UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO ACADÊMICO DO AGRESTE
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

GENÉSIO AVELINO DA SILVA NETO

Assimetria no Repasse Cambial: Uma análise para estados selecionados

Caruaru
2024

GENÉSIO AVELINO DA SILVA NETO

Assimetria no Repasse Cambial: Uma análise para estados selecionados

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco, como requisito parcial para obtenção do título de mestre em Economia. Área de concentração: Economia Regional

Orientador (a): Klebson Humberto De Lucena Moura

Caruaru

2024

.Catalogação de Publicação na Fonte. UFPE - Biblioteca Central

Silva Neto, Genesio Avelino da.
Assimetria no Repasse Cambial: Uma análise para estados selecionados / Genesio Avelino da Silva Neto. - Caruaru, 2024.
44f.: il.

Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Pernambuco, Centro Acadêmico do Agreste, Programa de Pós-Graduação em Economia, 2024.
Orientação: Klebson Humberto de Lucena Moura.

1. Inflação; 2. Assimetria de Repasse Cambial; 3. Economia Regional. I. Moura, Klebson Humberto de Lucena. II. Título.

UFPE-Biblioteca Central CDD 330

GENÉSIO AVELINO DA SILVA NETO

Assimetria No Repasse Cambial: Uma Análise Para Estados Selecionados

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

Aprovada em: 27/05/2024.

BANCA EXAMINADORA

_____

Prof. Dr. Klebson Humberto de Lucena Moura (Orientador)
Universidade Federal de Pernambuco - UFPE

_____

Prof. Dr. Leandro Willer Pereira Coimbra (Examinador Interno)
Universidade Federal de Pernambuco - UFPE

_____

Dr. Ewerton Felipe De Melo Araújo (Examinador Externo)
Universidade Federal de Pernambuco – UFPE

_____

Dr. Wellington Charles Lacerda Nóbrega (Examinador Externo)
Universidade Federal da Paraíba – UFPB

AGRADECIMENTOS

Aqui expresso minha profunda gratidão a Deus e a todas as pessoas e instituições que contribuíram para a realização desta dissertação.

Agradeço à CAPES, pelos recursos disponibilizados que tornaram este estudo possível e agradeço a todo o corpo docente do PPGECON, pela paciência, pelo apoio e, principalmente, pela inspiração na busca pelo conhecimento. Agradeço especialmente a meu orientador, Prof. Dr. Klebson Humberto de Moura Lucena, que é uma referência para mim e diversos outros estudantes desde a graduação.

Aos colegas e amigos do mestrado, obrigado pelos momentos de solidariedade durante essa árdua mas recompensante jornada. Um agradecimento específico à minha improvável amiga, Síria Moura, que, apesar de tudo, me apoiou bastante em diversos momentos do mestrado.

Muito obrigado a meus familiares, Lúcia Maria, José Geneci e Jéssica Lima, por estarem ao meu lado sempre, e também a todos que, de alguma forma, me incentivaram a concluir este trabalho.

Resumo

Assimetria positiva no repasse cambial é o nome dado ao fenômeno onde os aumentos na taxa de câmbio são mais incorporados ao preço dos produtos e serviços do que as reduções. Esse tema tem motivado trabalhos recentes na literatura econômica brasileira, mas ainda não tem sido abordado sob a ótica estadual. Este trabalho utiliza um modelo de vetores autorregressivos estruturais (SVAR) para medir o nível de assimetria em 10 estados brasileiros durante o período de 2002 a 2022. Os resultados sugerem um padrão regional de assimetria, com uma assimetria positiva mais intensa nos estados do Norte e Nordeste brasileiro, apresentando inclusive repasses contrários aos esperados para as reduções na taxa de câmbio.

Palavras-chave: Inflação; assimetria de repasse cambial; economia regional.

Abstract

Asymmetry in exchange rate pass-through is the phenomenon where increases in the exchange rate are more incorporated into the prices of goods and services than reductions. This topic has motivated recent studies in the brazilian economic literature, but has not yet been addressed from a state perspective. This study uses a Structural Vector Autoregressive (SVAR) model to measure the level of asymmetry in 10 brazilian states during the period from 2002 to 2022. The results suggest a regional pattern of asymmetry, with a more intense asymmetry in the states of the North and Northeast of Brazil, even showing pass-through effects contrary to expectations for reductions in the exchange rate.

Keywords: Inflation; asymmetry of exchange rate passthrough; regional economics.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Gráfico 1 –	Índice de Preços ao Consumidor (IPCA) - variação mensal…….	11
Gráfico 2 –	IPCA e Taxa de Câmbio Dólar Americano/Real (variação acumulada em 12 meses).....	12
Gráfico 3 –	Índice de preços de importação, commodities individuais ponderadas pela proporção das importações de commodities no Brasil…….	29
Gráfico 4 –	Funções Resposta a Impulso (modelo simétrico) - Pernambuco…..	38
Gráfico 5 –	Funções Resposta a Impulso (modelo assimétrico) - Pernambuco...	39
Figura 1 –	Nível de assimetria no repasse cambial dos estados…….	41
Gráfico 6 –	Repasse calculado das variações cambiais para o nível de preços	42
Gráfico 7 –	Função de autocorrelação dos resíduos para cada variável……...	49
Gráfico 8 –	Valor-p dos testes de Portmanteau em diferentes defasagens (modelo simétrico).....	53
Gráfico 9 –	Valor-p dos testes de Portmanteau em diferentes defasagens (modelo assimétrico).....	54
Gráfico 10 –	Funções Resposta a Impulso (modelo simétrico).....	56
Gráfico 11 –	Funções Resposta a Impulso (modelo assimétrico).....	57

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 –	Estatísticas descritivas da variável IPCA…….	27
Tabela 2 –	Estatísticas descritivas da variável Taxa de Câmbio……	28
Tabela 3 –	Estatísticas descritivas da variável Índice de Preços de Commodities	29
Tabela 4 –	Estatísticas descritivas da variável de Volume de Vendas……...	30
Tabela 5 –	Valor-p dos testes de raiz unitária e estacionariedade……..	31
Tabela 6 –	Número de defasagens indicados pelas métricas de informação…….	33
Tabela 7 –	Número de defasagens escolhidas para cada estado……	34
Tabela 8 –	Decomposição da variância após 12 períodos - modelo simétrico…..	36
Tabela 9 –	Decomposição da variância após 12 períodos - modelo assimétrico...	37
Tabela 10 –	Repasse das variações cambiais para o nível de preços em 12 meses	40
Tabela 11 –	Valor-p dos testes de raiz unitária e estacionariedade (após transformação).....	48

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO…… 10

2 REVISÃO DE LITERATURA……... 13

2.1 O CANAL DE TRANSMISSÃO DO CÂMBIO PARA OS PREÇOS……. 13

2.2 DETERMINANTES DO REPASSE CAMBIAL PARA OS PREÇOS INTERNOS 13

2.3 ASSIMETRIA DE REPASSE……... 17

2.3.1 Assimetria de repasse de preços……. 18

2.3.2 Assimetria de repasse cambial…… 18

2.4 ABORDAGEM POR ESTADOS…….. 20

3 METODOLOGIA…… 21

3.1 MODELO…….. 21

3.1.1 A escolha do modelo…… 21

3.1.2 Modelos de vetores autorregressivos…….. 22

3.1.3 Modelo de Vetores Autorregressivos Estrutural (SVAR)……. 22

3.2 DADOS…….. 25

3.2.1 IPCA……... 25

3.2.2 Taxa de Câmbio…… 26

3.2.3 Índice de Preço de Commodities…… 27

3.2.4 Índice de Volume de Vendas no comércio varejista…….. 28

3.3 ESTIMAÇÃO…… 29

3.3.1 Testes de raiz unitária e estacionariedade……. 29

3.3.2 Decomposição da taxa de câmbio……... 30

3.3.3 Seleção do número de defasagens……... 30

3.3.4 Matriz de relações contemporâneas……... 33

4 RESULTADOS…….. 34

4.1 DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA…….. 34

4.2 FUNÇÕES DE RESPOSTA A IMPULSO E MEDIDA DE ASSIMETRIA…… 36

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS……. 40

REFERÊNCIAS……. 42

APÊNDICE A - TESTES DE RAIZ UNITÁRIA E ESTACIONARIEDADE (APÓS TRANSFORMAÇÃO)..... 45

APÊNDICE B - AUTOCORRELAÇÃO DOS RESÍDUOS……. 46

APÊNDICE C - VALOR-P DE PORTMANTEAU……... 50

APÊNDICE D - FUNÇÕES RESPOSTA A IMPULSO……... 52

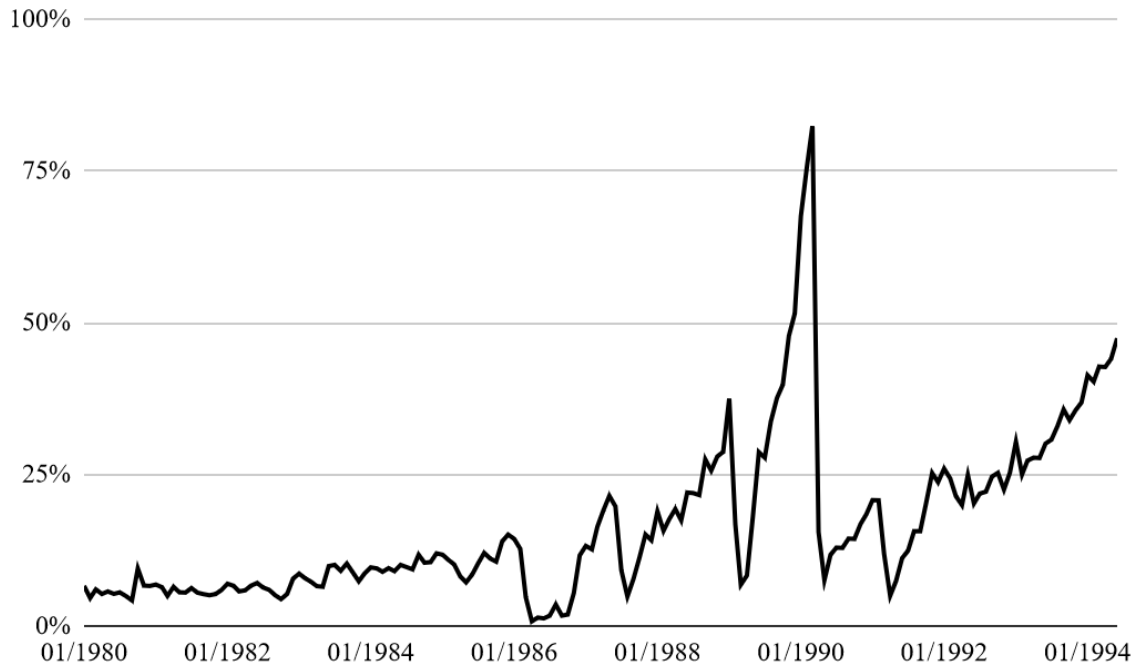
1. INTRODUÇÃO

Choques recentes como a pandemia de coronavírus e a guerra entre Rússia e Ucrânia trouxeram momentos inflacionários que geram preocupações no Brasil e no mundo. A política monetária brasileira, saindo de uma hiperinflação da década de 1980 até o Plano Real, e disputando com relativa frequência as indesejadas primeiras posições de maior taxa de juro real do planeta, desenha um cenário econômico complexo.

Nesse contexto, a relação entre a taxa de câmbio e os preços é crucial. A desvalorização cambial encarece importações e, por consequência, pode elevar custos de produção e, assim, a inflação. Adicionalmente, expectativas de contínua desvalorização podem gerar aumentos salariais e, subsequentemente, impulsionar os preços de bens e serviços, alimentando um ciclo inflacionário.Historicamente, o Brasil enfrentou altos níveis de inflação e, para controlar a inflação, o Banco Central do Brasil (BCB) utiliza a política monetária, principalmente por meio da taxa básica de juros, conhecida como taxa Selic. Quando a inflação está alta, o Banco Central aumenta a taxa de juros para desencorajar o consumo e controlar os preços. Portanto, a alta taxa de juros no Brasil é uma resposta à necessidade de combater a inflação.

Durante a década de 1980 e início da década de 1990, o Brasil passou por um período de hiperinflação, com taxas de inflação extremamente altas. Durante esse período, os preços aumentaram com velocidade extrema, o que afetou severamente a vida das pessoas e a estabilidade econômica do país. A inflação alcançou níveis extraordinariamente altos, chegando a taxas mensais de dois dígitos, conforme ilustra o Gráfico 1.

Gráfico 1 - Índice de Preços ao Consumidor (IPCA) - variação mensal



Fonte: IBGE.

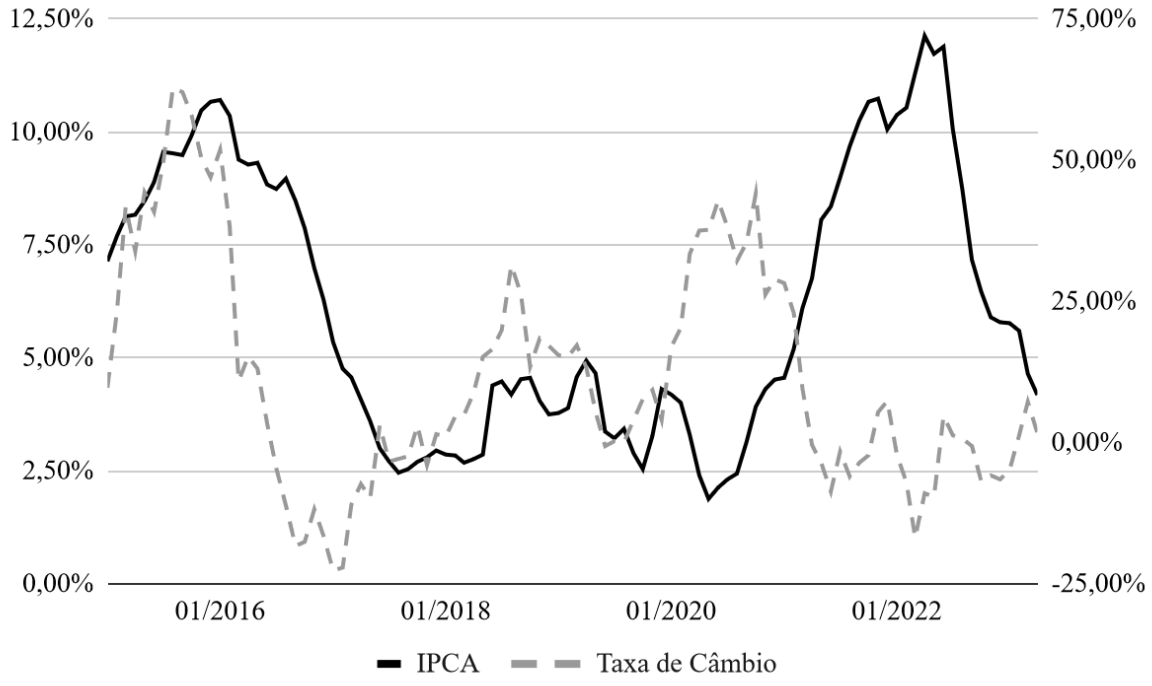
Após o Plano Real, em 1994, e a implementação do Regime de Metas de Inflação (RMI), em 1999, o Brasil experimentou períodos de inflação reduzida, embora ainda acima dos padrões internacionais. Durante esses períodos, as taxas de inflação anual dificilmente chegaram a ficar na casa dos dígitos, estabelecendo um patamar mais gerenciável em comparação com a hiperinflação anterior.

Entre 2015 e 2016, a recessão econômica, combinada com instabilidades políticas e fiscais, resultou novamente em um aumento temporário na inflação. A partir de 2021, os choques de oferta gerados pela pandemia, em especial o aumento nos custos de combustíveis e alimentos, também trouxeram mais um período de elevação de preços ao país.

Nos episódios mais recentes, observa-se uma correspondência evidente entre a desvalorização da moeda nacional e um aumento inflacionário nos meses seguintes. Isso ocorre porque uma desvalorização cambial torna as importações mais caras e pode levar a um aumento dos preços dos produtos importados e também, por conseguinte, dos produtos que dependem de insumos importados.

O Gráfico 2 apresenta, no eixo esquerdo, a variação do IPCA (acumulada em 12 meses) entre janeiro de 2015 e abril de 2023 e, no eixo direito, a variação acumulada em 12 meses da taxa de câmbio em relação ao Dólar Americano.

Gráfico 2 - IPCA e Taxa de Câmbio Dólar Americano/Real (variação acumulada em 12 meses)



Fonte: IBGE e BCB.

Se uma economia depende fortemente de insumos importados para a produção de bens e serviços, uma desvalorização cambial aumentará os custos desses insumos, o que pode levar a um aumento dos preços dos produtos finais. Além disso, mudanças na taxa de câmbio podem também influenciar as expectativas de inflação dos agentes econômicos. Se as pessoas esperam que a desvalorização cambial persista e leve a um aumento geral de preços, elas podem agir de acordo, demandando aumentos salariais ou aumentando os preços de seus produtos e serviços. Isso pode alimentar uma espiral inflacionária, em que as expectativas inflacionárias se tornam auto-realizáveis.

A partir disso surge a assimetria de repasse, um fenômeno observado quando, em meio às variações cambiais, os preços sobem mais facilmente do que caem. Empresas frequentemente incorporam aumentos de custos após desvalorizações cambiais, mas relutam em reduzir preços quando há apreciações. Estudos encontram essa assimetria, apontando para complexidades na transmissão de choques cambiais.

O objeto do presente estudo é a assimetria de repasse, e como isso varia em diferentes estados brasileiros. O estudo investiga como os choques cambiais afetam a inflação e os preços em nível estadual, buscando trazer à tona fatores de transmissão de choques cambiais que possam variar de região para região. Os padrões de reação de cada estado aos choques na

taxa de câmbio podem oferecer informações que facilitem a compreensão tanto da origem da assimetria no repasse cambial como da formação de preços como um todo no país.

Para analisar o comportamento da assimetria de repasse cambial em nível estadual no Brasil, utiliza-se o Modelo de Vetores Auto-regressivos Estruturais (SVAR). Esse modelo permite entender como os choques cambiais impactam a inflação em diferentes estados, identificando e quantificando possíveis assimetrias, o que pode tornar mais claro o processo de formação de preços no país dadas as oscilações cambiais.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. O CANAL DE TRANSMISSÃO DO CÂMBIO PARA OS PREÇOS

A preocupação com as oscilações da taxa de câmbio não é uma exclusividade brasileira. Uma desvalorização da moeda nacional torna os produtos importados mais caros em termos de moeda local. Isso ocorre porque a mesma quantidade de moeda local agora compra menos moeda estrangeira. Os fornecedores de produtos importados podem repassar esse aumento de custo para os consumidores locais, resultando em preços mais altos para esses produtos.

À medida que os produtos importados se tornam mais caros devido à desvalorização cambial, os produtos fabricados localmente podem ganhar uma vantagem competitiva, especialmente se não houver substitutos locais diretos para os produtos importados. Se a concorrência for modesta, os produtores locais podem escolher elevar os preços sem se preocupar em perder participação de mercado.

De acordo com Eichengreen (2002), em economias abertas, há interações complexas entre diferentes variáveis econômicas, como taxas de câmbio, fluxos de comércio e a demanda internacional, que podem criar canais adicionais de transmissão da política monetária, influenciando a eficácia das medidas tomadas para alcançar as metas de inflação.

A rapidez com que as mudanças nas taxas de câmbio ou nos preços das commodities afetam os preços internos, a dificuldade de prever a inflação em meio a choques concomitantes e a dificuldade da autoridade monetária em manter a credibilidade de suas políticas são fatores que tornam as metas de inflação ainda mais desafiadoras em economias emergentes.

Mishkin (2008) reforça que países emergentes costumam ser mais sensíveis ao repasse nos preços de produtos importados e à maior demanda por exportações causada por uma desvalorização cambial. De acordo com o autor, é de fundamental importância promover reformas institucionais que permitam a construção de credibilidade fiscal, monetária e financeira nestes países, para assim viabilizar o sucesso das metas de inflação.

2.2. DETERMINANTES DO REPASSE CAMBIAL PARA OS PREÇOS INTERNOS

Ainda que o efeito das oscilações da taxa de câmbio sobre a inflação seja algo amplamente conhecido, a dimensão desse efeito costuma variar substancialmente de tempos em tempos e de economia para economia. As causas que definem o tamanho do repasse cambial para os preços motivaram então diversos estudos.

De acordo com Krugman e Obstfeld (1998), a lei do preço único é um conceito na teoria econômica que estabelece que, em condições de concorrência perfeita e custos de transporte e barreiras comerciais negligenciáveis, os preços de um bem idêntico devem ser iguais em diferentes locais quando expressos na mesma moeda. Em outras palavras, essa lei postula que, após ajustes cambiais e contabilizando custos de transporte, um mesmo bem deve ter o mesmo preço em diferentes mercados internacionais.

No contexto das discussões sobre o repasse cambial, a lei do preço único sugere que as mudanças nas taxas de câmbio deveriam ser completamente refletidas nos preços dos bens transacionados, garantindo que, em termos relativos, os preços permaneçam os mesmos em diferentes países.

Padrões inesperados na dinâmica dos preços de produtos importados nos EUA durante a década de 1980 desafiaram essas previsões convencionais e motivaram um interesse crescente na pesquisa sobre repasse cambial e comportamento das empresas em mercados globais. Os economistas buscaram entender as razões por trás dessas discrepâncias e desenvolveram modelos diferentes para explicar a interação entre taxas de câmbio e preços em um ambiente econômico globalizado. Estes estudos fornecem uma visão mais realista e abrangente das interações entre variáveis econômicas em um ambiente globalizado.

De acordo com Webber (2000), existem diversas classes de estudos teóricos que podem vir a explicar os determinantes do repasse cambial. Essa análise pode ser abordada tanto de uma perspectiva macroeconômica quanto de uma microeconômica e fornecem ideias complementares para compreender os diferentes mecanismos que podem levar a assimetrias no repasse cambial.

De início, é importante revisitar os modelos teóricos, para assim possibilitar o fornecimento de uma estrutura conceitual sólida para entender e explicar os mecanismos subjacentes à relação entre mudanças cambiais e preços. Os primeiros estudos a esse respeito, encontraram grande importância na adaptação das margens de lucro às variações cambiais, em especial ao analisar as exportações japonesas para os Estados Unidos na década de 1980.

Em uma significativa e pioneira contribuição, Dornbusch (1985) discutiu, através de uma série de modelos, os mecanismos pelos quais as mudanças cambiais podem afetar os preços, incluindo fatores como a substituibilidade dos produtos, custos salariais, o número de firmas domésticas e estrangeiras e a estrutura de mercado.

Mann (1986) descreve e analisa dados de preços, taxa de câmbio e margens de lucro da economia americana de 1977 a 1985, utilizando gráficos, tabelas e comparações com

modelos teóricos. Através disso, foi possível constatar que grande parte das desvalorizações do dólar foi absorvida pela redução nas margens de lucro dos exportadores por até mais de dois anos.

A partir daí, os estudos passaram a focar na estratégia de precificação das firmas. Krugman (1987) explora a teoria do "*Pricing to Market*" (PTM), que se refere ao comportamento das empresas exportadoras de fixar os preços de seus produtos na moeda do mercado importador para manter seus preços finais estáveis quando a demanda do mercado importador for altamente elástica, mesmo quando ocorrem mudanças nas taxas de câmbio. Estas variações na taxa de câmbio seriam então parcialmente ou totalmente absorvidas pela firma exportadora.

As expectativas futuras também podem ter um impacto direto na maneira como as empresas enfrentam mudanças nas taxas de câmbio e ajustam sua estratégia de precificação. Empresas que conseguem antecipar e ajustar suas estratégias de precificação com base em expectativas sólidas sobre as taxas de câmbio podem preservar ou otimizar suas margens de lucro em mercados estrangeiros.

Utilizando um modelo de equilíbrio parcial, para preços domésticos e de exportação em dólares de bens japoneses, Giovannini (1988) incorpora a incerteza cambial e as expectativas na análise do repasse. O autor reconhece que estes fatores, juntamente com a moeda de denominação dos contratos comerciais, a defasagem de preços e a discriminação ex ante de preços por mercado consumidor, desempenham um papel crucial na dinâmica dos preços de bens comercializáveis, explicando divergências da 'lei do preço único'.

Dixit (1989) aborda então a hipótese de “histerese”. Utilizam-se argumentos como custos irrecuperáveis, custos de entrada e saída do mercado para explicar porque uma grande variação cambial temporária pode alterar significativamente uma trajetória de “equilíbrio” de longo prazo na economia.

As estratégias de precificação podem também não estar focadas na maximização de lucro atual. As empresas, por outro lado, podem focar em aumentar sua participação de mercado, aceitar margens de lucro menores em troca de uma maior fatia do mercado e maximizar os lucros apenas no futuro.

Froot e Klemperer (1988) discutem a tomada de decisão estratégica das firmas estrangeiras perante o retorno esperado de seus investimentos em obter participação de mercado, considerando a importância da expectativa quanto à taxa de câmbio futura. De acordo com os resultados dos autores, as firmas estrangeiras tendem a precificar mais

agressivamente quando espera-se que a moeda do mercado comprador mantenha-se valorizada. Por outro lado, se a valorização for percebida como passageira, as empresas dão menos importância à participação de mercado e priorizam suas margens de lucro atuais.

A resposta das margens de lucro às mudanças nas taxas de câmbio pode ser heterogênea entre setores, já que diferentes setores possuem características específicas, como níveis de concorrência, elasticidade da demanda e custos de produção. Desagregar a análise permite identificar variações setoriais nos impactos econômicos, evidenciando como diferentes indústrias respondem às flutuações cambiais.

Goldberg e Knetter (1997) também destacam que, apesar das diferenças específicas de cada setor, em diversos casos, ajustes de margem de lucro sobre o custo costumam compensar uma parte do efeito de uma alteração na taxa de câmbio, o que sugere que o poder de mercado é um fator crucial na definição de preço no mercado doméstico.

Para os Estados Unidos, Yang (1998) encontra que o comportamento dos preços das importações varia entre os setores e essa variação está relacionada às características do setor, como participações de mercado, diferenciação de produtos e relação capital-trabalho.

A precificação das empresas também não ocorre de maneira isolada aos demais fatores da economia. O ambiente macroeconômico pode desempenhar um papel significativo nos resultados econômicos e na forma como as variáveis respondem a choques, como as mudanças nas taxas de câmbio.

O estudo de Goldfajn e Werlang (2000) estima, através de uma estrutura de dados em painel com 71 países, o impacto das depreciações cambiais sobre a inflação durante o período de 1980 a 1998. Os resultados indicam que o tamanho do repasse inflacionário das depreciações cambiais é influenciado principalmente por quatro fatores: o comportamento cíclico da economia, o nível inicial de sobrevalorização da taxa de câmbio real, a taxa inicial de inflação e o grau de abertura da economia.

Considerando a redução do repasse cambial observada após a década de 1980, a análise de Taylor (2000) argumenta que o próprio ambiente de baixa e estável inflação em muitos países levou à redução do repasse cambial, devido à percepção de menor persistência dos choques de custos.

Gagnon e Ihrig (2004) comparam o tamanho do repasse cambial com o comportamento da inflação em 20 países industrializados. O resultado dos autores atribui essa redução no repasse cambial à maior rigidez das autoridades monetárias em perseguir a estabilização de preços. Seguindo estas conclusões, os formadores de preços estariam menos

dispostos a repassar as alterações na taxa de câmbio para seus produtos se esperam que a autoridade monetária irá agir de prontidão para mitigar o aumento de preços.

Campa e Goldberg (2005), em estudo para 23 países da OCDE, verificaram que o repasse cambial para os preços de produtos importados é menor para países com média de inflação baixa e pouca variabilidade cambial. Para uma amostra de 71 países de 1979 a 2000, Choudhri e Hakura (2006) também encontraram evidências de uma associação positiva e significativa entre o repasse cambial e a taxa média de inflação entre os países e períodos analisados.

No entanto, Campa e Goldberg (2005) indicam que a importância quantitativa dos efeitos macroeconômicos, como a efetividade na condução da política monetária, é pequena em seus resultados. Ainda de acordo com este estudo, as mudanças no tamanho do repasse cambial para o preço dos produtos importados nos países analisados costuma refletir mais de perto as mudanças na composição das importações.

Em artigo mais recente, Goldberg e Campa (2010) analisam o repasse cambial para os índices de preços ao consumidor de 21 países industrializados. Os resultados indicam que as variações cambiais exercem grande influência sobre os preços ao consumidor, tanto através das importações diretamente consumidas, quanto através da elevação do custo embutido em bens comercializáveis e não-comercializáveis que são produzidos localmente mas utilizam insumos importados. Os custos de distribuição local, por exemplo, costumam ser menos sensíveis à variação da taxa de câmbio e atenuar o repasse para os preços ao consumidor, a menos que dependam também em grande medida de insumos importados.

Vale destacar que os resultados, em geral, são heterogêneos, o que reflete a complexidade do fenômeno do repasse cambial e a necessidade de considerar uma variedade de fatores econômicos, setoriais e políticos ao analisar o comportamento dos preços em resposta a mudanças cambiais.

2.3. ASSIMETRIA DE REPASSE

Pimentel, Luporini e Modenesi (2016) destacam que, na literatura sobre repasse cambial, é comum considerar que a relação entre o nível de preços e a taxa de câmbio seja simétrica no longo prazo, o que presume implicitamente que o impacto de apreciações e depreciações sejam os mesmos.

No entanto, um ponto de preocupação mais recente na literatura é o fato da magnitude do impacto deflacionário de uma valorização cambial ser diferente da magnitude do impacto inflacionário de uma desvalorização.

2.3.1. Assimetria de repasse de preços

De maneira mais geral, diversos estudos já identificaram que as firmas tendem a incorporar a elevação de custos dos insumos mais rapidamente que a redução, principalmente em mercados relacionados a combustíveis e produtos agrícolas, o que costuma ser chamado de assimetria de preços positiva[1].

O trabalho de Peltzman (2000), por exemplo, analisa centenas de mercados que abrangem tanto bens de produção quanto bens de consumo e verifica uma assimetria de preços positiva. No entanto, o autor ressalta que seus resultados indicam que as possíveis explicações da teoria para este fenômeno, como custos de menu e competição imperfeita, não se mostraram satisfatórias empiricamente.

Meyer e von Cramon-Taubadel (2004) ressaltam que o campo da transmissão de preços assimétrica ainda está longe de ser unificado ou conclusivo, havendo diversos tipos, causas e técnicas econométricas associadas para quantificá-la. A sofisticação estatística foi capaz de descrever a natureza do ajuste assimétrico, mas, em sua maioria, não suficientemente para diferenciar as devidas causas que concorrem para explicá-lo.

A literatura costuma classificar a assimetria na transmissão de preços através de três critérios: o primeiro as divide entre assimetria em velocidade ou magnitude de repasse, o segundo as divide entre assimetria positiva ou negativa, enquanto o terceiro as divide entre assimetria vertical ou espacial (MEYER AND E VON CRAMON-TAUBADEL, 2004).

2.3.2. Assimetria de repasse cambial

No caso do câmbio, este fenômeno é conhecido como assimetria de repasse cambial.

Em concordância com as conclusões de *pricing-to-market* de Krugman (1987), o estudo de Marston (1990) identificou a possibilidade de assimetria no repasse cambial ao constatar que os exportadores japoneses eram mais propensos a reduzir os preços de suas mercadorias em ienes quando a moeda se apreciava, para assim não criar grandes elevações de preço no mercado destino. Por outro lado, mediante uma desvalorização do iene, os exportadores mantinham seus preços fixos na moeda japonesa, de modo a ampliar seu market share no exterior.

Para os setores exportadores, Gil-Pareja (2000) testa potenciais assimetrias no comportamento do repasse cambial usando dados trimestrais de 1988 a 1996 de países

[1] Ver Canêdo-Pinheiro (2012) e Alves et al (2013), por exemplo.

membros da União Europeia. Os resultados do autor indicam um comportamento de *pricing-to-market* simétrico tanto em apreciações quanto em depreciações.

Pollard e Coughlin (2004) estudaram 29 setores da economia americana e identificaram que, em sua maioria, as empresas desses setores reagem de forma assimétrica às valorizações e depreciações da taxa de câmbio, mas a direção da assimetria varia. De acordo com os autores, a assimetria de repasse é determinada majoritariamente pelo tamanho da oscilação cambial em relação a seu valor prévio (grandes variações são incorporadas pelos formadores de preço, enquanto pequenas variações não).

Para o Chile, em um estudo para o repasse cambial para o preço de importados, Álvarez et al (2008) encontraram coeficientes que indicam que o repasse das depreciações é maior do que o das apreciações. Apesar dos resultados sugerirem inicialmente que as desvalorizações do peso chileno são repassadas aos preços de importação numa magnitude maior do que as apreciações, os autores reforçam que, para quase todos os índices, a hipótese nula de que ambos os coeficientes são iguais não é rejeitada.

Correa e Minella (2010) discutem a presença de não linearidades na Curva de Phillips, com foco no efeito de repasse das mudanças nas taxas de câmbio para os preços. A pesquisa utiliza um modelo autorregressivo com limiar (*threshold autorregressive* – TAR) para examinar a possibilidade de um *pass-through* não linear no Brasil. Os resultados indicam que o pass-through de curto prazo é mais alto durante períodos de crescimento econômico, quando a taxa de câmbio se deprecia além de um determinado limiar e quando a volatilidade cambial é menor. De acordo com os autores, essas descobertas podem estar relacionadas ao comportamento de *pricing-to-market*, custos de alteração de preços e incerteza sobre a persistência das mudanças cambiais.

O estudo de Bussiere (2013) também analisa os padrões de repasse cambial em relação aos preços de comércio dos países do G7, buscando entender se existem não linearidades e assimetrias no repasse, ou seja, se as variações nas taxas de câmbio têm efeitos diferentes nos preços de exportação e importação em diferentes direções (apreciação ou depreciação da moeda). O autor conclui que existem evidências de assimetrias mais claras que de não linearidades, e que, embora a direção das assimetrias e a magnitude das não linearidades variem entre os países, estes efeitos não podem ser negligenciados.

Brun-Aguerre et al (2016) utilizam um modelo de correção de erros para calcular a assimetria no repasse cambial para 33 países, de 1980 a 2010. Os autores encontraram que, a longo prazo, as depreciações são repassadas com maior intensidade que as apreciações, e esta

assimetria é ainda mais forte em economias com alta dependência de importações e pode ser atenuada por fatores como liberalização comercial e hiato positivo do produto.

Colavecchio e Rubene (2019), utilizam dados quadrimestrais dos países da zona do Euro e buscam explicar possíveis não linearidades através de uma equação linear única com termos de interação adicionais. Em consonância com Pollard e Coughlin (2004), o resultado dos autores indica que o tamanho da variação cambial é importante para explicar o repasse cambial.

Para o caso brasileiro, Pimentel, Luporini e Modenesi (2016) utilizam dados mensais da taxa de câmbio decomposta em apreciações e depreciações em um modelo SVAR para o período de 1999 a 2013. A média dos resultados indica um repasse cambial assimétrico, em que cerca 11% das depreciações são refletidas para os preços ao consumidor, enquanto apenas 2% das apreciações chegam aos consumidores.

Em estudo mais recente, Pimentel e Modenesi (2023) realizaram uma análise utilizando um modelo SVAR semelhante, mas considerando as desagregações do IPCA. Seus resultados revelam a presença de assimetria no repasse cambial para todas as desagregações, com exceção da inflação de serviços livres.

2.4. ABORDAGEM POR ESTADOS

Ao comparar a assimetria do repasse cambial entre diferentes estados, podemos tentar identificar os fatores que influenciam a resposta das economias locais às mudanças na taxa de câmbio. Essa análise pode definir se os mecanismos de transmissão do repasse cambial são generalizáveis e homogêneos para o país como um todo ou se há fatores específicos que diferem de região para região. Isso pode incluir diferenças na estrutura econômica, na composição do comércio exterior, na rigidez dos preços locais e na elasticidade da demanda.

A diferença no impacto de um choque econômico sobre a dinâmica dos estados ou de países que compõem uma união monetária já foi analisada para a política monetária, por exemplo.

Rocha et al (2011) utilizam um modelo SVAR para calcular como os estados brasileiros reagem a um choque na taxa de juros e então buscam explicar as causas das diferenças. Os resultados indicaram que as diferentes reações estão relacionadas principalmente à composição industrial, o grau de abertura e ao volume de crédito.

Bertanha e Haddad (2008) utilizam um modelo SVAR e técnicas de econometria espacial para medir o impacto e os transbordamentos de um choque de política monetária

sobre o emprego nos estados brasileiros. Concluiu-se que os estados do Norte e Nordeste são os mais afetados pelos choques.

A respeito da assimetria cambial, Colavecchio e Rubene (2019) comparam a forma como os países que compõem a Zona do Euro respondem aos choques cambiais, através de uma curva de Phillips dinâmica. É observado que o repasse cambial para os preços ao consumidor difere consideravelmente entre os países, mesmo estando sob a mesma união monetária. Apesar de não encontrar evidências significantes de diferenças no repasse cambial entre apreciações e depreciações para a Zona do Euro como um todo, os resultados indicam que Alemanha, Espanha e Portugal repassam as apreciações com maior intensidade ao índice de preços ao consumidor, enquanto Bélgica e Luxemburgo repassam mais as depreciações que as apreciações.

3. METODOLOGIA

3.1. MODELO

3.1.1. A escolha do modelo

Para examinar a transmissão dos choques cambiais para a inflação dos estados brasileiros, é estimado um Modelo de Vetores Auto-regressivos Estrutural (SVAR) e obtém-se as funções resposta a impulsos para cada um dos estados. Como visto no referencial teórico, este tipo de modelo costuma ser uma escolha adequada quando se deseja analisar a dinâmica e os efeitos dos choques econômicos em um sistema de variáveis endógenas. Belaisch (2003), Pimentel, Luporini e Modenesi (2016) e Pimentel e Modenesi (2023) são exemplos de utilização deste arcabouço para discutir os repasses cambiais.

3.1.2. Modelos de vetores autorregressivos

O modelo SVAR é uma extensão do modelo VAR (Vetores Autorregressivos) que incorpora informações da teoria econômica para identificar relações causais entre as variáveis. Enquanto o VAR captura as relações dinâmicas entre as variáveis ao longo do tempo sem impor restrições teóricas, o modelo SVAR é chamado de "estrutural" porque busca identificar as relações causais subjacentes entre as variáveis econômicas.

Os modelos de vetores autorregressivos surgiram como um avanço dos modelos autorregressivos univariados, para permitir a análise de múltiplas variáveis interdependentes. Eles foram desenvolvidos por em 1980 por Christopher Sims, que recebeu o Prêmio Nobel de Economia por suas contribuições para a análise econométrica de séries temporais. Eles são compostos por um sistema de equações onde cada variável depende de seus próprios valores passados e dos valores passados de outras variáveis do modelo.

3.1.3. Modelo de Vetores Auto-regressivos Estrutural (SVAR)

O SVAR utiliza restrições estruturais baseadas na teoria econômica para identificar os efeitos de choques em uma ou mais variáveis. Em resumo, o SVAR combina a análise econométrica do VAR com a teoria econômica, permitindo uma melhor compreensão das relações de causalidade entre as variáveis.

Para isso, podem ser utilizadas técnicas de identificação, como restrições contemporâneas, para desvendar as relações de causa e efeito entre as variáveis.

A forma algébrica geral de um modelo SVAR com p defasagens é:

$$AY_t = v_0 + B_1 Y_{(t-1)} + B_2 Y_{(t-2)} + \ldots + B_p Y_{(t-p)} + \varepsilon_t \qquad (1)$$

onde:

A é a matriz das relações contemporâneas no tempo t

Y_t é um vetor das variáveis endógenas no tempo t;

$Y_{(t-1)}$, $Y_{(t-2)}$, … , $Y_{(t-p)}$ são os valores passados das variáveis endógenas;

v_0 é um vetor de interceptos;

B_1, B_2, … , B_p são matrizes que representam a relação de causalidade entre as variáveis endógenas em diferentes períodos de tempo;

ε_t é o vetor do termo de erros estruturais, representando as inovações ou perturbações não explicadas pelas variáveis do modelo.

A matriz de variância-covariância do termo de erro, frequentemente representada como Σ, é uma matriz que contém as variâncias dos erros individuais e as covariâncias entre os erros de diferentes variáveis endógenas. Os erros estruturais são idiossincráticos, ou seja, específicos para cada variável e não relacionados entre si, de forma que a matriz de variância-covariância do termo de erro pode ser representada por uma matriz diagonal.

Na presença de um efeito contemporâneo simultâneo de uma variável sobre a outra, como existem múltiplos canais de transmissão dos choques entre as variáveis endógenas, os erros estruturais de uma variável serão necessariamente correlacionados com os regressores da outra variável, o que gera um viés de equação simultânea.

É necessário então isolar os choques estruturais de cada variável. Ao pré-multiplicar todos os elementos de (1) por A^{-1} , é possível obter o Modelo Vetorial Auto Regressivo em sua forma reduzida, que é representada por:

$$Y_t = c_0 + \phi_1 Y_{(t-1)} + \phi_2 Y_{(t-2)} + \ldots + \phi_p Y_{(t-p)} + u_t \qquad (2)$$

onde:

$c_0 = A^{-1} v_0$;

$$\phi_i = A^{-1}B_i;$$

$$u_t = A^{-1}\varepsilon_t.$$

Para o modelo em sua forma reduzida, é possível calcular os parâmetros através de técnicas de estimação padrão, como Mínimos Quadrados Ordinários, sem que haja o viés de equação simultânea. Os parâmetros estimados na forma reduzida podem então ser utilizados para calcular os parâmetros da forma estrutural, mas, para isso, é preciso conhecer a matriz de relações contemporâneas, A.

Na forma reduzida de um modelo SVAR, as variáveis endógenas são expressas em termos de seus próprios valores defasados e dos resíduos do modelo. Esses resíduos representam a parte da variação nas variáveis endógenas que não é explicada pelas defasagens das próprias variáveis. Esses resíduos fornecem então informações sobre as relações contemporâneas entre as variáveis endógenas entre si.

É possível, por meio da análise desses resíduos, inferir os termos da matriz de relações contemporâneas. No entanto, há mais parâmetros a serem calculados na matriz do que informações quanto aos resíduos. Para que o sistema de equações seja identificado, é necessário que sejam impostas restrições na matriz de relações contemporâneas, igualando alguns de seus termos a zero.

A interpretação das restrições impostas irá definir quais variáveis irão afetar as demais contemporaneamente e quais não, de maneira que não haja variáveis que se influenciam simultaneamente. Para que o sistema seja identificado, é necessário a imposição de, no mínimo, $k(k + 1) / 2$ restrições, em que k representa o número de variáveis no modelo.

Através da matriz de relações contemporâneas, com suas devidas restrições, e os parâmetros calculados para a forma reduzida do SVAR, é possível estimar o modelo em sua forma estrutural. Com os choques estruturais devidamente identificados, a função de resposta a impulso pode calcular as respostas das variáveis endógenas a um choque imposto na taxa de câmbio, por exemplo. Isso é feito iterativamente, começando com o período inicial em que o choque é imposto e avançando ao longo do tempo para observar como as variáveis respondem ao choque.

A partir das funções resposta a impulso, é possível então modelar um choque na taxa de câmbio e verificar a magnitude dos repasses cambiais para os preços dos estados. Além

disso, sob presença de assimetria, quantificá-la para cada um dos estados analisados. O grau de assimetria é calculado conforme proposto por Pimentel e Modenesi (2023):

$$A = \frac{R^{+} - R^{-}}{R^{+} + R^{-}} \tag{3}$$

onde:

R^{+} é a estimativa do repasse acumulado sobre o nível de preços após 12 meses de um choque positivo na taxa de câmbio;

R^{-} é a estimativa do repasse acumulado sobre o nível de preços após 12 meses de um choque negativo na taxa de câmbio.

3.2. DADOS

As variáveis utilizadas no modelo estimado são: O Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para determinadas capitais e regiões metropolitanas[2]; a taxa de câmbio Real x Dólar Americano ao final de cada período, disponibilizada pelo Banco Central do Brasil (BCB); o Índice de Preço de Commodities ponderado pela composição das importações brasileiras, calculado pelo Fundo Monetário Internacional (FMI); e o Volume de Vendas do comércio varejista, calculado pelo IBGE. Todos os dados utilizados são de periodicidade mensal e compreendem o período de de 2002 a 2022.

São analisados os dados de dez estados, justamente todos os que são atendidos tanto pelo Volume de Vendas do comércio varejista quanto pelo cálculo do IPCA desde 2002, são eles: Pará, Ceará, Pernambuco, Bahia, Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Rio Grande do Sul e Goiás. Dentro desta análise, os dados de taxa de câmbio e índice de commodities não variam entre os estados.

Apesar de nem todos os estados estarem sendo analisados, há uma considerável heterogeneidade entre os estados disponíveis, o que pode facilitar uma representação adequada de todo o território nacional e possibilitar a identificação de padrões específicos ligados à cada localidade.

[2]Como o IBGE não calcula um índice de preços específico para os estados, o índice de cada capital e região metropolitana servirá como *proxy* do nível de preços estadual.

3.2.1. IPCA

O IPCA é a principal variável de interesse neste trabalho. Indicador oficial de inflação no Brasil, utilizado pelo BCB como referência para o cumprimento das metas de inflação estabelecidas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), O IPCA mede a variação média dos preços de uma cesta de bens e serviços consumidos pelas famílias brasileiras com rendimento mensal de 1 a 40 salários mínimos, em áreas urbanas e metropolitanas do país.

O índice é calculado pelo IBGE mensalmente e divulgado em meados do mês seguinte ao período de referência. A metodologia de cálculo do IPCA envolve a coleta de preços de uma ampla variedade de produtos e serviços, ponderados com base na participação de cada um no orçamento das famílias, de modo a refletir a importância relativa dos diferentes itens de consumo na inflação geral.

Analisar o repasse cambial para os preços ao consumidor não é apenas considerar o impacto direto das mudanças na taxa de câmbio sobre os preços dos bens importados, mas também uma perspectiva dos efeitos indiretos sobre os preços dos bens domésticos que estão relacionados aos preços dos bens importados.

O IBGE seleciona uma amostra representativa de locais de coleta de preços. Esses locais incluem áreas urbanas e metropolitanas, garantindo uma cobertura abrangente das diferentes realidades econômicas e sociais de cada região. Na Tabela 1 são apresentadas as estatísticas descritivas do IPCA para cada um dos estados utilizados neste trabalho.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas da variável IPCA

UF	Local de Coleta	Média	Desvio Padrão	Valor Mínimo	Valor Máximo
BA	Região Metropolitana de Salvador	0,51	0,50	-1,06	3,21
CE	Região Metropolitana de Fortaleza	0,53	0,50	-0,74	3,24
GO	Goiânia	0,51	0,53	-2,12	3,69
MG	Região Metropolitana de Belo Horizonte	0,52	0,45	-1,25	2,58
PA	Região Metropolitana de Belém	0,52	0,50	-1,29	3,22
PE	Região Metropolitana do Recife	0,53	0,49	-1,40	2,97
PR	Região Metropolitana de Curitiba	0,51	0,52	-1,41	3,20
RJ	Região Metropolitana do Rio de Janeiro	0,52	0,47	-0,44	3,25
RS	Região Metropolitana de Porto Alegre	0,51	0,48	-0,90	2,73
SP	Região Metropolitana de São Paulo	0,49	0,40	-0,37	2,88

Fonte: Elaboração própria.

3.2.2. Taxa de Câmbio

A taxa de câmbio refere-se ao valor do dólar dos Estados Unidos (USD) em relação à moeda nacional (real brasileiro, BRL). A taxa de câmbio disponibilizada pelo BCB é geralmente apresentada em taxa de compra e taxa de venda, em que a taxa de venda representa o valor em reais que um indivíduo ou empresa precisaria pagar ao comprar a moeda estrangeira do Banco Central. O dólar dos Estados Unidos é amplamente reconhecido como a principal moeda de reserva e uma referência global nos mercados financeiros internacionais. Muitas transações comerciais e financeiras são denominadas em dólar, o que torna a taxa de câmbio em relação ao dólar uma medida importante e amplamente acompanhada de flutuações cambiais. Na Tabela 2 são apresentadas as estatísticas descritivas da taxa de câmbio em relação ao dólar de 2002 a 2022.

Tabela 2 - Estatísticas descritivas da variável Taxa de Câmbio

Média	Desvio Padrão	Valor Mínimo	Valor Máximo
2,99	1,17	1,56	5,77

Fonte: Elaboração própria.

3.2.3. Índice de Preço de Commodities

O Índice de Preço de Commodities do FMI é uma medida que acompanha as variações nos preços de uma cesta de commodities primárias e produtos básicos. O índice inclui matérias-primas como petróleo, metais, produtos agrícolas e minerais. O FMI calcula vários índices de preços de commodities, cada um focado em um conjunto específico de produtos básicos, o que é utilizado neste trabalho é calculado como uma média dos preços das commodities, em dólares americanos, ponderada pela composição das importações brasileiras.

Levar em consideração um índice de preços de commodities na análise de repasse cambial é de extrema relevância pelo seu impacto no nível de preços, de maneira a incorporar condições da oferta e demanda global que não são diretamente refletidas na taxa de câmbio.

A evolução do índice de 2002 a 2022 é apresentada no Gráfico 3 e suas estatísticas descritivas na Tabela 3.

Gráfico 3 - Índice de preços de importação, commodities individuais ponderadas pela proporção das importações de commodities no Brasil

Fonte: FMI.

Tabela 3 - Estatísticas descritivas da variável Índice de Preços de Commodities

Média	Desvio Padrão	Valor Mínimo	Valor Máximo
85,05	25,56	38,00	150,31

Fonte: Elaboração própria.

3.2.4. Índice de Volume de Vendas no comércio varejista

O Índice de Volume de Vendas no comércio varejista faz parte da Pesquisa Mensal de Comércio (PMC), conduzida mensalmente pelo IBGE. Esses dados são coletados por meio de pesquisas junto a empresas com 20 ou mais pessoas ocupadas na Pesquisa Anual de Comércio que representam diferentes segmentos do comércio varejista brasileiro. As informações coletadas pela PMC incluem a quantidade comercializada e são usadas para calcular o índice ao longo do tempo.

O Índice de Volume de Vendas dos estados é utilizado no modelo devido à sua relação com a demanda agregada. Aumentos no volume de vendas podem indicar uma expansão econômica e aumento da demanda, o que pode levar a pressões inflacionárias se a capacidade produtiva for limitada.

As estatísticas descritivas do Índice de Volume de Vendas para cada um dos estados utilizados neste trabalho são apresentadas na Tabela 4. O ano-base utilizado foi o ano de 2014.

Tabela 4 - Estatísticas descritivas da variável de Volume de Vendas

UF	Média	Desvio Padrão	Valor Mínimo	Valor Máximo
BA	73,87	18,29	40,75	129,13
CE	73,66	21,85	31,71	127,67
GO	72,80	17,51	39,59	128,03
MG	84,33	22,51	43,64	131,22
PA	80,49	23,64	39,35	144,56
PE	75,52	20,06	38,52	134,89
PR	81,14	19,43	45,53	131,58
RJ	79,76	17,66	48,86	135,49
RS	84,36	19,09	51,1	135,82
SP	80,55	22,00	41,59	130,91

Fonte: Elaboração própria.

3.3. ESTIMAÇÃO

3.3.1. Testes de raiz unitária e estacionariedade

Para a estimação do SVAR, é preciso definir se as séries temporais analisadas são estacionárias. Para constatar esse resultado, utilizam-se os testes Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).

Nos testes ADF e PP, a hipótese nula assume que a série temporal possui uma raiz unitária, indicando não estacionariedade. Em contrapartida, no teste KPSS, a hipótese nula assume que a série é estacionária. Dessa forma, para constatar a estacionariedade das variáveis a um nível de significância de 5%, espera-se um valor-p inferior a 0,05 nos testes ADF e PP, mas um valor-p superior a 5% no teste KPSS.

As séries temporais de inflação e volume de vendas são testadas para todos os estados. Já as séries de taxa de câmbio e índice de commodities não se alteram entre eles. Os resultados são apresentados na Tabela 5.

Tabela 5 - Valor-p dos testes de raiz unitária e estacionariedade

	ADF[3]		PP		KPSS	
	Índice de Commodities	**Câmbio**	**Índice de Commodities**	**Câmbio**	**Índice de Commodities**	**Câmbio**
	0,1796	0,8342	0,3895	0,849	0,032	<0,01
UF	**Volume de Vendas**	**IPCA**	**Volume de Vendas**	**IPCA**	**Volume de Vendas**	**IPCA**
BA	0,9271	<0,01	0,9506	<0,01	<0,01	>0,10
CE	0,7455	<0,01	0,9170	<0,01	<0,01	>0,10
GO	0,9683	<0,01	0,9824	<0,01	<0,01	>0,10
MG	0,7047	<0,01	0,5979	<0,01	<0,01	0,0676
PA	0,4639	<0,01	0,3426	<0,01	<0,01	0,0995
PE	0,9071	<0,01	0,9325	<0,01	<0,01	>0,10
PR	0,9078	<0,01	0,8523	<0,01	<0,01	>0,10
RJ	0,9760	0,0102	0,9824	<0,01	<0,01	>0,10
RS	0,3191	<0,01	0,2634	<0,01	<0,01	>0,10
SP	0,8850	<0,01	0,9348	<0,01	<0,01	>0,10

Fonte: Elaboração própria.

Os testes apresentam resultados inequívocos para as variáveis de câmbio, commodities e inflação: Todos eles corroboram para a estacionariedade da variável IPCA e a não estacionariedade da taxa de câmbio, do índice de commodities e do índice de volume de vendas.

Emprega-se então o logaritmo neperiano em primeira diferença das variáveis de taxa de câmbio, índice de commodities e volume de vendas, mantendo a variável de inflação sem alterações. Após a transformação, os resultados indicam estacionariedade para todas as variáveis em todos os estados[4].

3.3.2. Decomposição da taxa de câmbio

Para incorporar a assimetria de repasse no modelo, a série da taxa de câmbio é decomposta, de modo a isolar as variações positivas e negativas em duas variáveis diferentes. Para cada estado analisado, são estimados um modelo simétrico (onde a variável de câmbio não é decomposta) e um modelo assimétrico (com as variações positivas e negativas em duas variáveis diferentes).

[3] Resultado utilizando o melhor grau de defasagens de acordo com o Critério de Informação de Akaike (AIC) em regressão com intercepto e tendência.

[4] A tabela com valor-p dos testes de raiz unitária e estacionariedade após transformação é apresentada no Apêndice A

3.3.3. Seleção do número de defasagens

A seleção de um número adequado de defasagens é fundamental para garantir a adequação, eficiência estatística, precisão das previsões e interpretabilidade dos resultados de um modelo SVAR. Isso requer um equilíbrio entre capturar adequadamente a estrutura de autocorrelação nas séries temporais e evitar a introdução de complexidade excessiva no modelo.

A escolha do número de defasagens em um modelo econométrico pode afetar diretamente os resultados encontrados. Isso ocorre porque o número de defasagens afeta diretamente a dinâmica temporal capturada pelo modelo, o ideal é representar adequadamente a dinâmica temporal dos dados sem se sobreajustar e incorporar os ruídos aleatórios da amostra.

Vale ressaltar que não existe uma maneira infalível de selecionar a quantidade perfeita de defasagens para um modelo econométrico. A escolha do número ideal de defasagens envolve uma combinação de julgamento teórico, análise empírica e técnicas de seleção de modelo.

Conforme Enders (2008), adicionar mais defasagens reduzirá necessariamente a soma dos quadrados dos resíduos estimados, mas também implicará na estimativa de coeficientes adicionais para cada defasagem e então uma perda de graus de liberdade.

Com o objetivo de atender a necessidade de reduzir a soma quadrado dos resíduos sem adicionar muitos coeficientes, existem critérios de informação que podem ser usados, como o Critério de Informação de Akaike (AIC), o Critério de Informação Bayesiano (BIC) e Critério de Informação de Hannan-Quinn (HQIC).

Ainda de acordo com Enders (2008), os critérios AIC e BIC são calculados da seguinte forma:

$$\mathrm{AIC} = -2\ln(L) + 2n \tag{4}$$

$$\mathrm{BIC} = -2\ln(L) + n\ln(T) \tag{5}$$

Já o HQ tem a seguinte fórmula:

$$\mathrm{HQIC} = -2\ln(L) + 2n\ln(\ln(T)) \tag{6}$$

Onde n = número de parâmetros estimados, T = número de observações utilizáveis e L é a função de verossimilhança do modelo, maximizada pelo ajuste do modelo aos dados.

O valor obtido por cada uma dessas fórmulas busca medir o quanto de informação é perdida no modelo. Assim, costuma-se selecionar o número de defasagens que apresentam o

menor valor calculado para os critérios. A Tabela 6 apresenta o número de defasagens que minimizou cada um dos três critérios.

Tabela 6 - Número de defasagens indicados pelas métricas de informação

	AIC	BIC	HQ
BA	1	1	1
CE	1	1	1
GO	1	1	1
MG	1	1	1
PA	3	1	1
PE	1	1	1
PR	1	1	1
RJ	1	1	1
RS	1	1	1
SP	1	1	1

Fonte: Elaboração própria.

No entanto, é possível que alguns dos critérios de seleção de modelos indiquem um número de defasagens que permita autocorrelação residual. Isso pode ser problemático porque a presença de autocorrelação residual no modelo indica que ele não capturou adequadamente toda a estrutura de dependência temporal presente nos dados.

A autocorrelação residual implica a existência de padrões sistemáticos nos resíduos do modelo que não foram explicados pelas variáveis incluídas. Nos modelos analisados neste trabalho, a utilização de apenas uma defasagem, conforme sugeriram os critérios de informação, levou a resultados contraditórios e de difícil interpretação econômica.

Uma outra ferramenta para tentar determinar a quantidade adequada de defasagens no modelo é a análise do gráfico da função de autocorrelação dos resíduos, ou *Autocorrelation Function* (ACF). As linhas verticais no gráfico indicam os valores da autocorrelação, enquanto as linhas horizontais tracejadas em torno de zero representam os limites de confiança para a autocorrelação. Os valores que ultrapassam as linhas horizontais indicam defasagens que ainda contém informação útil não capturada pelo modelo. Estes gráficos são apresentados em detalhes no Apêndice B.

Em resumo, para a variável referente ao índice de commodities, o gráfico ACF sugere a presença de uma autocorrelação positiva dos resíduos na primeira defasagem. Já a variável referente à taxa de câmbio não apresentou indícios de autocorrelação relevantes nos resíduos.

Os gráficos referentes à volume de vendas e nível de preços diferem ligeiramente de estado para estado, mas, em geral, indicam autocorrelação negativa entre a primeira e quarta primeira defasagem da variável de volume de vendas e autocorrelação positiva até a terceira defasagem da variável referente ao índice de preços.

Os testes de Portmanteau também são frequentemente usados para avaliar a adequação de modelos em capturar a autocorrelação residual nas séries temporais. Esses testes podem examinar se há autocorrelação residual significativa em várias defasagens do modelo VAR como um todo.

Foram realizados testes de Portmanteau para os modelos de cada estado, testando a presença de autocorrelação residual em modelos de 1 a 9 defasagens. A hipótese nula do teste de Portmanteau é que não há autocorrelação serial nos resíduos do modelo, ou seja, quanto maior seu valor p, menos indícios há de dependência temporal nos resíduos.

Quanto aos testes de Portmanteau, foi possível verificar que a maior parte dos modelos apresentou resultados melhores utilizando de 4 a 5 defasagens. Em geral, o valor p dos testes aumenta até a quarta ou quinta defasagem e começa a decair logo em seguida. No Apêndice C são expostos os gráficos em que se pode observar a dinâmica do valor p dos testes de Portmanteau em diferentes defasagens para cada um dos estados.

O teste de Breusch-Godfrey também costuma ser utilizado para avaliar a presença de autocorrelação residual. No entanto, em todos os modelos e defasagens testados, este teste apresentou resultados que ainda indicavam a presença de autocorrelação residual, o que pode sugerir que o modelo ainda não está especificado da maneira ideal, independente do número de defasagens.

Buscando selecionar o modelo que melhor capturou a estrutura de autocorrelação nas séries temporais, deu-se preferência então a definir o número de defasagens com base nos modelos que apresentam o maior valor p nos testes de Portmanteau[5]. Dessa forma, a Tabela 7 especifica a quantidade de defasagens escolhida para cada estado.

Tabela 7 - Número de defasagens escolhidas para cada estado

	BA	**CE**	**GO**	**MG**	**PA**	**PE**	**PR**	**RJ**	**RS**	**SP**
Modelo Simétrico	5	4	5	5	4	4	4	4	4	5
Modelo Assimétrico	4	4	5	4	4	4	4	4	4	5

Fonte: Elaboração própria.

[5] Apenas no modelo assimétrico do Ceará, o teste de Portmanteau apresentou um maior valor para 3 defasagens, ainda assim, com o intuito de haver uma uniformidade entre os modelos analisados, foram utilizadas 4 defasagens para este modelo.

3.3.4. Matriz de relações contemporâneas

Parte fundamental do SVAR está na imposição dos coeficientes das relações contemporâneas entre as variáveis. Seja *k* o número de variáveis, é necessário a imposição de, no mínimo, *k(k + 1) / 2* restrições no sistema. Para definir as restrições, costuma-se utilizar a intuição baseada na teoria econômica.

Neste trabalho, foi utilizada a seguinte ordem de restrições: índice de commodities, taxa de câmbio, volume de vendas e índice de preços. No entanto, conforme regra de bolso sugerida por Enders (2008), essas restrições só foram impostas para as variáveis em que correlação de seus resíduos é igual ou superior a |0,2|, para a relação das demais variáveis, foi definido $a_{ij} = 0$. Nos modelos simétricos, a matriz de restrições é conforme a seguir.

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \tag{7}$$

A restrição imposta indica que há uma relação causal unidirecional entre a segunda variável endógena e a primeira variável endógena. No caso do modelo analisado, implica que qualquer mudança no índice de commodities (representada pela primeira coluna da matriz) terá um efeito direto e imediato na taxa de câmbio, mas não o contrário.

Nas outras linhas da matriz de restrições, onde os elementos são iguais a zero, as variáveis não são influenciadas contemporaneamente por outras variáveis no sistema. Em outras palavras, com exceção do efeito do índice de commodities sobre a taxa de câmbio, não há efeitos diretos imediatos das variáveis entre si. Em vez disso, elas podem ser influenciadas por essas outras variáveis ao longo do tempo por meio de canais indiretos ou defasados.

Nos modelos assimétricos, a matriz de restrições é 5x5 e utiliza o mesmo critério. Qualquer mudança no índice de commodities (representada pela primeira coluna da matriz) terá um efeito direto e imediato nas variações positivas e negativas da taxa de câmbio (segunda e terceira linha da matriz).

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \tag{8}$$

4. RESULTADOS

Nesta seção são apresentados os resultados da decomposição da variância dos modelos estimados, seguidos da análise das funções resposta a impulso e das respectivas medidas de assimetria calculadas.

4.1. DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA

A decomposição da variância é uma técnica usada para explorar a importância relativa das diferentes fontes de variação em um modelo. Ela ajuda a quantificar e entender o quanto os choques exógenos em cada uma das variáveis impactam no erro de previsão de uma variável específica. A decomposição da variância para os erros de previsão da variável referente ao índice de preços nos modelos simétricos é apresentada em termos percentuais na Tabela 8.

Tabela 8 - Decomposição da variância após 12 períodos - modelo simétrico

UF	lag	S.E.	commodities	câmbio	vendas	preços
BA	5	0,14	0,10	0,51	0,32	0,06
CE	4	0,14	0,30	0,38	0,23	0,08
GO	5	0,16	0,12	0,44	0,40	0,04
MG	5	0,11	0,15	0,33	0,44	0,07
PA	4	0,13	0,15	0,30	0,49	0,06
PE	4	0,12	0,18	0,40	0,34	0,08
PR	4	0,15	0,18	0,31	0,47	0,04
RJ	4	0,11	0,09	0,64	0,20	0,06
RS	4	0,13	0,25	0,50	0,14	0,11
SP	5	0,08	0,15	0,46	0,30	0,09

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados da decomposição da variância nos modelos simétricos indicam a relevância de choques exógenos no câmbio para explicar os erros de previsão no índice de preços de praticamente todos os estados, sendo o principal fator em 7 dos 10 estados analisados. Os choques no câmbio explicam de 30% a 64% do erro de previsão do índice de preços nos modelos. A taxa de câmbio como principal fator para explicar a inflação já foi encontrada também em Pimentel, Luporini e Modenesi (2016) e Pimentel e Modenesi (2023).

Apesar de ser o principal fator na maior parte dos estados, o câmbio apresenta uma porcentagem especialmente maior no estado do Rio de Janeiro. Enquanto isso, o volume de vendas é o principal fator para os estados do Pará, Paraná e Minas Gerais. O índice de

commodities não é o choque exógeno de maior relevância em nenhum dos estados analisados, mas tem uma porcentagem um pouco maior no Ceará e no Rio Grande do Sul.

Para verificar a presença de assimetria, divide-se a variável da taxa de câmbio em variações positivas e negativas, o resultado da decomposição da variância neste cenário é apresentado na Tabela 8.

Tabela 9 - Decomposição da variância após 12 períodos - modelo assimétrico

UF	lag	S.E.	commodities	câmbio (positivo)	câmbio (negativo)	VV	preços
BA	4	0,14	0,05	0,73	0,07	0,11	0,03
CE	4	0,14	0,17	0,59	0,08	0,11	0,04
GO	5	0,15	0,07	0,49	0,15	0,26	0,03
MG	4	0,10	0,08	0,48	0,24	0,16	0,03
PA	4	0,12	0,06	0,55	0,15	0,21	0,02
PE	4	0,11	0,09	0,54	0,20	0,14	0,03
PR	4	0,15	0,10	0,23	0,34	0,30	0,02
RJ	4	0,10	0,04	0,72	0,12	0,09	0,02
RS	4	0,13	0,1	0,56	0,25	0,05	0,04
SP	5	0,07	0,09	0,59	0,11	0,17	0,04

Fonte: Elaboração própria.

A conclusão mais evidente, a princípio, é de que a relevância dos choques nas variações positivas de câmbio superior à relevância nas variações negativas em 9 dos 10 estados analisados, um indício de assimetria positiva, assim como nos trabalhos de Brun-Aguerre et al (2017) e Pimentel e Modenesi (2023). Nos modelos assimétricos, as variações negativas da taxa de câmbio têm especial relevância apenas para explicar o erro de previsão no Paraná, único estado com um ligeiro indício de assimetria negativa.

4.2. FUNÇÕES DE RESPOSTA A IMPULSO E MEDIDA DE ASSIMETRIA

Dando continuidade à análise, é possível calcular as funções de resposta a impulso dado um choque na taxa de câmbio para o índice de preços de cada um dos estados, a fim de assim chegar a um índice de assimetria.

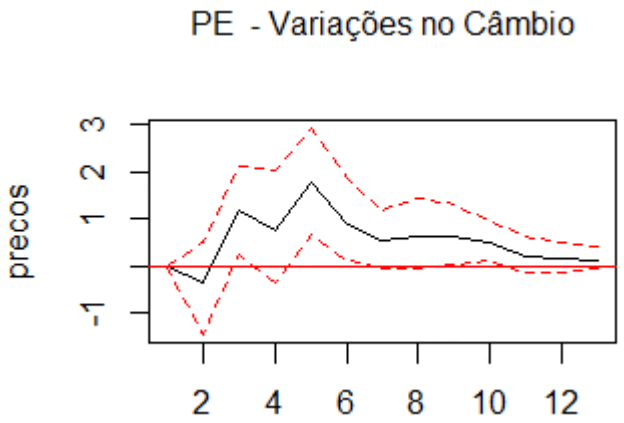
A análise de funções resposta a impulso é usada para examinar como as variáveis endógenas respondem a choques exógenos em períodos subsequentes. Isso envolve calcular as respostas das variáveis a impulsos de um desvio padrão em diferentes períodos de tempo após o choque. Essa análise fornece informações sobre a dinâmica temporal das relações entre

as variáveis. No modelo deste trabalho, estamos interessados nas respostas do nível de preços a choques exógenos no câmbio.

As respostas a impulso podem ser visualizadas graficamente para facilitar a interpretação. Gráficos de linha são apresentados no Apêndice D para mostrar como o índice de preços dos estados responde em 12 períodos a um choque exógeno na taxa de câmbio. Isso pode ajudar a identificar padrões e tendências no repasse aos índices de preços.

O Gráfico 4, por exemplo, contém a função de resposta a impulso obtida para o estado de Pernambuco.

Gráfico 4 - Função Resposta a Impulso (modelo simétrico) - Pernambuco

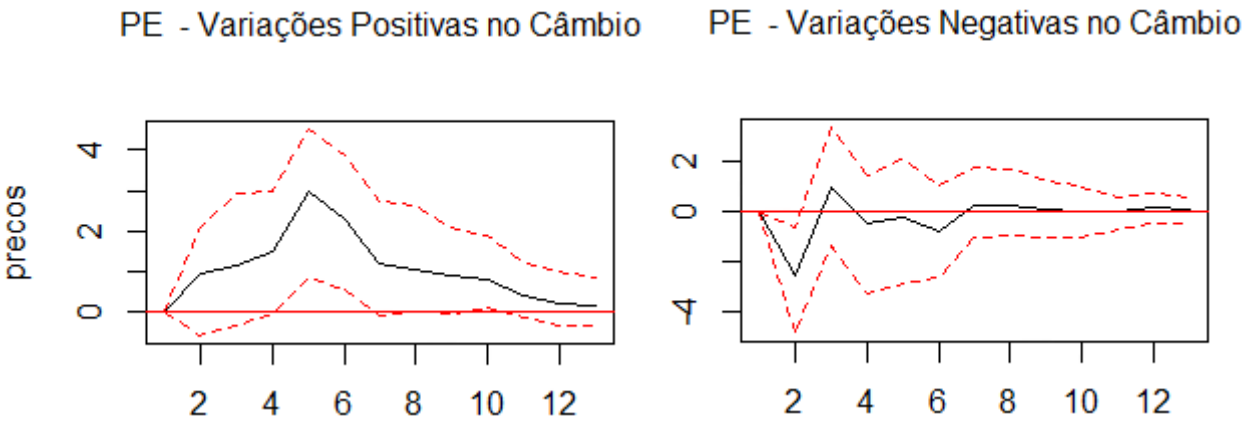


Fonte: Elaboração própria.

De modo sucinto, os gráficos do modelo simétrico indicam, como esperado, um repasse positivo das variações na taxa de câmbio para o índice de preços em todos os estados. O padrão que se nota é de um repasse mais acentuado até o quarto período após o choque inicial, repasse esse que vai se atenuando nos meses seguintes.

Quanto ao modelo assimétrico, o Gráfico 5 ilustra as funções de resposta impulso para o estado de Pernambuco.

Gráfico 5 - Função Resposta a Impulso (modelo simétrico) - Pernambuco



Fonte: Elaboração própria.

É possível perceber que os gráficos dos choques nas variações positivas da taxa de câmbio se assemelham significativamente aos gráficos do modelo simétrico, com repasses positivos que se acentuam especialmente até quatro períodos após o choque inicial. Já os gráficos de choque nas variações negativas do câmbio são mais ambíguos, indicando oscilações de repasse positivo[6] e negativos ao longo dos 12 meses analisados (isto sugere uma volta à elevação dos preços mesmo perante à redução inicial na taxa de câmbio).

Acumula-se então os repasses dos 12 meses analisados no gráfico da função resposta a impulso para comparar a diferença entre os repasses de variações positivas e negativas para os índices de preço de cada estado. Os resultados são expostos na Tabela 10 e, na última coluna, são utilizados os repasses positivos e negativos para calcular o índice de assimetria de cada estado.

[6] Importante notar que "repasse positivo" significa um repasse na mesma direção do movimento no câmbio, ou seja, repasses positivos para a variações negativas indicam quedas no nível de preços e repasses negativos indicam elevações de preços frente a uma queda na taxa de câmbio.

Tabela 10 - Repasse das variações cambiais para o nível de preços em 12 meses

UF	Repasse (simétrico)	Repasse (variações positivas)	Repasse (variações negativas)	Assimetria
BA	8,06	14,00	-2,74	1,49
CE	6,02	5,61	-2,00	2,11
GO	8,40	10,82	4,22	0,44
MG	6,17	10,57	-0,02	1,00
PA	6,34	14,06	-3,61	1,69
PE	7,00	13,52	-2,44	1,44
PR	8,13	7,41	10,36	-0,17
RJ	8,71	16,59	-1,44	1,19
RS	6,48	10,88	0,63	0,89
SP	6,87	10,42	1,68	0,72

Fonte: Elaboração própria.

Começando pelo modelo simétrico, pode-se notar que os repasses cambiais estão consideravelmente no mesmo patamar, sendo observado o maior repasse no Rio de Janeiro e o menor no Ceará. De imediato, não é possível notar qualquer padrão regional nos resultados do modelo simétrico.

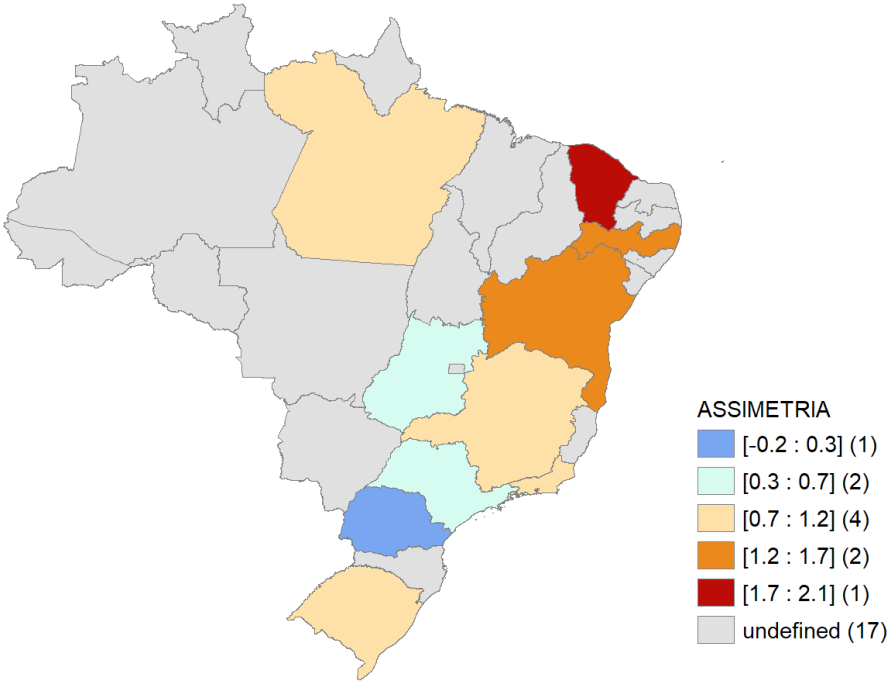
Já no modelo assimétrico, é perceptível que, como esperado, o repasse das variações positivas da taxa de câmbio é superior ao repasse das variações negativas para todos os estados, com exceção do Paraná. O que não é esperado, mais uma vez, é o resultado de um repasse acumulado invertido das variações negativas da taxa de câmbio para alguns estados, o que implica que, ao final dos 12 meses em análise, a redução na taxa de câmbio poderia se converter em aumento de preços nesses estados. Pimentel e Modenesi (2023), ao analisarem para as desagregações do IPCA, só encontram o repasse contrário para a inflação de serviços.

Quanto às variações positivas da taxa de câmbio, essas inequivocamente se convertem em aumentos de preços em todos os estados. Isso pode reforçar a ideia de que os critérios de reação à oscilação cambial são diferentes entre valorizações e desvalorizações.

Em relação ao índice de assimetria, foi verificada uma maior assimetria para os estados do Ceará, Pará e Bahia. Nestes estados, espera-se uma tendência maior ao aumento de preços, principalmente pela não incorporação das variações negativas da taxa de câmbio. O estado do Paraná, por outro lado, apresentou um índice de assimetria negativa, indicando que os preços se movimentam de maneira relativamente mais uniforme entre variações positivas e negativas da taxa de câmbio e podem até incorporar as variações negativas ligeiramente mais que as positivas.

A Figura 1 é uma representação visual de dados geográficos em que os estados são coloridos de acordo com os níveis de assimetria no repasse cambial calculados. Esse tipo de mapa é particularmente útil para visualizar os resultados porque permite identificar padrões espaciais e variações nos dados de forma intuitiva.

Figura 1 - Nível de assimetria no repasse cambial dos estados



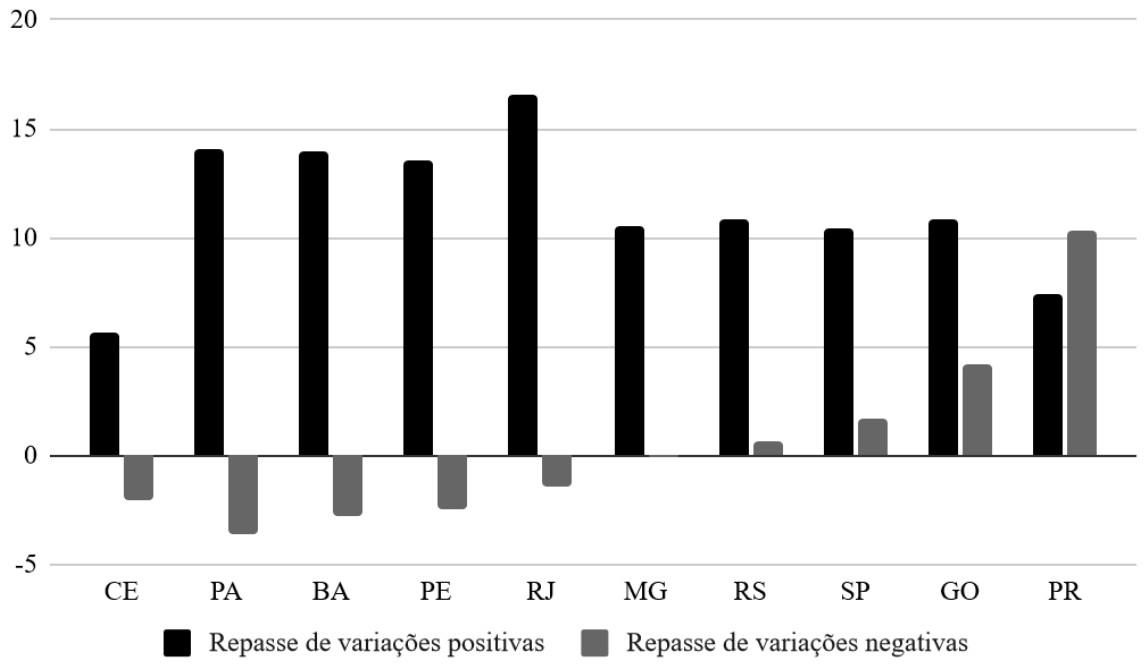
Fonte: Elaboração própria.

A representação no mapa é proveitosa justamente pois torna mais clara a impressão de que há um padrão geográfico na assimetria do repasse cambial. Coincidentemente ou não, os estados com um nível de assimetria no repasse cambial inferior aos demais estão próximos geograficamente. Este padrão pode estar relacionado a diversos fatores de ordem microeconômica e social, como a diversidade econômica e canais de comércio disponíveis.

Ainda assim, o cálculo do próprio índice de assimetria talvez não seja suficiente para entender a dinâmica das diferenças entre os repasses das variações cambiais. O estado de Goiás, por exemplo, tem um repasse das variações positivas que corresponde a quase o dobro do mesmo repasse para o Ceará. Ainda assim, como o repasse das variações negativas tem o sinal contrário ao esperado no Ceará, o índice de assimetria calculado para esse estado acaba sendo bem mais elevado.

O Gráfico 6 apresenta os repasses das variações positivas e negativas, dispondo os estados de maior índice de assimetria à esquerda.

Gráfico 6 - Repasse calculado das variações cambiais para o nível de preços



Fonte: Elaboração própria.

É possível observar que o resultado do índice de assimetria é muito influenciado pelo repasse das variações negativas, sendo especialmente alto para os estados onde este repasse teve o sinal contrário ao esperado. Como o repasse das variações negativas teve o sinal contrário ao esperado para o Rio de Janeiro e todos os estados do Norte e Nordeste, estes foram exatamente os que também apresentaram maior índice de assimetria.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho traz à tona, primeiramente, a relevância do repasse cambial para o nível de preços da economia. Como já atestado em diversos outros trabalhos na literatura brasileira e internacional, as variações na taxa de câmbio podem impactar a inflação do país de maneira expressiva.

O enfoque regional para os canais de repasse cambial, em especial se tratando do repasse assimétrico, traz um ponto de vista inédito. A assimetria positiva no repasse cambial, fenômeno que já foi encontrado para o país como um todo em outros trabalhos, foi verificada em 9 dos 10 estados analisados, mas de maneira heterogênea, apresentando repasses até inesperados em alguns estados.

Através da análise das funções de resposta a impulso foi possível verificar que os estados reagem de maneira muito similar aos choques positivos na taxa de câmbio, enquanto os choques negativos levam a reações diferentes de estado para estado. Além disso, é perceptível que o nível de assimetria de repasse entre os estados pode estar relacionado com a sua disposição geográfica, um informação que pode facilitar a elucidação das origens dessas disparidades.

A partir desses resultados, uma possível extensão pode ser: analisar empiricamente os fatores que podem ser elementos-chave para a disparidade na assimetria de repasse cambial entre os estados. A definição desses elementos-chave pode vir a contribuir para uma coordenação eficaz das políticas econômicas, a fim de viabilizar a previsibilidade dos preços ao consumidor frente às oscilações na taxa de câmbio, e assim garantir a estabilidade e a eficiência do sistema econômico como um todo.

Talvez um bom ponto de partida seja analisar mais a fundo as possíveis causas dos repasses contrários ao esperado para as variações negativas da taxa de câmbio. Utilizar períodos diferentes de análise também pode contribuir para comparar os achados e dar robustez ao estudo.

Por fim, ainda é necessário um estudo mais aprofundado a respeito da definição de critérios de seleção de defasagens específicos para este tipo de modelo, já que os resultados se mostraram consideravelmente sensíveis ao número de defasagens escolhido. O AIC e critérios semelhantes, por exemplo, não levaram a resultados razoáveis. Para os dados utilizados neste trabalho, o teste de Portmanteau e as funções ACF aparentam ser um bom caminho para definir o número de defasagens, mas é de extrema importância que haja um consenso na

literatura a respeito de um intervalo de defasagens adequado ou critérios para a devida definição desse intervalo.

REFERÊNCIAS

ÁLVAREZ, Álvarez Espinoza et al. **Exchange rate pass-through into import prices: the Case of Chile**. Banco Central de Chile, 2008.

ALVES, Alexandre Florindo; TONIN, Julyerme Matheus; CARRER, Marcelo José. Assimetria de transmissão de preço na comercialização da uva fina de mesa no Paraná: 1997 a 2011. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 51, p. 479-498, 2013.

BELAISCH, Ms Agnes. Exchange rate pass-through in Brazil. International Monetary Fund, 2003.

BERTANHA, Marinho; HADDAD, Eduardo Amaral. Efeitos regionais da política monetária no Brasil: impactos e transbordamentos espaciais. **Revista Brasileira de Economia**, v. 62, p. 3-29, 2008.

BRUN-AGUERRE, Raphael; FUERTES, Ana-Maria; GREENWOOD-NIMMO, Matthew. Heads I win; tails you lose: asymmetry in exchange rate pass-through into import prices. **Journal of the Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society**, v. 180, n. 2, p. 587-612, 2017.

BUSSIERE, Matthieu. Exchange rate pass-through to trade prices: The role of nonlinearities and asymmetries. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 75, n. 5, p. 731-758, 2013.

CAMPA, Jose Manuel; GOLDBERG, Linda S. Exchange rate pass-through into import prices. **Review of Economics and Statistics**, v. 87, n. 4, p. 679-690, 2005.

CANÊDO-PINHEIRO, Mauricio. Assimetrias na transmissão dos preços dos combustíveis: o caso do óleo diesel no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 66, p. 469-490, 2012.

CHOUDHRI, Ehsan U.; HAKURA, Dalia S. Exchange rate pass-through to domestic prices: does the inflationary environment matter?. **Journal of International Money and Finance**, v. 25, n. 4, p. 614-639, 2006.

COLAVECCHIO, Roberta; RUBENE, Ieva. Non-linear exchange rate pass-through to euro area inflation: a local projection approach. **Banque centrale du Luxembourg Working Paper**, n. 138, 2019.

CORREA, Arnildo da Silva; MINELLA, André. Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: A Phillips curve model with threshold for Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, p. 231-243, 2010.

DIXIT, Avinash. Hysteresis, import penetration, and exchange rate pass-through. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 104, n. 2, p. 205-228, 1989.

DORNBUSCH, Rudiger. Exchange rates and prices. **National Bureau of Economic Research**, 1985.

EICHENGREEN, Barry et al. Can emerging markets float? Should they inflation target?. **Working Papers Series**, 2002.

ENDERS, Walter. **Applied econometric time series**. John Wiley & Sons, 2008.

FROOT, Kenneth A.; KLEMPERER, Paul D. Exchange rate pass-through when market share matters. **National Bureau of Economic Research**, 1988.

GAGNON, Joseph E.; IHRIG, Jane. Monetary policy and exchange rate pass-through. **International Journal of Finance & Economics**, v. 9, n. 4, p. 315-338, 2004.

GIL-PAREJA, Salvador. Exchange rates and European countries' export prices: An empirical test for asymmetries in pricing to market behavior. **Weltwirtschaftliches Archiv**, v. 136, n. 1, p. 1-23, 2000.

GIOVANNINI, Alberto. Exchange rates and traded goods prices. **Journal of international Economics**, v. 24, n. 1-2, p. 45-68, 1988.

GOLDBERG, Linda S.; CAMPA, José Manuel. The sensitivity of the CPI to exchange rates: Distribution margins, imported inputs, and trade exposure. **The Review of Economics and Statistics**, v. 92, n. 2, p. 392-407, 2010.

GOLDBERG, Pinelopi K.; KNETTER, Michael M. Goods prices and exchange rates: What have we learned?. **Journal of Economic Literature.** Vol. XXXV (September 1997), pp. 1243-1272, 1997.

GOLDFAJN, Ilan; WERLANG, Sergio R. da C. The pass-through from depreciation to inflation: a panel study. **Banco Central do Brasil Working Paper**, n. 5, 2000.
MEYER, Jochen; VON CRAMON-TAUBADEL, Stephan. Asymmetric price transmission: a survey. **Journal of agricultural economics**, v. 55, n. 3, p. 581-611, 2004.

KRUGMAN, Paul R.; OBSTFELD, Maurice. **International economics: Theory and policy**. Pearson Education, 1998.

MANN, Catherine L. Prices, profit margins, and exchange rates. **Fed. Res. Bull.**, v. 72, p. 366, 1986.

MARSTON, Richard C. Pricing to market in Japanese manufacturing. **Journal of International Economics**, v. 29, n. 3-4, p. 217-236, 1990.

MISHKIN, Frederic S. Challenges for inflation targeting in emerging market countries. **Emerging Markets Finance and Trade**, v. 44, n. 6, p. 5-16, 2008.

PIMENTEL, Débora Mesquita; LUPORINI, Viviane; MODENESI, André de Melo. Assimetrias no repasse cambial para a inflação: uma análise empírica para o Brasil (1999 a 2013). **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 46, p. 343-372, 2016.

PIMENTEL, Débora; MODENESI, Andre de Melo. Asymmetric Cost Pass Through: Svar Analysis For Brazil Under Inflation Targeting Regime (1999-2016). **Revista de Economia Contemporânea**, v. 27, p. e232707, 2023.

POLLARD, Patricia S.; COUGHLIN, Cletus C. Size matters: asymmetric exchange rate pass-through at the industry level. **University of Nottingham Research Paper**, n. 2004/13, 2004.

ROCHA, Roberta de Moraes; SILVA, Marcelo Eduardo Alves da; GOMES, Sónia Maria Fonseca Pereira Oliveira. Por que os estados brasileiros têm reações assimétricas a choques na política monetária?. **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, p. 413-441, 2011.

TAYLOR, John B. Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. **European economic review**, v. 44, n. 7, p. 1389-1408, 2000.

WEBER, Anthony G. Partial small country import pass-through, currency composition, and imported inputs. **International Economic Journal**, v. 9, n. 4, p. 13-30, 1995.

WEBBER, Anthony G. Newton's gravity law and import prices in the Asia Pacific. **Japan and the World Economy**, v. 12, n. 1, p. 71-87, 2000.

YANG, Jiawen. Pricing-to-market in US imports and exports: A time series and cross-sessional study. **The quarterly review of economics and finance**, v. 38, n. 4, p. 843-861, 1998.

APÊNDICE A - TESTES DE RAIZ UNITÁRIA E ESTACIONARIEDADE (APÓS TRANSFORMAÇÃO)

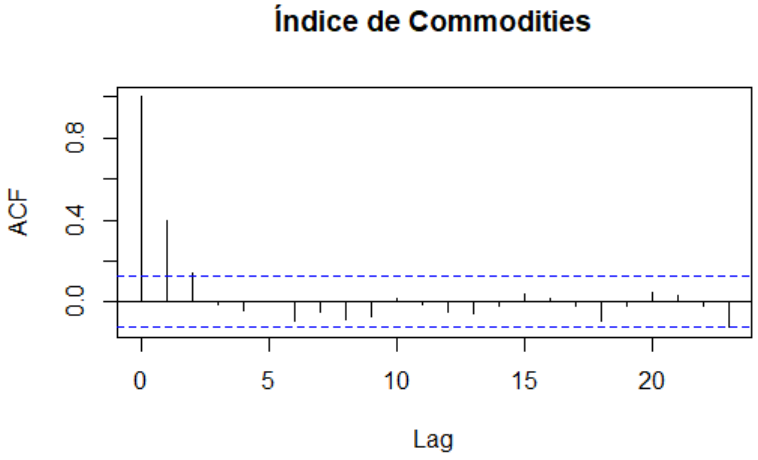
Tabela 11 - Valor-p dos testes de raiz unitária e estacionariedade (após transformação)

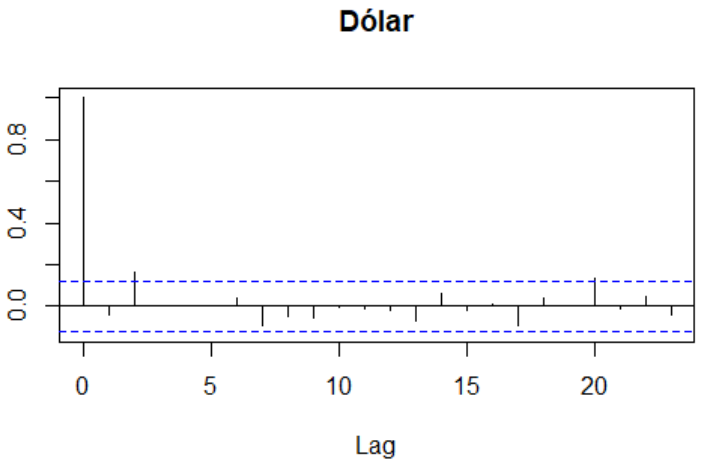
	ADF		PP		KPSS	
	Índice de Commodities	**Câmbio**	**Índice de Commodities**	**Câmbio**	**Índice de Commodities**	**Câmbio**
	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	>0,10	>0,10
UF	**Volume de Vendas**	**IPCA**	**Volume de Vendas**	**IPCA**	**Volume de Vendas**	**IPCA**
BA	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	>0,10	>0,10
CE	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	>0,10	>0,10
GO	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	0,04	>0,10
MG	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	0,08	0,0676
PA	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	>0,10	0,0995
PE	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	>0,10	>0,10
PR	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	>0,10	>0,10
RJ	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	>0,10	>0,10
RS	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	>0,10	>0,10
SP	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	0,0677	>0,10

Fonte: Elaboração própria.

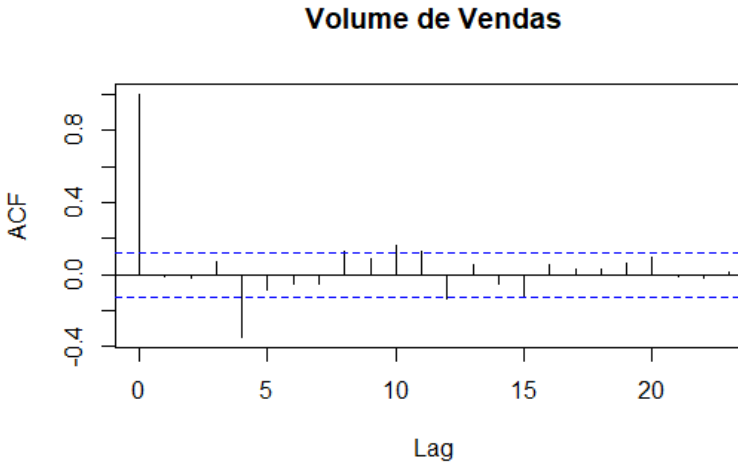
APÊNDICE B - AUTOCORRELAÇÃO DOS RESÍDUOS

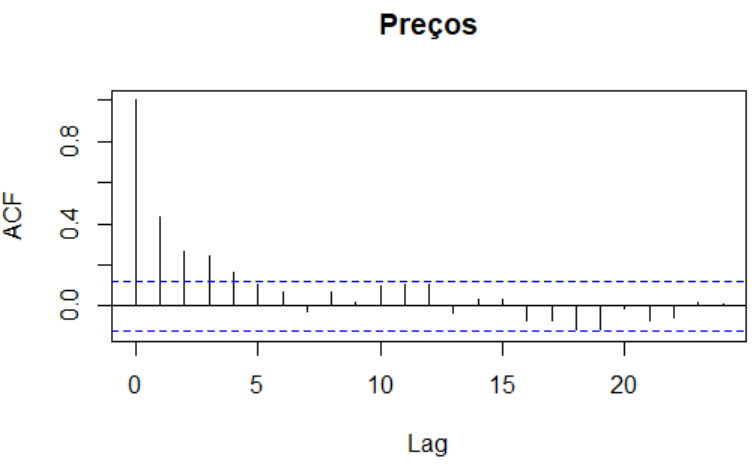
Gráfico 7 - Função de autocorrelação dos resíduos para cada variável



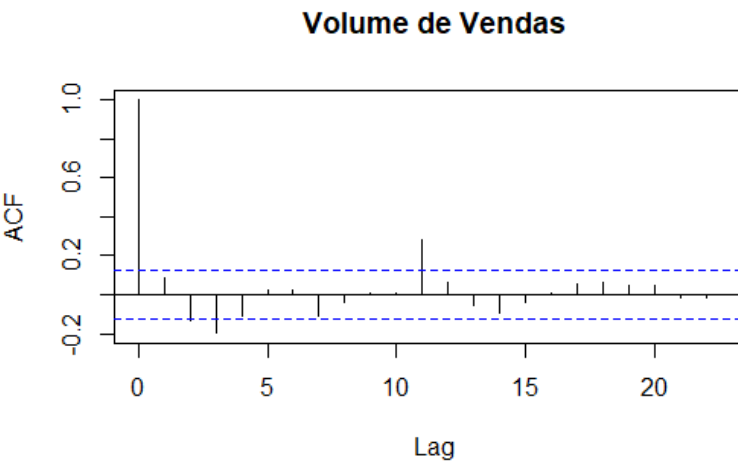


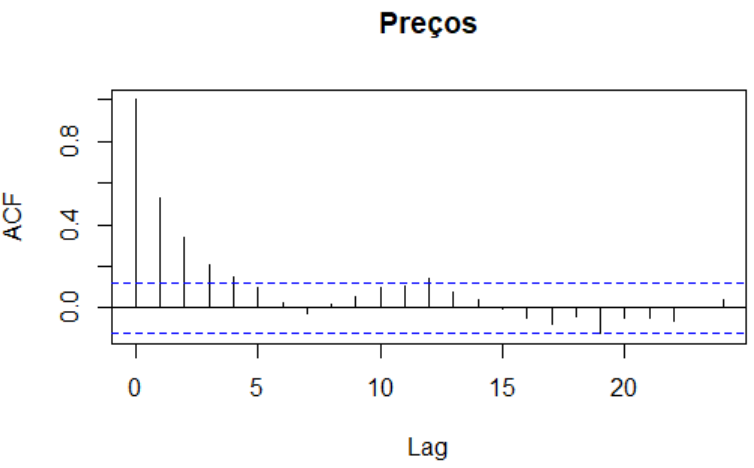
- Bahia



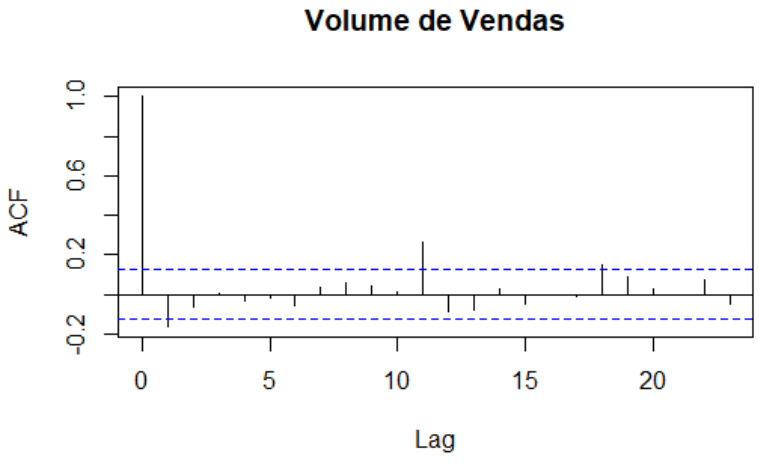


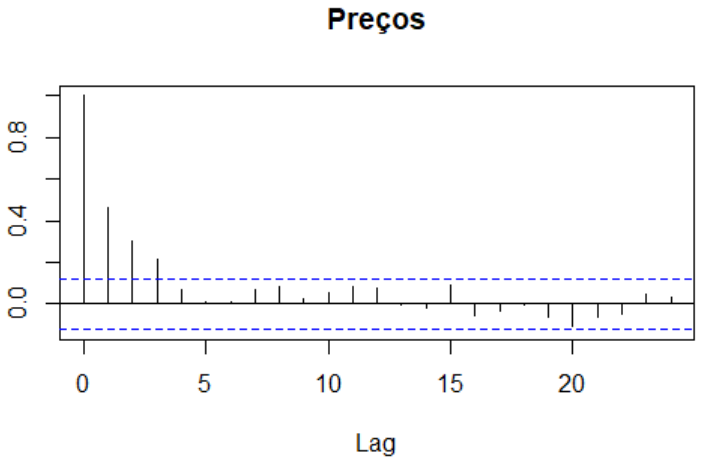
- Ceará



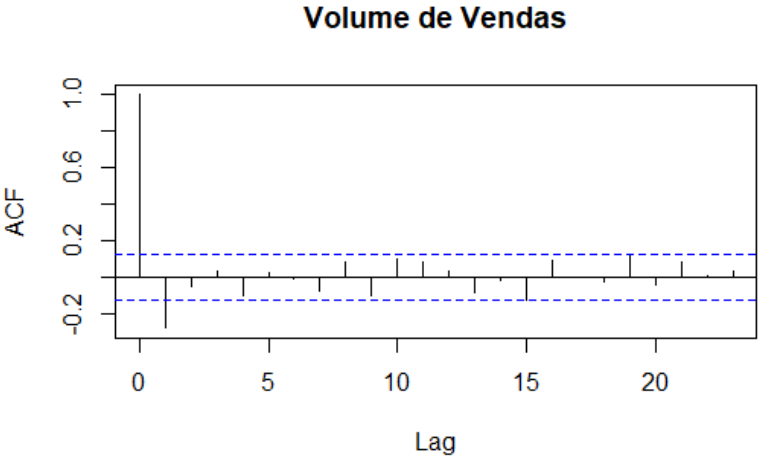


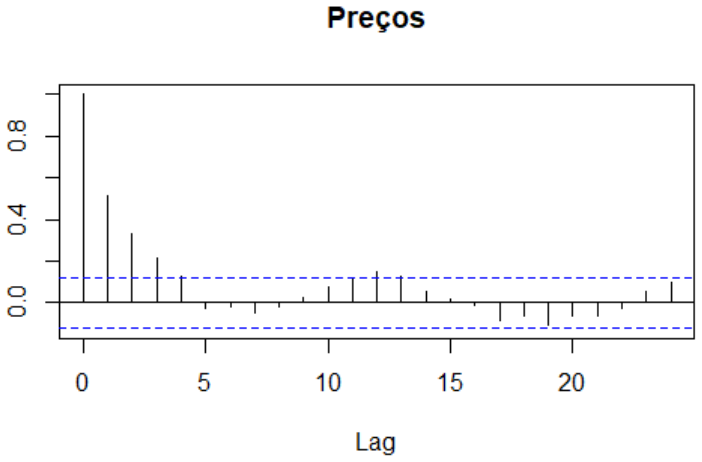
- Goiás



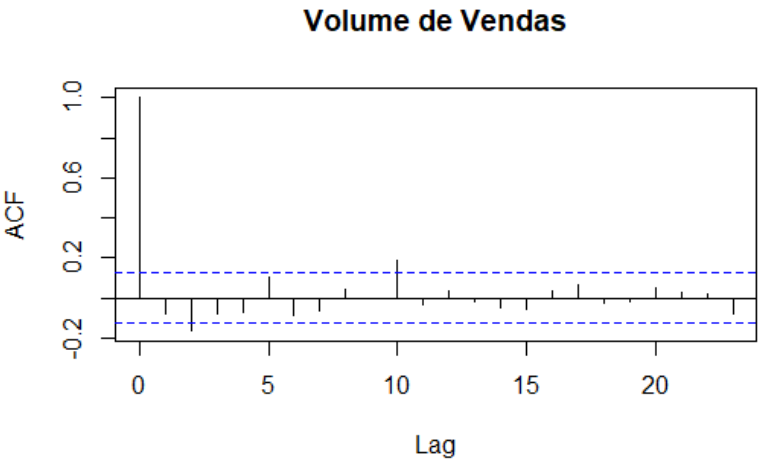


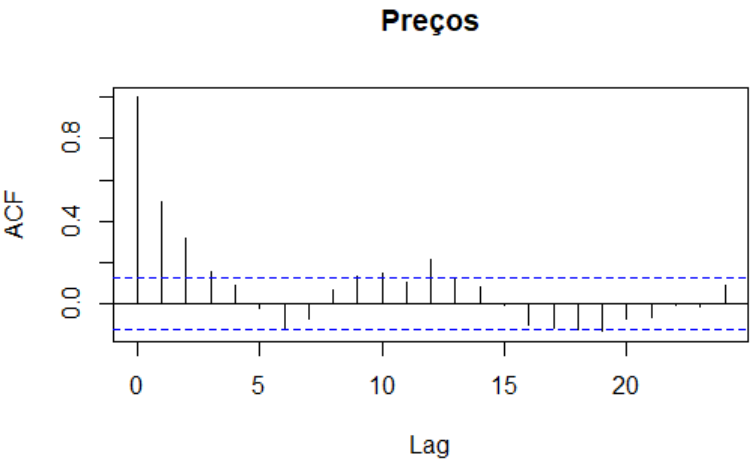
- Minas Gerais



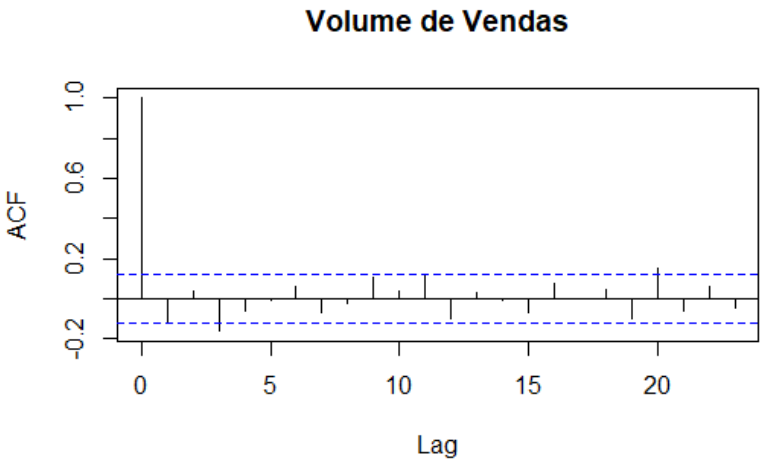


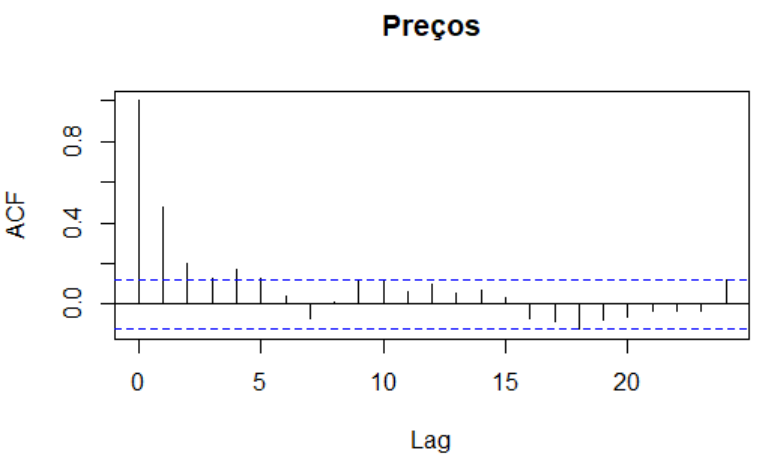
- Pará



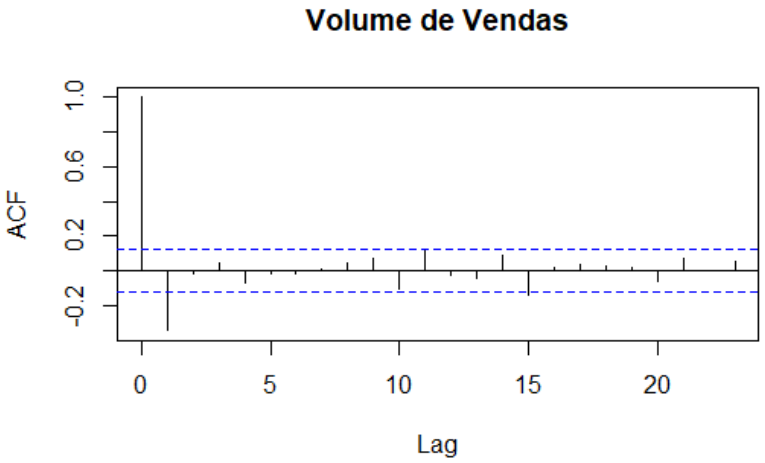


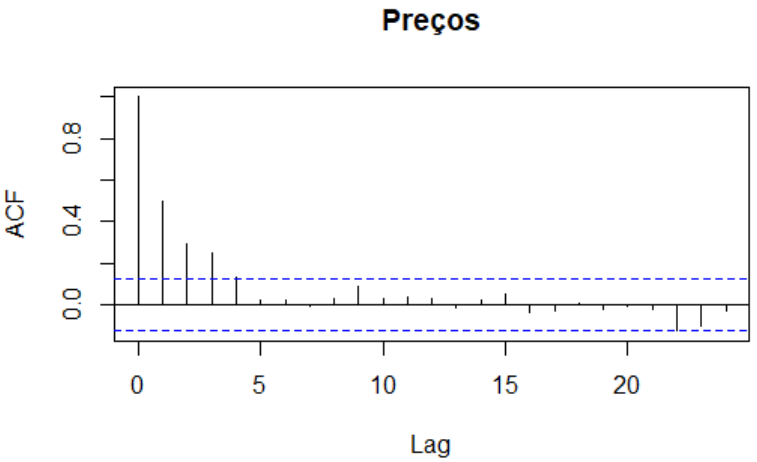
- Pernambuco



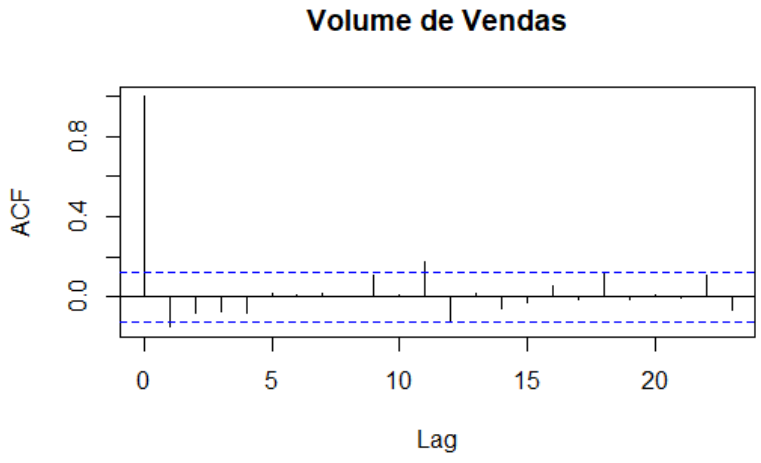


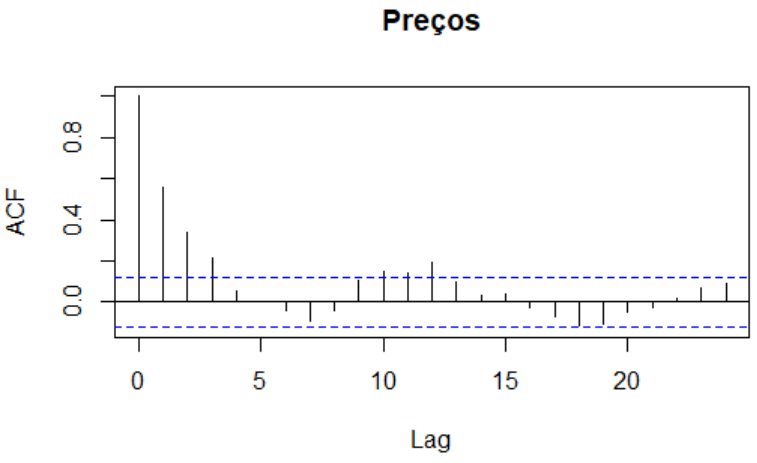
- Paraná



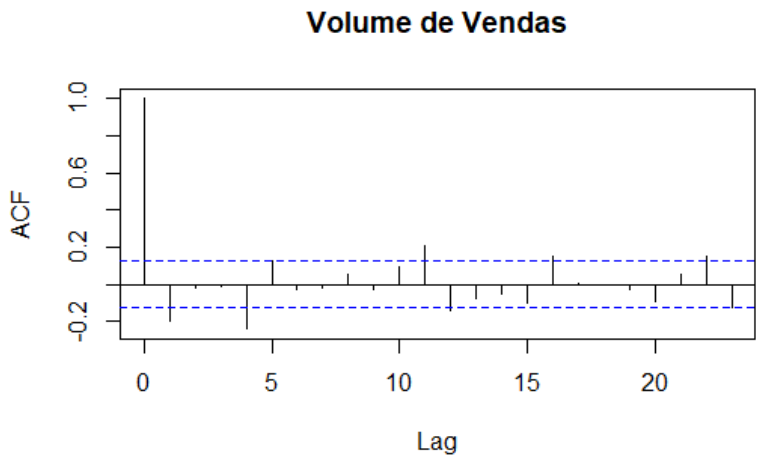


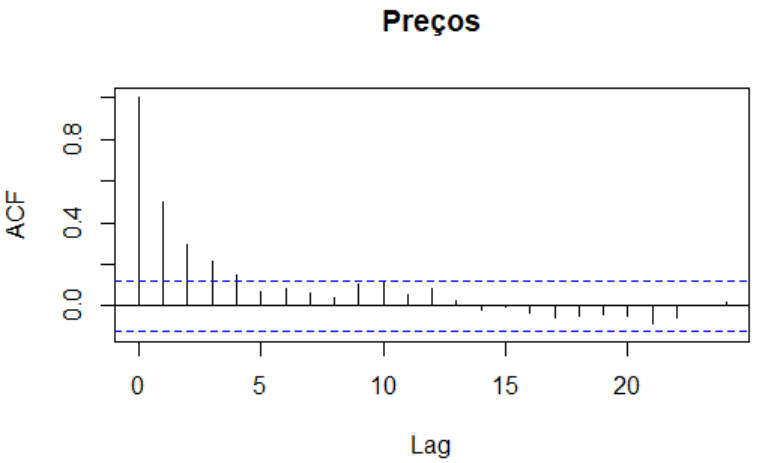
- Rio de Janeiro



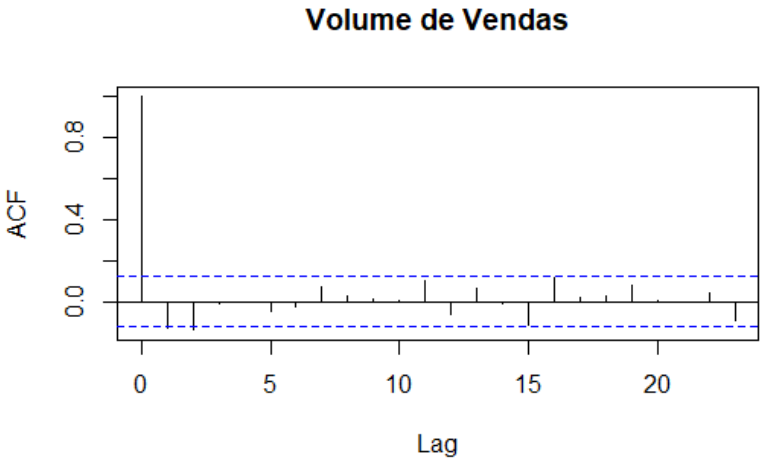


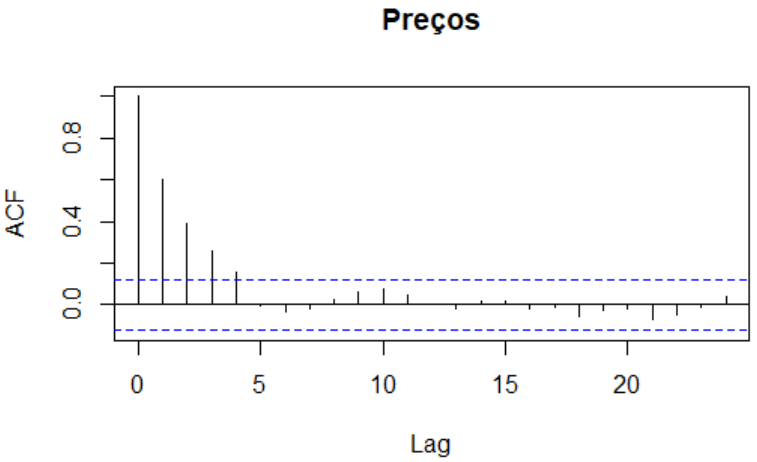
- Rio Grande do Sul





- São Paulo

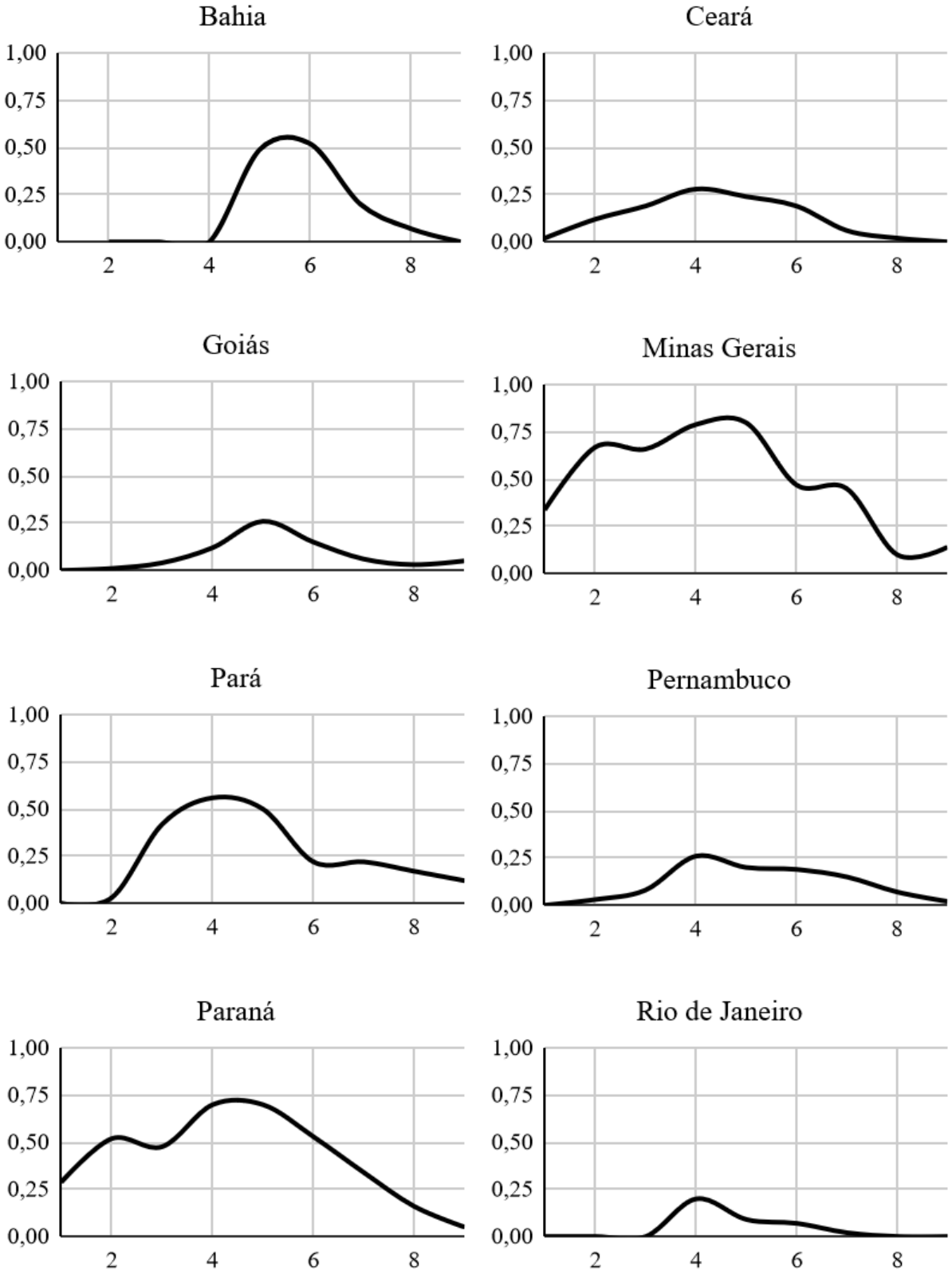


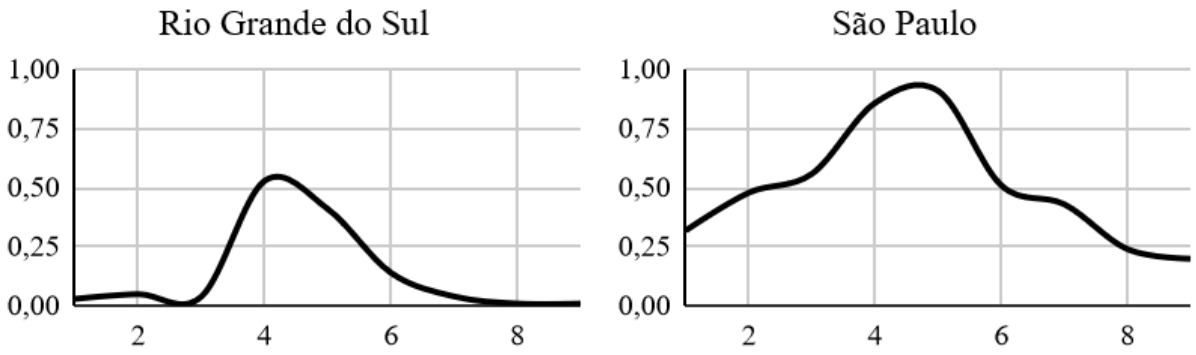


Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE C - VALOR-P DE PORTMANTEAU

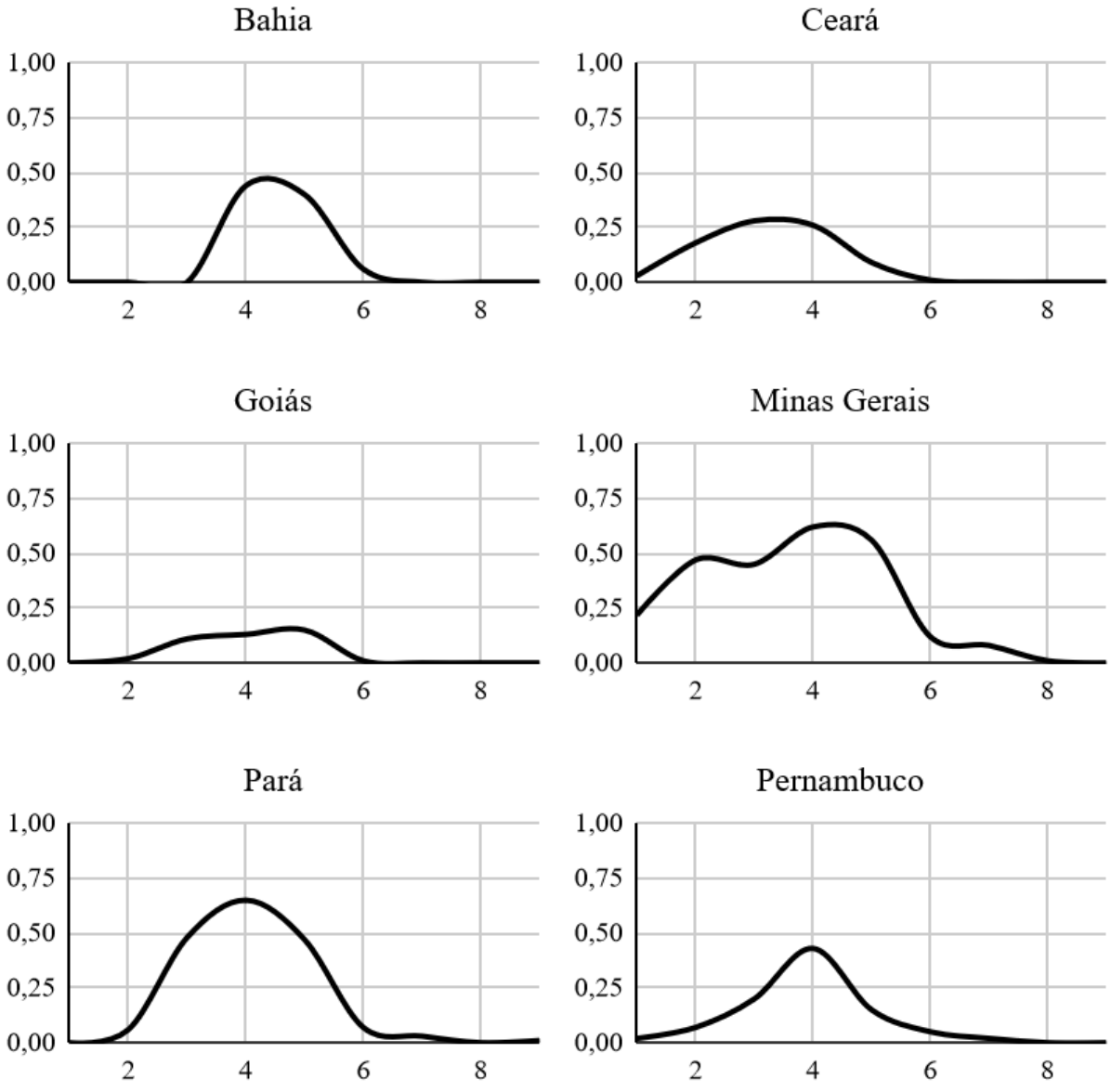
Gráfico 8 - Valor-p dos testes de Portmanteau em diferentes defasagens (modelo simétrico)

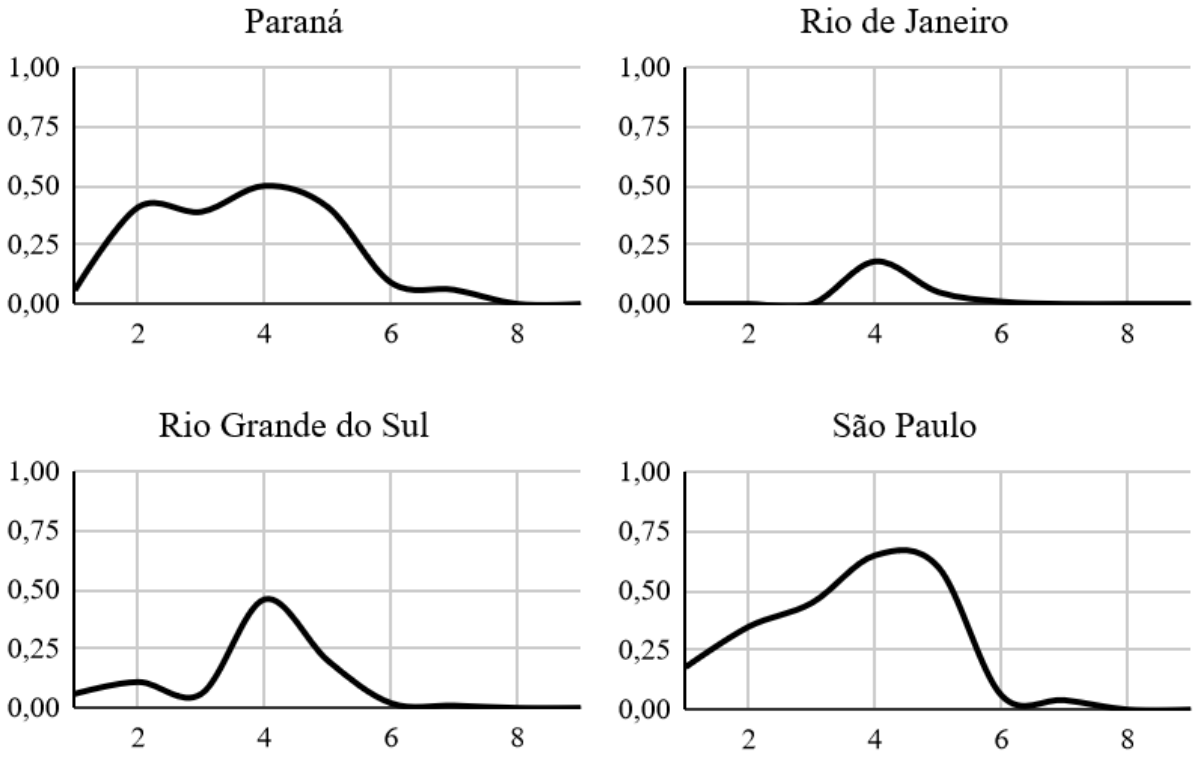




Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 9 - Valor p dos testes de Portmanteau em diferentes defasagens (modelo assimétrico)

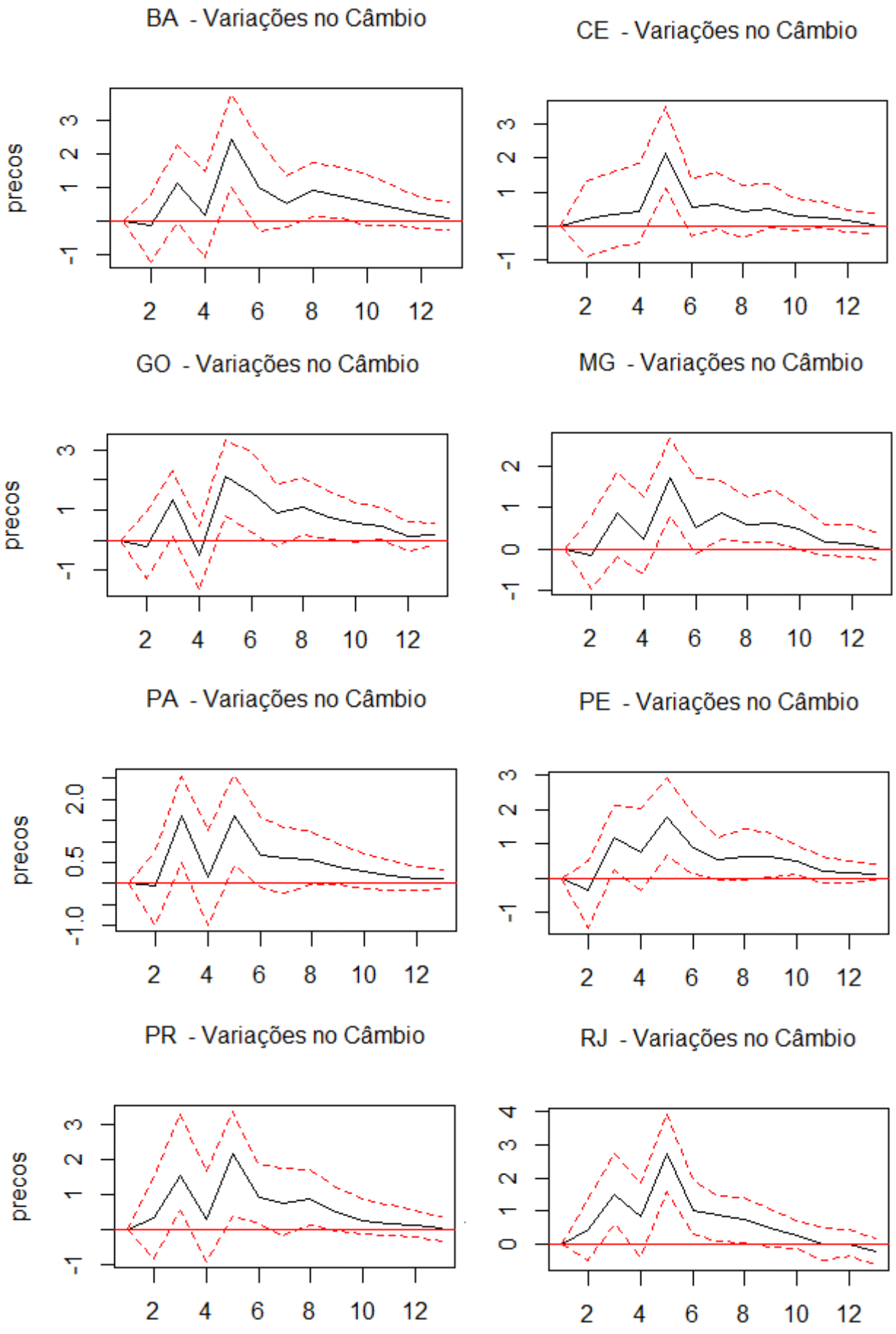


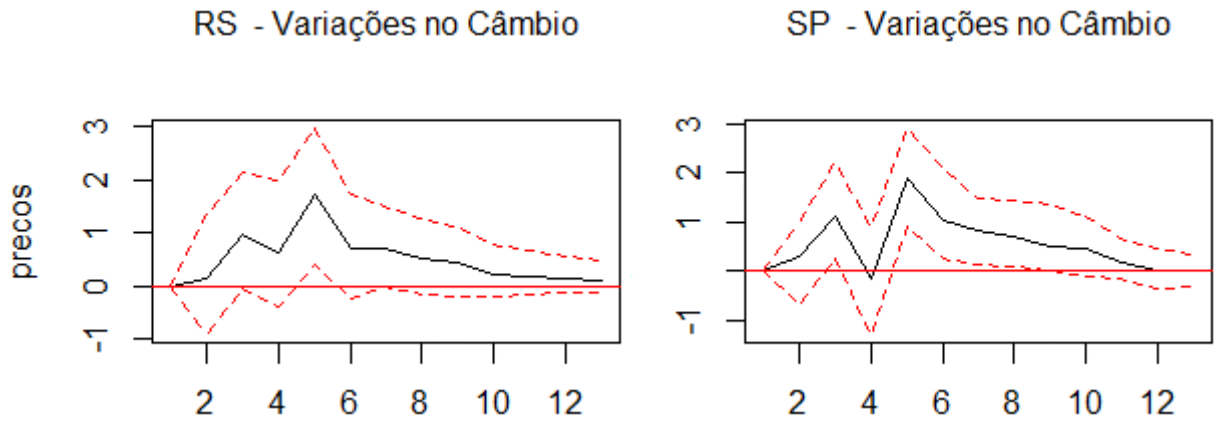


Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE D - FUNÇÕES RESPOSTA A IMPULSO

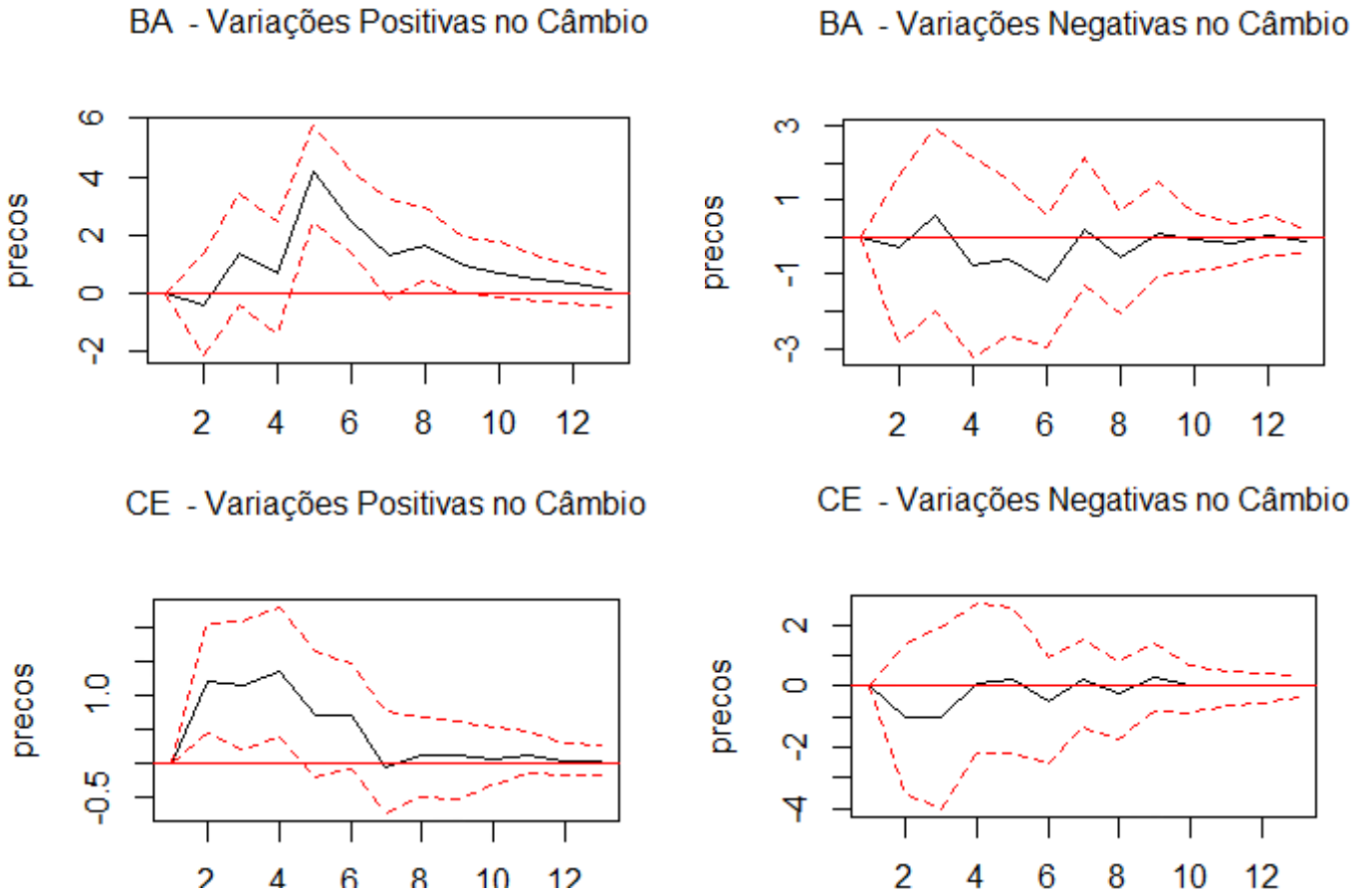
Gráfico 10 - Funções Resposta a Impulso (modelo simétrico)



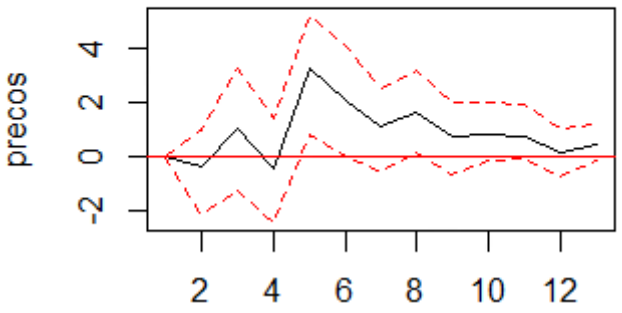


Fonte: Elaboração própria.

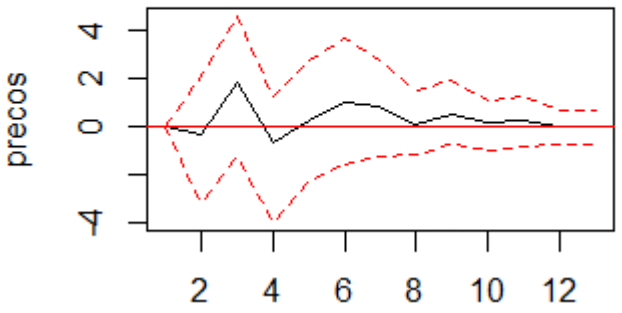
Gráfico 11 - Funções Resposta a Impulso (modelo assimétrico)



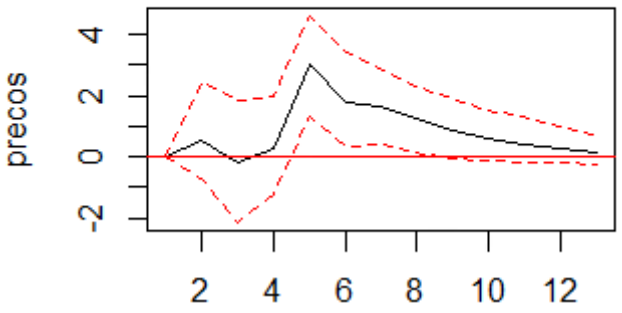
GO - Variações Positivas no Câmbio



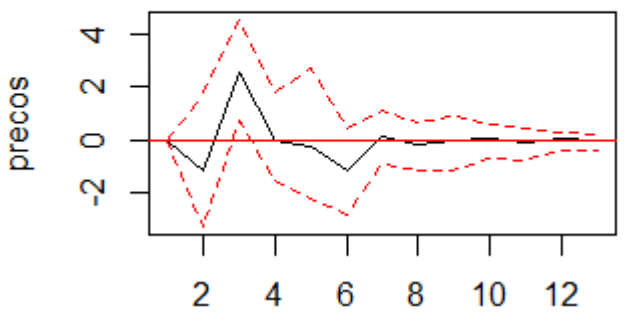
GO - Variações Negativas no Câmbio



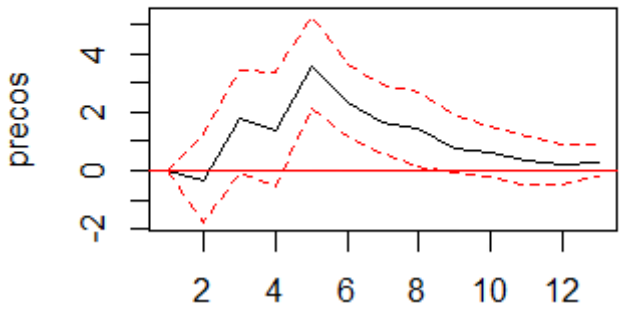
MG - Variações Positivas no Câmbio



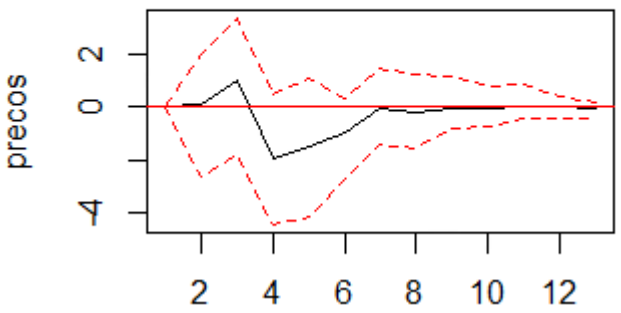
MG - Variações Negativas no Câmbio



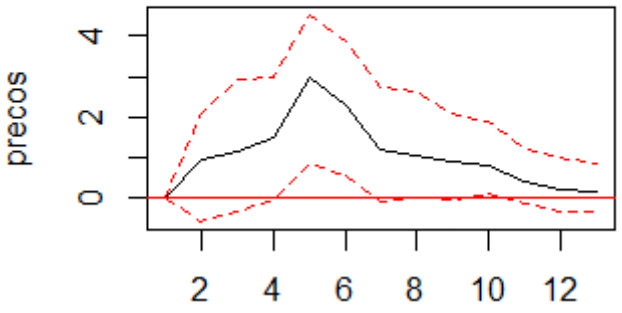
PA - Variações Positivas no Câmbio



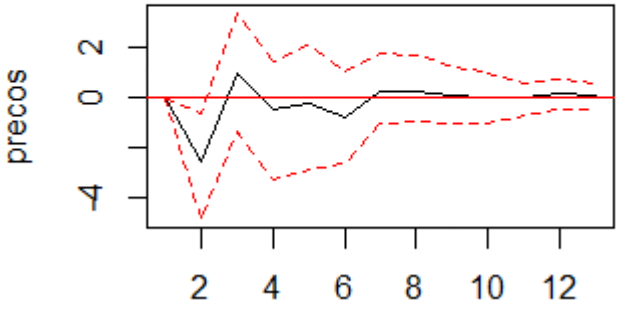
PA - Variações Negativas no Câmbio



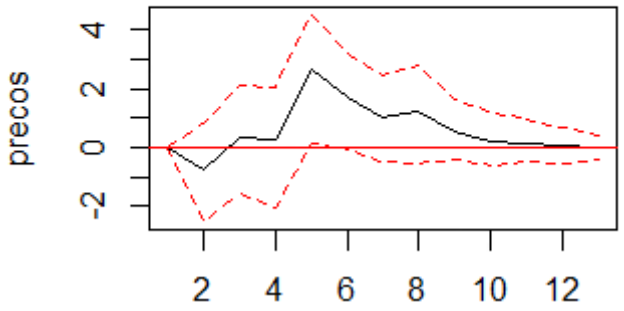
PE - Variações Positivas no Câmbio



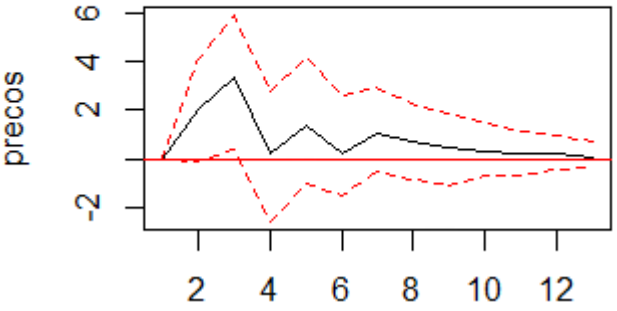
PE - Variações Negativas no Câmbio



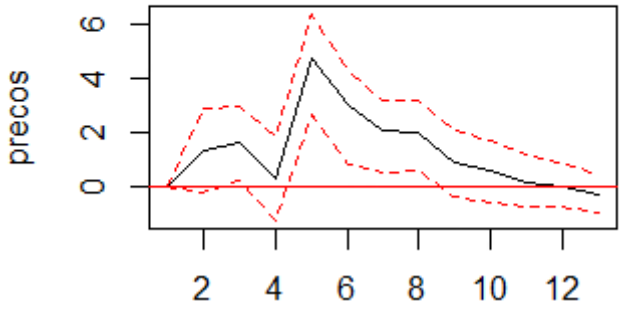
PR - Variações Positivas no Câmbio



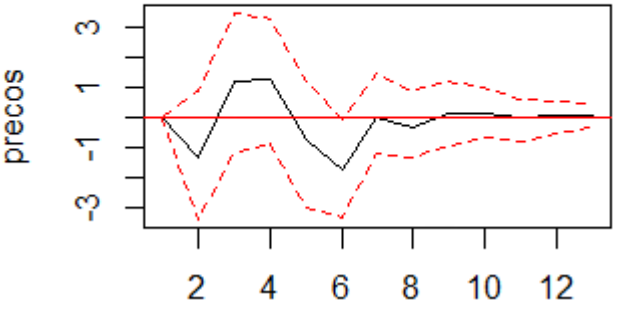
PR - Variações Negativas no Câmbio



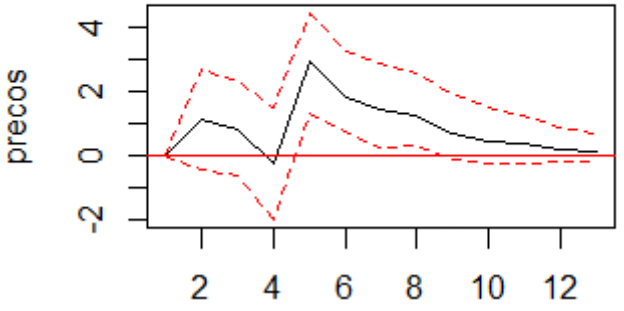
RJ - Variações Positivas no Câmbio



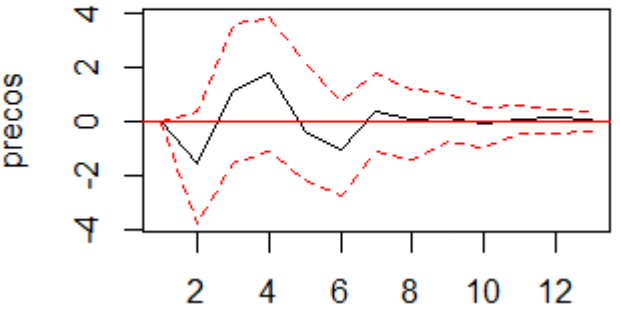
RJ - Variações Negativas no Câmbio



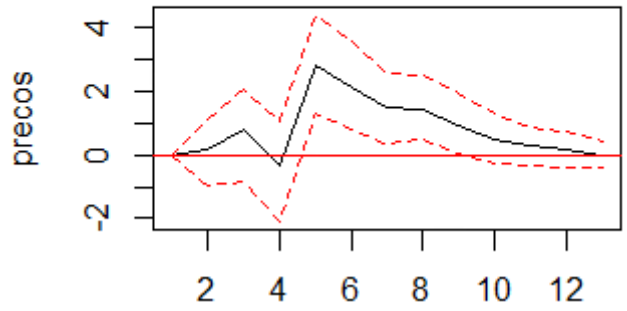
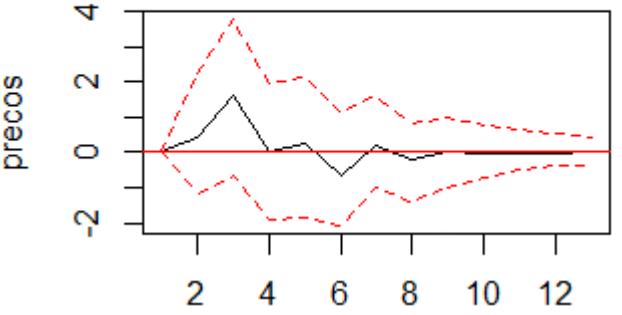
RS - Variações Positivas no Câmbio



RS - Variações Negativas no Câmbio



SP - Variações Positivas no Câmbio



SP - Variações Negativas no Câmbio