriz de covariância de observação. A matriz de erros e_t é modelada como proveniente de uma distribuição normal multivariada com média zero e matriz de covariância S .

Por sua vez, a equação de processo no TVP-VAR é fundamental para garantir que o modelo não seja superparametrizado, o que poderia ocorrer se apenas a equação de

observação fosse considerada isoladamente. Embora a especificação dos coeficientes como específicos do período resolva o problema original, ela introduz uma nova questão: o modelo resultante pode ser superparametrizado para qualquer tamanho de amostra (Koop, 2010). Para mitigar esse problema, especificamos uma lei de movimento para os coeficientes. Tipicamente, essa lei de movimento assume a forma de um processo de passeio aleatório (*random walk*):

$$b_t = b_{t-1} + u_t \quad (6)$$

Esta é a equação de processo. O erro do processo é dado por $u_t | Q \sim N(0, Q)$ onde Q é a matriz de covariância do processo. O estado inicial deste processo, b_0 , é especificado como parte da distribuição a anterior.

A equação de processo é certamente útil, mas pode não eliminar completamente os problemas associados à superparametrização. De fato, a superparametrização é frequentemente um problema até mesmo para o VAR básico. A solução usual é "encolher" o modelo em direção a uma versão mais simples ou estilizada de si mesmo. O conceito de encolhimento nos leva ao nosso próximo tópico, o BTVP-VAR (Koop and Potter, 2011).

O BTVP-VAR combina o TVP-VAR com uma distribuição prévia. Os Bayesianos formam antecedentes com base nas informações que têm sobre o assunto em estudo antes de verem os dados. Para muitos não-Bayesianos, o “prior” é simplesmente um meio de obter encolhimento. Para encolher o modelo em direção a uma versão mais simples ou estilizada de si mesmo.

Um exemplo de encolhimento já foi mencionado, o TVP-VAR pode ser ajustado para comprimir em direção ao VAR básico especificando uma prévia que gire em torno de zero para os termos de variância de erro do processo. Encolher em direção ao VAR básico em certa medida é desejável porque produz estimativas de coeficientes que evoluem de forma mais suave ao longo do tempo. A priori o vetor de coeficientes inicial e as matrizes de covariância é a seguinte:

$$\pi(b_0, S, Q) = \pi(b_0)\pi(S)\pi(Q)$$

Em que

$$b_0 \sim N(\underline{b}_0, \underline{B}_0)$$

(7)

$$S \sim IW(\underline{S}, \underline{s})$$

$$Q \sim IW(\underline{Q}, \underline{q})$$

A exposição aqui assume uma matriz de covariância de processo não restrita. Na prática, é mais comum trabalhar com uma matriz de covariância diagonal. Isso ocorre porque uma matriz diagonal (Q) simplifica os cálculos e a interpretação do modelo, sendo uma abordagem frequentemente preferida em situações reais (Koop, 2011).

5. Resultados empíricos

A fim de verificar a estacionariedade das séries em questão, foram aplicados três testes estatísticos: o teste ADF (Dickey-Fuller Aumentado), o teste PP (Phillips-Perron) e o teste KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin). Os resultados desses testes são apresentados na Tabela 3. De acordo com os resultados obtidos, pode-se confirmar a presença de estacionariedade em pelo menos um dos testes de raiz unitária utilizados para todas as estimações realizadas. Isso significa que as séries analisadas não apresentam tendências ou sazonalidades que possam afetar a análise subsequente.

Tabela 3 - Testes de raiz unitária

Variável	ADF	PP	KPSS
IPCA	-7,937*	-7,995*	0,186
RPV-IPCA	-12,100*	-12,778*	0,964*
IPA	-6,282*	-6,144*	0,513*
RPV-IPA	-4,650*	-10,429*	0,454

Fonte: elaboração Própria.

Nota: * significa rejeição de H_0 a 5%. Estimações apenas com constante. Valores Críticos (5%): ADF e PP: -2,87; KPSS: 0,46. ADF: Augmented Dickey-Fuller; PP: Phillips-Perron; KPSS: Kwiatkowski- Phillips-Schmidt-Shin ADF e PP: H_0 - raiz unitária; KPSS: H_0 - estacionariedade.

5.1 Estimações preliminares via MQO

A Tabela 4 apresenta as estimações relacionadas às equações (2) e (3) na perspectiva do consumidor (IPCA/RPV-IPCA), considerando-se (ou não) o período da pandemia da Covid-19. Em todas as regressões, uma única defasagem da variável dependente (RPV) foi o suficiente para não se detectar a presença de autocorrelação residual, conforme o teste LM exposto na última coluna da tabela. Em geral, chega-se ao resultado esperado pela literatura, ou seja, uma correlação positiva entre a inflação e a variabilidade relativa dos preços, divergindo apenas em intensidade.

Partindo dos resultados das estimações por MQO para o IPCA/RPV-IPCA (Tabela 4), o coeficiente encontrado, considerando o período da Covid-19, mas sem a variável *dummy* (d_{abs}), na qual o valor 1 foi designado para deflação e 0 para inflação, foi de 0,323. Já quando se considera a *dummy* (d_{abs}), o coeficiente encontrado foi de

0,338, ou seja, sem mudanças consideráveis. Esse resultado é semelhante ao que foi encontrado por Gomes da Silva (2015), considerando o período de janeiro de 1995 e junho 2011, e levemente superior ao que foi exposto por Boaretto e Gomes da Silva (2018), considerando o período de julho 1999 e maio de 2017.

Entretanto, o coeficiente relacionado à assimetria, para diferenciar casos de deflação, se mostrou positivo e estatisticamente significante, divergindo os trabalhos citados anteriormente. Isso é distinto do esperado, visto que, em casos de deflação, espera-se uma relação positiva entre inflação e preços relativos, mas em menor magnitude que para casos de inflação, ou seja, o comum seria uma variável *dummy* (d_{abs}) com sinal negativo. A Tabela 4 também reporta os resultados sem o impacto do período da pandemia. Neste caso, o coeficiente encontrado foi de 0,291, sem a variável *dummy* (d_{abs}) de assimetria, e de 0,294, com a variável *dummy* (que se mostrou sem significância estatística).

Tabela 4 – Resultados das estimativas MQO (Inflação e RPV)

Inflação	Variável Dependente	$ \pi_t $	RPV_{t-1}	Constante	<i>Dummy</i> ($d_{abs} * \pi_t $)	LM Auto-Corr. [F stat.]
IPCA	RPV_{IPCA} (com período Covid-19)	0,323* (0,049)	0,201* (0,062)	0,659* (0,069)	-	2,890 [0,057]
		0,338* (0,050)	0,181* (0,061)	0,665* (0,070)	1,207* (0,378)	1,867 [0,156]
	RPV_{IPCA} (sem período Covid-19)	0,291* (0,049)	0,221* (0,064)	0,641* (0,070)	-	1,306 [0,272]
		0,294* (0,049)	0,218* (0,064)	0,641* (0,070)	0,413 (0,346)	0,987 [0,373]
IPA	RPV_{IPA} (com período Covid-19)	0,187* (0,063)	0,193* (0,084)	1,752* (0,212)	-	1,188 [0,307]
		0,203* (0,057)	0,153* (0,071)	1,745* (0,184)	0,610* (0,057)	0,044 [0,956]
	RPV_{IPA} (sem período Covid-19)	0,418* (0,150)	0,228* (0,098)	1,427* (0,215)	-	0,016 [0,984]
		0,389* (0,156)	0,182* (0,079)	1,482* (0,190)	0,473* (0,124)	0,016 [0,983]

Nota: * significa rejeição de H_0 a 5%. Erro-padrão robusto em parênteses. P-valor em colchetes.

A Tabela 4 também reporta os resultados das estimativas na perspectiva do produtor (IPA e RPV-IPA), com e sem o período da pandemia para ambos os casos. Considerando-se a inclusão do período da Covid-19 na base de dados, o coeficiente encontrado foi de 0,187, sem a variável *dummy* (d_{abs}) de assimetria. Isso significa uma relação entre IPA-DI e preços relativos com menor intensidade, se comparada aos resultados do IPCA. Assim, como no caso do IPCA, o coeficiente relacionado à *dummy* (d_{abs}), é positivo e tem significância estatística. Novamente, o sinal não é o esperado, dado que casos de deflação geralmente estão relacionados com uma menor magnitude do binômio inflação-RPV, que ao contrário do IPCA, ao desconsiderar o período da Covid-19, o resultado permanece estatisticamente significante.

Cabe destacar que o coeficiente relacionado à inflação aumentou significativamente ao se desconsiderar o período da crise sanitária, movimento inverso ao que foi observado para o caso do IPCA/RPV-IPCA.

5.2 TVP-VAR

As estimativas preliminares via MQO forneceram uma base sólida para a compreensão da relação entre inflação e variabilidade dos preços relativos (RPV), tanto no caso do IPCA quanto do IPA. Como próximo passo, será aplicada a metodologia de Vetores Autorregressivos com Parâmetros Variáveis no Tempo (TVP-VAR) para aprofundar a análise, permitindo examinar como a inflação e a dispersão dos preços reagem a choques econômicos, além de capturar mudanças na variância dos erros de previsão ao longo do tempo.

Os modelos iniciais foram estimados e, com base no Critério de Seleção de Schwarz (SC), foram escolhidas especificações mais parcimoniosas. Os resultados indicam a necessidade de apenas uma defasagem nas relações IPCA/RPV-IPCA e IPA/RPV-IPA. Além disso, a verificação da presença de autocorrelação serial nos resíduos foi realizada por meio do teste LM, que confirmou a ausência de autocorrelação, validando a escolha de um modelo com uma única defasagem.

A Figura 2(a) apresenta a evolução do coeficiente da inflação (IPCA) em relação à variabilidade dos preços relativos (RPV), utilizando um modelo TVP-VAR bayesiano. A linha azul representa a estimativa do coeficiente ao longo do tempo, enquanto as linhas tracejadas vermelhas indicam os intervalos de confiança. No período inicial, entre 1999 e 2007, o coeficiente manteve-se relativamente estável, em torno de 0,2, sugerindo que a resposta do RPV a choques inflacionários era moderada e consistente. Esse cenário de estabilidade pode ser atribuído a um ambiente macroeconômico previsível e políticas econômicas eficazes em ancorar as expectativas inflacionárias.

Entre 2008 e 2014, observa-se um aumento gradual no coeficiente, atingindo um pico próximo de 0,4. Esse crescimento pode estar relacionado a fatores como a crise financeira global de 2008, que impactou diversas economias e aumentou a volatilidade dos preços. O período foi marcado por maior incerteza econômica e ajustes estruturais, resultando em uma maior sensibilidade da variabilidade dos preços relativos às mudanças na inflação.

Após 2014, o coeficiente apresentou flutuações significativas, mas com uma tendência geral de queda a partir de 2016. Esse movimento pode refletir esforços de estabilização econômica, incluindo políticas monetárias e reformas voltadas para o controle inflacionário. Durante esse período, a efetividade das políticas econômicas pode ter contribuído para reduzir a variabilidade dos preços, tornando o RPV menos sensível a oscilações inflacionárias.

Durante a pandemia da Covid-19 (2020-2022), o coeficiente apresentou sinais de estabilização, oscilando entre 0,2 e 0,3, embora os intervalos de credibilidade ainda indicassem um nível significativo de incerteza, variando aproximadamente de -0,1 a 0,5. Esse período foi caracterizado por uma série de choques econômicos, como rupturas nas cadeias produtivas, mudanças abruptas na demanda e aumento da incerteza global, fatores que ampliaram a variabilidade dos preços relativos em resposta às oscilações inflacionárias. Esse comportamento reforça a vulnerabilidade da economia brasileira a eventos extremos e destaca a importância de políticas econômicas flexíveis e adaptáveis para mitigar pressões inflacionárias e seus impactos adversos.

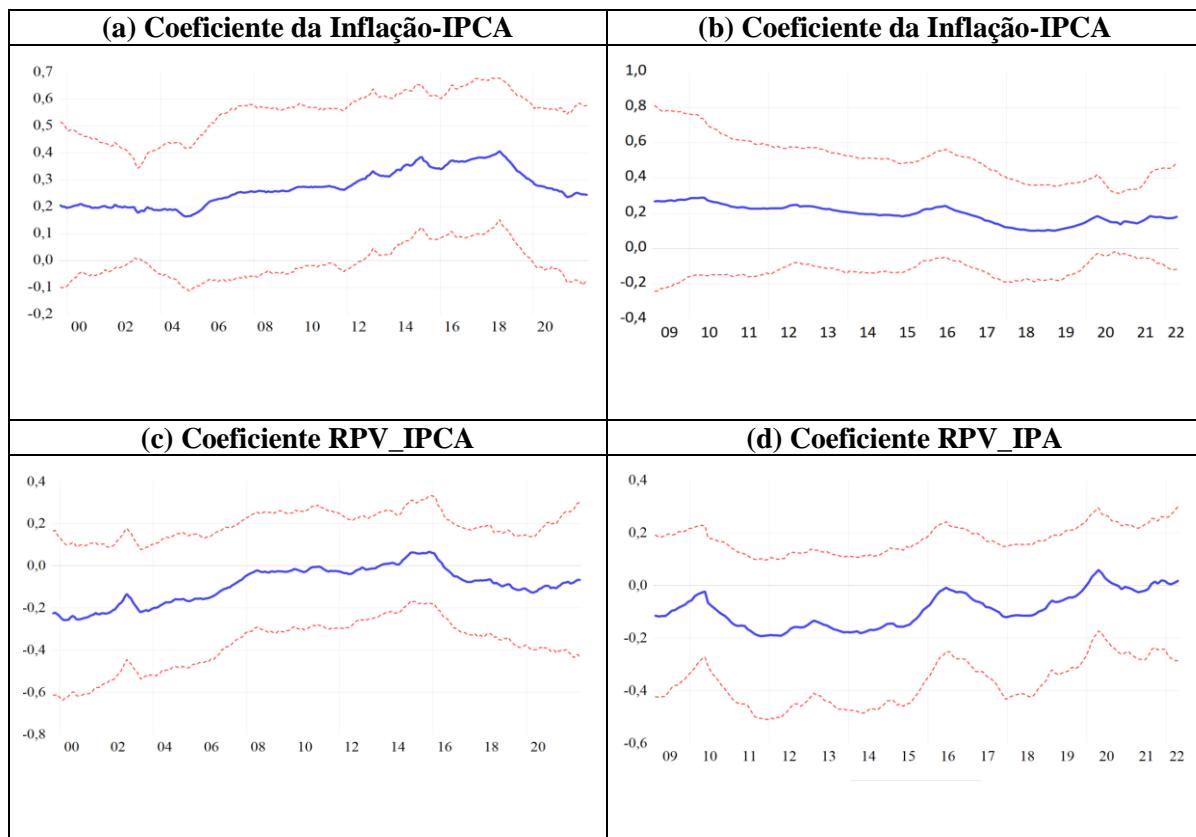
Os intervalos de confiança tornam-se mais amplos em períodos de maior incerteza econômica, como a crise financeira de 2008 e a pandemia da Covid-19, refletindo a maior volatilidade e complexidade desses cenários. Após o pico inicial da pandemia, a linha azul do gráfico começa a apresentar tendência de queda, sugerindo que a economia brasileira passou a se ajustar às novas condições e que os efeitos mais extremos começaram a se dissipar.

A Figura 2(c) ilustra a evolução do coeficiente da variabilidade dos preços relativos (RPV) em relação a ele mesmo, também utilizando um modelo TVP-VAR bayesiano. No início do período analisado (2000-2004), o coeficiente apresenta um valor ligeiramente negativo (-0,1), indicando que a variabilidade dos preços tendia a se estabilizar. Entre 2005 e 2013, observa-se uma leve elevação do coeficiente para valores próximos de zero ou ligeiramente positivos (0 a 0,1), sugerindo que choques externos, como a crise de 2008, aumentaram a persistência da variabilidade dos preços.

A partir de 2014, o coeficiente retorna a valores negativos (-0,1), indicando uma tendência de autocorreção na variabilidade dos preços, possivelmente refletindo um

ambiente econômico mais estável e políticas de contenção inflacionária mais eficazes. Durante a pandemia da Covid-19 (2020-2022), apesar da incerteza associada ao período, o coeficiente se estabiliza, sugerindo que a economia brasileira demonstrou alguma resiliência, retornando gradualmente a padrões mais previsíveis de variabilidade de preços após os choques iniciais.

Figura 2 – Parâmetros variantes no tempo por vetores autorregressivos



Fonte: elaboração própria.

Com relação a Figura 2(b), ao longo do período analisado, o coeficiente da inflação ao produtor (IPA) em relação ao seu RPV mostra uma estabilidade relativa, com valores próximos de 0,2. Entre 2009 e 2014, o coeficiente permanece bastante constante, sugerindo que a resposta do RPV a choques no IPA era estável e moderada. Este comportamento é similar ao observado no gráfico anterior para o IPCA (Figura 5 a) durante os primeiros anos do período analisado.

Entre 2015 e 2017, observa-se uma ligeira tendência de queda no coeficiente, sugerindo que a sensibilidade da variabilidade dos preços relativos aos choques no IPA diminuiu. Esta redução pode estar associada a políticas econômicas ou condições de mercado que ajudaram a estabilizar os preços ao produtor durante esse período. Esse comportamento difere um pouco do observado no gráfico do IPCA, onde o coeficiente

também mostrou flutuações, mas com uma tendência mais pronunciada de aumento e depois de queda após 2014.

Durante o período da pandemia (2020-2022), o coeficiente do IPA mostra uma leve elevação, mas de maneira menos acentuada do que o observado no gráfico do IPCA. Isso sugere que, embora a pandemia tenha aumentado a sensibilidade da variabilidade dos preços relativos a choques no IPA, o impacto foi menos elevado em comparação com os choques no IPCA. Os intervalos de credibilidade também são mais estreitos durante este período, indicando uma maior certeza nas estimativas em comparação com o período de pandemia no gráfico do IPCA.

Comparando os dois gráficos, nota-se que a variabilidade dos preços relativos responde de maneira diferente aos choques no IPCA e no IPA. No caso do IPCA, o período da pandemia mostrou um aumento significativo no coeficiente, refletindo uma maior sensibilidade da variabilidade dos preços relativos às mudanças na inflação ao consumidor. Já no caso do IPA, o aumento durante a pandemia foi mais modesto, sugerindo que os choques na inflação ao produtor tiveram um impacto menor na variabilidade dos preços relativos.

A Figura 2(d) mostra a evolução do coeficiente do RPV da inflação ao produtor (IPA) em relação a ele mesmo. Comparando com o gráfico da evolução do RPV da inflação ao consumidor (IPCA), algumas diferenças e semelhanças podem ser observadas. Ambos os gráficos mostram uma tendência inicial de autocorrelação com coeficientes negativos. No entanto, o coeficiente do RPV do IPCA é mais estável ao longo do tempo, enquanto o RPV do IPA exibe maiores variações.

No período de 2000 a 2004, o coeficiente do IPCA é ligeiramente negativo, indicando uma tendência de estabilização similar ao observado no IPA entre 2009 e 2012. Porém, enquanto o coeficiente do IPCA aumenta gradualmente até 2013-2015, refletindo maior persistência na variabilidade dos preços, o coeficiente do IPA já começa a se aproximar de zero a partir de 2013, sugerindo uma maior persistência antecipada nos preços ao produtor.

Durante a pandemia de COVID-19, ambos os coeficientes mostraram um aumento na incerteza, mas a resposta do RPV do IPA é mais volátil. Isso sugere que a inflação ao produtor é mais sensível a choques econômicos em comparação à inflação ao consumidor. Os preços ao produtor, afetados diretamente por interrupções nas cadeias de suprimentos e mudanças rápidas na demanda, mostram maior volatilidade, enquanto os preços ao consumidor tendem a se ajustar mais lentamente devido à rigidez de preços no varejo.

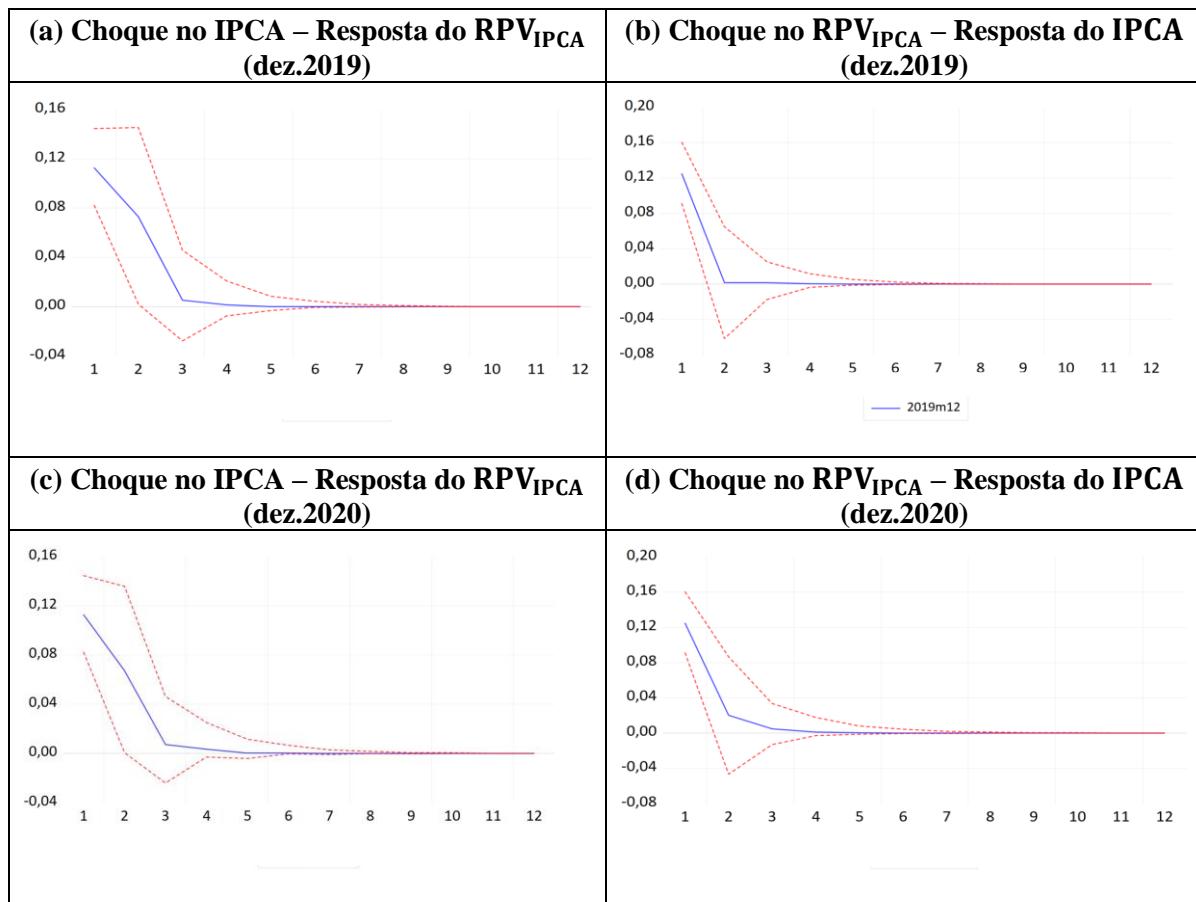
A Figura 3 apresenta as Funções-Resposta Generalizadas para o IPCA e seu RPV, assim como para o IPA e seu RPV. Conforme ilustrado na Figura 3, observa-se que os

choques no IPCA geram efeitos positivos no RPV, tanto no início (Figura 3a) quanto no decorrer da pandemia (Figura 3c), porém, a dispersão do choque ao longo do ano é superior durante a pandemia (Figura 3c). Essa tendência também é observada na resposta do IPCA aos choques no RPV. Esses resultados indicam que a variabilidade dos preços relativos na economia brasileira reage positivamente a choques no IPCA, e vice-versa, sendo mais significativos durante a pandemia do que no início, mas dissipando-se completamente após 12 meses em todos os casos.

Esses resultados podem ser explicados pelo aumento da incerteza econômica durante a pandemia, que levou os agentes econômicos a ajustar seus preços mais frequentemente para refletir as novas condições de mercado. Isso aumentou a variabilidade dos preços relativos em resposta a choques no IPCA. A maior frequência de ajustes de preços pode ser atribuída à necessidade dos agentes econômicos de adaptarem rapidamente seus preços diante da volatilidade da demanda e das condições de mercado incertas. Durante a pandemia, os choques de demanda foram mais proeminentes devido às mudanças no comportamento do consumidor e às restrições econômicas.

A resposta positiva do RPV aos choques no IPCA pode ser resultado dessas mudanças abruptas na demanda. Além disso, problemas na cadeia de suprimentos e outras restrições de oferta durante a pandemia contribuíram para uma maior variabilidade dos preços relativos, exacerbando a resposta do RPV aos choques no IPCA. Diversas medidas de estímulo econômico foram implementadas durante a pandemia para mitigar os impactos econômicos, influenciando tanto a demanda quanto a oferta e resultando em uma resposta mais significativa do RPV aos choques no IPCA. A confiança na eficácia das políticas governamentais impactou as expectativas dos agentes econômicos, levando a ajustes mais frequentes nos preços. A teoria dos custos de menu sugere que os custos associados ao ajuste de preços podem variar ao longo do tempo. Durante a pandemia, os custos de ajustar os preços podem ter diminuído devido à necessidade urgente de reagir a condições econômicas rapidamente mutáveis.

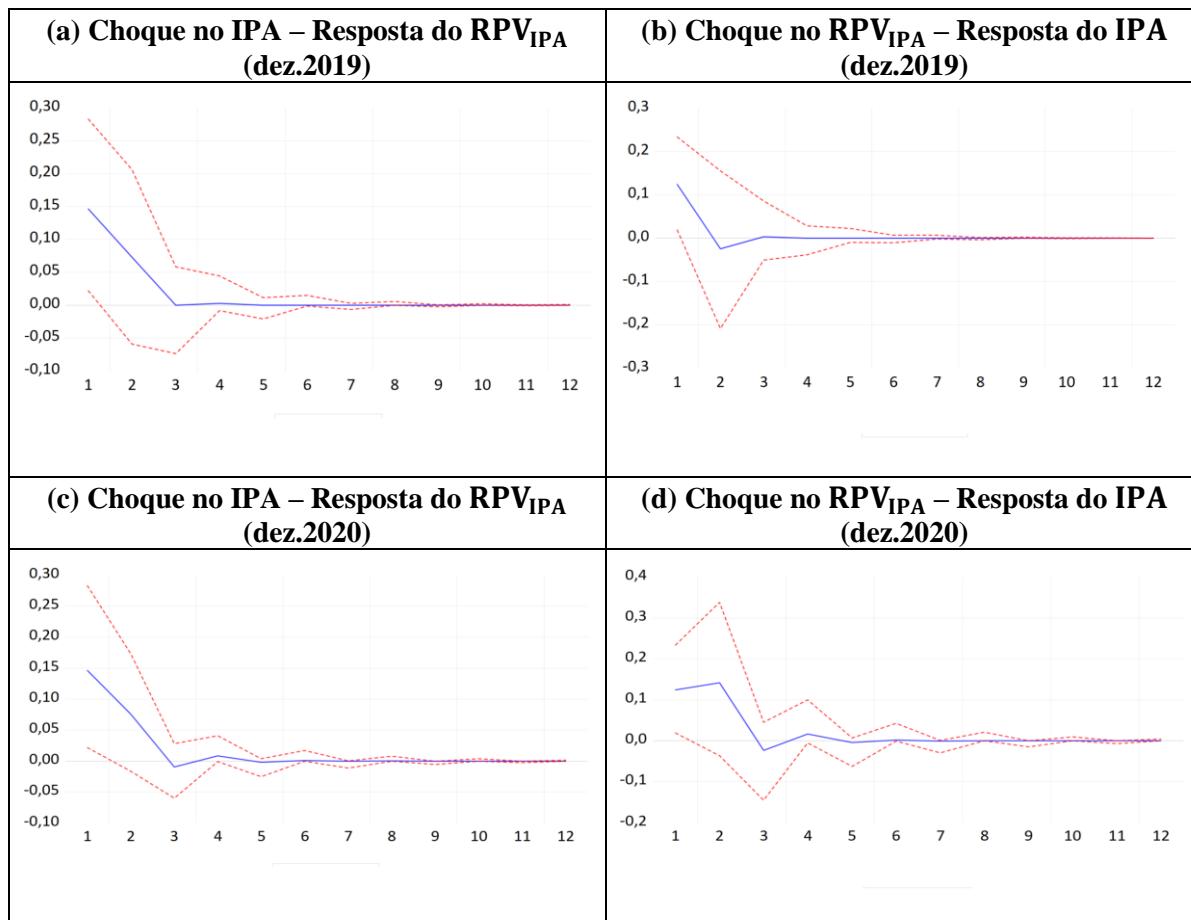
A menor rigidez de preços durante períodos de alta incerteza resultou em ajustes mais frequentes, aumentando a variabilidade dos preços relativos. A dissipação completa dos efeitos após 12 meses sugere que esses choques, embora significativos no curto prazo, não têm efeitos duradouros na estrutura dos preços relativos e da inflação. Portanto, os resultados observados nas funções-resposta generalizadas podem ser atribuídos a uma combinação de expectativas racionais, flexibilidade de preços, choques de demanda e oferta, políticas econômicas e ajustes de custos durante um período de alta incerteza econômica como a pandemia.

Figura 3 – Impulso-Resposta generalizadas para os preços ao consumidor

Fonte: elaboração própria.

O comportamento dos choques ao produtor apresentou uma dinâmica ligeiramente distinta, conforme evidenciado na Figura 4. A resposta da RPV_{ipa} aos choques no IPA, tanto no início (Figura 4a) quanto no meio da pandemia (Figura 4c), revelou resultados semelhantes, com impactos positivos e significativos que se dissiparam ao longo de 12 meses. Entretanto, a resposta do IPA aos choques em seu RPV (Figura 3 b) mostrou um padrão divergente.

Notavelmente, a reação do IPA aos choques em seu RPV foi mais proeminente no meio da pandemia em comparação com o início. Essas observações destacam a complexidade das interações entre os choques de preços e as respostas subsequentes dos preços relativos na economia brasileira. Durante a pandemia, a economia experimentou mudanças significativas nas cadeias de suprimentos, padrões de demanda e custos de produção, o que pode ter amplificado as respostas dos preços ao produtor a variações nos preços relativos.

Figura 4 – Impulso-Resposta generalizadas para os preços ao produtor

Fonte: elaboração própria.

6. Conclusão

Este estudo investigou a relação entre a taxa de inflação e a variabilidade dos preços relativos para os preços ao consumidor (IPCA) e ao produtor (IPA-DI) no Brasil. Considerando o período de agosto de 1999 a abril de 2022, no caso do IPCA, e janeiro de 2009 a abril de 2022, no caso do IPA-DI, com destaque para o período da pandemia da Covid-19. Para isso, foi empregada a metodologia econométrica baseada nos Vetores Autorregressivos com Parâmetros Variantes no Tempo, que permitiram captar a dinâmica temporal dos coeficientes estimados.

Os resultados confirmam uma relação positiva entre a inflação e o RPV, porém com intensidades diferentes entre os preços ao consumidor e ao produtor. Observou-se que, antes da pandemia, os coeficientes relacionados à inflação mantinham-se majoritariamente positivos. No entanto, durante a pandemia, a dinâmica dos preços ao produtor sofreu uma inversão, com coeficientes passando para terreno negativo, indicando uma possível relutância dos produtores em repassar novos custos para os preços

finais. Este comportamento diferenciado ressalta a complexidade das interações entre a inflação e a variabilidade dos preços relativos.

A análise econométrica mostrou que, enquanto a variabilidade dos preços ao consumidor (RPV-IPCA) aumentou significativamente em resposta a choques inflacionários durante a pandemia, a resposta do RPV-IPA foi mais moderada, refletindo diferentes dinâmicas de ajustamento de preços entre consumidores e produtores. Este fenômeno pode ser atribuído a fatores como dificuldades logísticas, interrupções nas cadeias de abastecimento e mudanças no comportamento de demanda, que afetaram de forma mais pronunciada os preços ao consumidor.

Além disso, a investigação destacou a importância de considerar a dispersão dos preços relativos na formulação de políticas econômicas. Políticas adaptativas que levem em conta essas dinâmicas podem ser mais eficazes para mitigar pressões inflacionárias e seus impactos adversos na economia. O estudo também reforça a necessidade de políticas econômicas que consigam lidar com choques inesperados, como os causados pela pandemia, para manter a estabilidade econômica e a eficiência do sistema de preços.

Em suma, os resultados aqui apresentados mostram a importância de se analisar a questão da viabilidade dos preços relativos, tanto no âmbito do consumidor quanto no do produtor. Fica evidenciado que o comportamento de ambos os preços não guarda semelhanças, ainda mais em períodos de crises profundas, como é o caso da pandemia da Covid-19. Dessa maneira, as políticas públicas de controle de inflação devem levar em conta não somente a dinâmica da inflação em si, mas também a dispersão dos preços relativos, pois ela pode impactar o bem-estar social e a tomada de decisão tanto da oferta quanto da demanda.

Referências

- ABDELRAOUF, N.; EL-ABBADI, H.; NOURELDIN, D. Inflation dynamics in Egypt: structural determinants versus transitory shocks. *The Journal of Developing Areas*, v. 55, n. 2, p. 297-320, 2021. <https://doi.org/10.1353/jda.2021.0046>
- ADAM, K.; ALEXANDROV, A.; WEBER, H. Inflation distorts relative prices: theory and evidence. *Centre for Economic Policy Research*, n. 1, p. 1-63, 2023.
- AHMED, M. U.; MUZIB, M.; HASAN, M. Inflation, inflation uncertainty and relative price variability in Bangladesh. *Eurasian Economic Review*, v. 6, n. 3, p. 389-427, 2016. <https://doi.org/10.1007/s40822-016-0055-8>

BAGLAN, D.; YAZGAN, M. E.; YILMAZKUDAY, H. Relative price variability and inflation: new evidence. *Journal of Macroeconomics*, v. 48, p. 263-282, 2016. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2016.04.004>

BALK, B. M. Does there exist a relation between inflation and relative price-change variability? The effect of the aggregation level. *Economics Letters*, v. 13, n. 2-3, p. 173-180, 1983. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(83\)90081-2](https://doi.org/10.1016/0165-1765(83)90081-2)

BALL, L.; MANKIW, N. G. A sticky-price manifesto. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, p. 127-151, 1994. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(94\)00016-6](https://doi.org/10.1016/0167-2231(94)00016-6)

BALL, L.; MANKIW, N. G. Relative price changes as aggregate supply shocks. *Quarterly Journal of Economics*, v. 110, p. 161-193, 1995. <https://doi.org/10.2307/2118514>

BARRO, R. J. Rational expectations and the role of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, v. 2, n. 1, p. 1-32, 1976. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(76\)90002-7](https://doi.org/10.1016/0304-3932(76)90002-7)

BOARETTO, G.; GOMES DA SILVA, C. O. Inflation and price variability in Brazil: a time-varying parameter approach. *Economics Bulletin*, v. 38, p. 1947-1956, 2018.

CARABALLO, M. A.; DABÚS, C. Price dispersion and optimal inflation: the Spanish case. *Journal of Applied Economics*, v. 16, n. 1, p. 49-70, 2013. [https://doi.org/10.1016/S1514-0326\(13\)60003-3](https://doi.org/10.1016/S1514-0326(13)60003-3)

CERDA, R.; SILVA, A.; LÜDERS, R. Price controls, hyperinflation, and the inflation-relative price variability relationship. *Empirical Economics*, v. 61, n. 4, p. 1725-1748, 2021. <https://doi.org/10.1007/s00181-020-01953-w>

CHOI, C. Y. Reconsidering the relationship between inflation and relative price variability. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 42, n. 5, p. 769-798, 2010. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2010.00307.x>

CHOI, C. Y.; KIM, Y. S. Is there any asymmetry in the effect of inflation on relative price variability? *Economics Letters*, v. 108, n. 2, p. 233-236, 2010. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2010.04.005>

CHOI, C. Y.; KIM, Y. S.; O'SULLIVAN, R. Inflation targeting and relative price variability: what difference does inflation targeting make? *Southern Economic Journal*, v. 77, n. 4, p. 934-957, 2011. <https://doi.org/10.4284/0038-4038-77.4.934>

CUKIERMAN, A.; WACHTEL, P. Differential inflationary expectations and the variability of the rate of inflation: theory and evidence. *The American Economic Review*, v. 69, n. 4, p. 595-609, 1979.

DEBELLE, G.; LAMONT, O. Relative price variability and inflation: evidence from U.S. cities. *Journal of Political Economy*, v. 105, n. 1, p. 132-152, 1997. <https://doi.org/10.1086/262068>

DERYUGINA, E. et al. The role of regional and sectoral factors in Russian inflation developments. *Economic Change and Restructuring*, v. 52, n. 4, p. 453-474, 2019. <https://doi.org/10.1007/s10644-018-9232-y>

DURBIN, J.; KOOPMAN, S. J. *Time series analysis by state space methods*. Oxford: Oxford University Press, 2001.

EGBUNA, E. N. et al. Inflation thresholds and relative price variability in the ECOWAS region. *WAMI Occasional Paper Series*, n. 20, p. 1-36, 2020.

FAVA, V. L.; CYRILLO, D. C. Inflação e dispersão de preços relativos: qual a direção da causalidade? *Economia Aplicada*, v. 3, n. 3, p. 438-456, 1999.

FERREIRA, S. G. Inflação, regras de reajuste e busca sequencial: uma abordagem sob a ótica da dispersão de preços relativos. *Prêmio BNDES de Economia*, n. 19, p. 1-83, 1995.

FISCHER, S. Relative shocks, relative price variability, and inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 2, p. 381-441, 1981. <https://doi.org/10.2307/2534344>

GHAURI, S. Revisit the relationship between two inflation indicators: case of Pakistan. *International Journal of Experiential Learning e Case Studies*, v. 5, n. 2, p. 236-249, 2020. <https://doi.org/10.22555/ijelcs.v5i2.34>

GOMES DA SILVA, C. Política monetária e variabilidade dos preços relativos: uma análise do caso brasileiro. In: *Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia*. 2007.

GOMES DA SILVA, C. Relative price variability in Brazil: an analysis of headline and core inflation rates. *Nova Economia*, v. 25, p. 83-100, 2015. <https://doi.org/10.1590/0103-6351/1459>

GUILLÉN, D.; GARCIA, M. Dispersão na fixação de preços no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 65, p. 47-69, 2011. <https://doi.org/10.1590/s0034-71402011000100004>

HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. 1. ed. Princeton: Princeton University Press, 1994.

HANSEN, B. Testing for parameter instability in linear models. *Journal of Policy Modeling*, v. 14, p. 517-533, 1992. [https://doi.org/10.1016/0161-8938\(92\)90019-9](https://doi.org/10.1016/0161-8938(92)90019-9)

HANSEN, B. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing and inference. *Journal of Econometrics*, v. 93, n. 2, p. 345-368, 1999. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(99\)00025-1](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(99)00025-1)

HERCOWITZ, Z. Money and the dispersion of relative prices. *Journal of Political Economy*, v. 89, p. 328-356, 1981. <https://doi.org/10.1086/260968>

JARAMILLO, C. F. Inflation and relative price variability: reinstating Parks' results. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 31, n. 3, p. 375-385, 1999. <https://doi.org/10.2307/260117>

KARAHAN, H.; YAZGAN, M. E. Searching for the optimal level: inflation and price variability in Turkey. *The Singapore Economic Review*, v. 68, n. 1, p. 1-25, 2019. <https://doi.org/10.1142/S0217590819500231>

KOOP, G.; KOROBILIS, D. Bayesian multivariate time series methods for empirical macroeconomics. *Foundations and Trends in Econometrics*, v. 3, n. 4, p. 267-358, 2010. <http://dx.doi.org/10.1561/0800000013>

KOOP, G.; POTTER, S. M. Time-varying VARs with inequality restrictions. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 35, n. 7, p. 1126-1138, 2011. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2011.02.001>

KREMER, S.; BICK, A.; NAUTZ, D. Inflation and growth: new evidence from a dynamic panel threshold analysis. *Empirical Economics*, v. 44, n. 2, p. 861-878, 2013. <https://doi.org/10.1007/s00181-012-0553-9>

LANDAU, E.; PEIXOTO, S. S. Inflação, indexação e preços relativos: novas evidências para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 22, n. 1, p. 125-168, 1992.

LOPES, F. L. Inflação inercial, hiperinflação e desinflação: notas e conjecturas. *Revista de Economia Política*, v. 5, n. 2, p. 135-151, 1985.

LUCAS, R. Some international evidence on output-inflation tradeoffs. *American Economic Review*, v. 63, p. 326-334, 1973.

MILLS, F. C. *Behavior of prices*. New York: National Bureau of Economic Research, 1927.

NATH, H. K.; SARKAR, J. Inflation and relative price variability: new evidence from survey-based measures of inflation expectations in Australia. *Empirical Economics*, v. 56, n. 6, p. 2001-2024, 2019. <https://doi.org/10.1007/s00181-018-1422-y>

NAUTZ, D.; SCHARFF, J. Inflation and relative price variability in a low-inflation country: empirical evidence for Germany. *German Economic Review*, v. 6, n. 4, p. 507-523, 2005. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0475.2005.00144.x>

PARKS, R. W. Inflation and relative price variability. *Journal of Political Economy*, v. 86, n. 1, p. 79-95, 1978. <https://doi.org/10.1086/260648>

PARSLEY, D. Inflation and relative price variability in the short and long run: new evidence from the United States. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 28, p. 323-341, 1996. <https://doi.org/10.2307/2077978>

PEREIRA, H. C. I. Inércia inflacionária, rigidez nominal e preços relativos da economia brasileira: uma análise setorial entre 1999 e 2016. *Perspectiva Econômica*, v. 14, n. 1, p. 1-16, 2018. <https://doi.org/10.4013/pe.2018.141.01>

PEREIRA, H. C. I.; SOUZA, M. C. Inflação e volatilidade de preços relativos: evidências de painéis longos e painel de vetores autorregressivos para a economia brasileira pós-Plano Real. *Revista Análise Econômica*, v. 36, p. 1-25, 2018. <https://doi.org/10.22456/2176-5456.70750>

RESENDE, M.; GRANDI, R. Inflação e variabilidade dos preços relativos no Brasil: a questão da causalidade. *Revista Brasileira de Economia*, v. 46, n. 4, p. 595-606, 1992.

ROMER, D. *Advanced macroeconomics*. 2. ed. New York: McGraw-Hill/Irwin, 2001.

ROTEMBERG, J. Sticky prices in the United States. *Journal of Political Economy*, v. 90, n. 6, p. 1187-1211, 1982. <https://doi.org/10.1086/261117>

ROTEMBERG, J. Aggregate consequences of fixed costs of price adjustment. *American Economic Review*, v. 73, p. 433-436, 1983.

SHESHINSKI, E.; WEISS, Y. Inflation and costs of price adjustment. *The Review of Economic Studies*, v. 44, n. 2, p. 287-303, 1977. <https://doi.org/10.2307/2297067>

SILVA, A. M.; KADOTA, D. K. Inflação e preços relativos: medidas de dispersão. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 12, n. 1, p. 1-21, 1982.

SIMONSEN, M. H. *Inflação: gradualismo x tratamento de choque*. 6. ed. Rio de Janeiro: Apec Editoras, 1970.

YAMAK, R.; ERDEM, H. F.; KOÇAK, S. Relative price variability and inflation in Turkey: results from Kalman filter estimation. *Financial Studies*, n. 1, p. 28-40, 2017.