

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA
FACULDADE DE ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE E ECONOMIA
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

JOSÉ LUCAS VIEIRA DINIZ

**Adequação da Curva de Phillips para o Brasil: análise impulso-
resposta de estimativas VAR para a década de 2010**

Brasília

2020

JOSÉ LUCAS VIEIRA DINIZ

Adequação da Curva de Phillips para o Brasil: análise impulso-resposta de estimativas VAR para a década de 2010

Projeto de Pesquisa submetido ao Departamento de Economia da Universidade de Brasília (UnB) como requisito parcial à obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof^o. Dra. Adriana Moreira Amado.

Brasília

2020

GRÁFICOS

Gráfico 1: Evolução do IPCA acumulado de 12 meses e da Taxa de Desemprego	9
Gráfico 2: Evolução mensal da primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio.....	15
Gráfico 3: Evolução mensal da taxa de desemprego em pontos percentuais	16
Gráfico 4: Evolução do IPCA mensal em pontos percentuais	17
Gráfico 5: Evolução mensal da expectativa de inflação em pontos percentuais	17
Gráfico 6 – Raízes características e o círculo unitário	22
Gráfico 7: Choque em $\Delta\theta$: resposta da taxa de inflação ao impulso no repasse cambial.....	23
Gráfico 8: Choque em U: resposta da taxa de inflação ao impulso na taxa de desemprego ...	24
Gráfico 9: Choque em exp_pi : resposta da taxa de inflação ao impulso na expectativa de inflação	24

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	8
2	EVIDÊNCIA EMPÍRICA DA CURVA DE PHILLIPS	10
3	ABORDAGEM METODOLÓGICA	13
3.1	DESCRIÇÃO DOS DADOS	14
3.1.1	REPASSES CAMBIAIS ($\Delta\theta$):	14
3.1.2	TAXA DE DESEMPREGO (U):	15
3.1.3	INFLAÇÃO (π):	16
3.1.4	EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO ($E(\pi)$):	17
4	RESULTADOS	19
4.1	CRITÉRIO DE INFORMAÇÃO	19
4.2	TESTE DE RAIZ UNITÁRIA (DICKEY-FULLER AUMENTADO).....	19
	Tabela 1 – Teste de raiz unitária	20
4.3	ESTIMAÇÃO VAR E TESTES DE DIAGNÓSTICO	20
4.4	FUNÇÕES RESPOSTA AO IMPULSO (FRI's) E SUAS ANÁLISES	23
5	CONCLUSÃO	26
6	REFERÊNCIAS	27
	APÊNDICES	29
	APÊNDICE A – Testes de raiz unitária (Dickey-Fuller Aumentado).....	30
	APÊNDICE A1 – Repasses cambiais	30
	APÊNDICE A2 – Expectativa de inflação.....	30
	APÊNDICE A3 – Inflação	30
	APÊNDICE A4 – Taxa de Desemprego em nível	31
	APÊNDICE A5 – Taxa de Desemprego em primeira diferença	31
	APÊNDICE B – Critérios de Informação.....	32
	APÊNDICE C – Estimação do VAR.....	33
	APÊNDICE D – Testes de correlação serial.....	34

APÊNDICE D1 – Teste Breusch-Godfrey (LM)	34
APÊNDICE D2 – Teste Portmanteau	34
APÊNDICE E – Testes de não normalidade dos resíduos.....	35
APÊNDICE E1 – Teste de Lütkepohl.....	35
APÊNDICE E2 – Teste de Doornik-Hansen.....	36
APÊNDICE F – Histograma e estatísticas dos resíduos	37
APÊNDICE F1 – Resíduo da série de repasses cambiais	37
APÊNDICE F2 – Resíduo da série de desemprego	37
APÊNDICE F3 – Resíduo da série de expectativa de inflação.....	38
APÊNDICE F4 – Resíduo da série de inflação.....	38
APÊNDICE F5 – Resíduo do sistema.....	39

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, gostaria de agradecer aos meus pais, Carla e José, que foram essenciais no percurso da minha trajetória que começou bem antes da Universidade de Brasília. Ensinarão-me seus valores que foram essenciais para a minha formação pessoal e profissional. Também agradeço à minha madrastra e amiga Carolina, às minhas quatro irmãs Synara, Juliana, Ana Clara e Maria Eduarda que sempre me encheram de energias positivas e estiveram ao meu lado.

Agradeço aos meus amigos de longa data, Henrique, Felipe, Caio, João e Vitor e aos amigos que construí ao longo desses quase cinco anos, Rebeca, Diego, Marcus e Matteo. Com eles aprendi muito, recebi muito apoio, compartilhei dificuldades e desafios que foram necessários para que eu alcançasse esta etapa.

Agradeço, por fim, a todos os professores, funcionários e monitores da Universidade de Brasília que foram essenciais durante minha trajetória. Principalmente ao professor Flávio, que sempre se mostrou presente em ajudar, tirar dúvidas, apresentar soluções e incentivar novas ideias.

RESUMO

Este artigo tem por objetivo estimar um Modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) para a Curva de Phillips novo keynesiana, adicionado repasses cambiais. O período de análise está situado de janeiro de 2010 a dezembro de 2019. As principais variáveis utilizadas no modelo são: inflação efetiva, expectativa de inflação, taxa de desemprego e repasses cambiais. Os dados foram retirados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE e do Banco Central do Brasil (Sistema Gerenciador de Séries Temporais e Sistema de Expectativas de Mercado). Os principais resultados são: a) a taxa de desemprego efeito negativo sobre a inflação, seu efeito perdura por pouco mais de 8 meses; b) efeitos dos repasses cambiais se dissipam no oitavo mês e exerce efeito positivo sobre a inflação; c) a expectativa de inflação afeta a inflação efetiva positivamente no período seguinte, e seu efeito se torna nulo durante o décimo mês após o choque; d) a Curva de Phillips é aparentemente adequada no curto prazo para a economia brasileira no período analisado.

Palavras-chave: Curva de Phillips, Macroeconomia, Inflação, repasses cambiais, Desemprego, expectativa de inflação.

ABSTRACT

This article aims to estimate a new autoregressive vector model (VAR) for the new Keynesian Phillips Curve, with added foreign exchange transfers. The analysis period is from January 2010 to December 2019. The main variables used in the model are: effective exchange rate, unemployment interest rate and foreign exchange transfers. The data were taken from the Brazilian Institute of Geography and Statistics - IBGE and from the Central Bank of Brazil. The main results are: a) an unemployment rate has a negative effect on the index, its effect lasts for just over 8 months; b) effects of foreign exchange on lend dissipate in the eighth month and have a positive effect on the index; c) an expectation of positively effective information in the following period, and its effect becomes null during the tenth month after the shock; d) the Phillips Curve is practically in the short term for the Brazilian economy in the analyzed period.

Keywords: Phillips curve, Macroeconomics, Inflation, foreign exchange transfers, Unemployment, expectation of inflation.

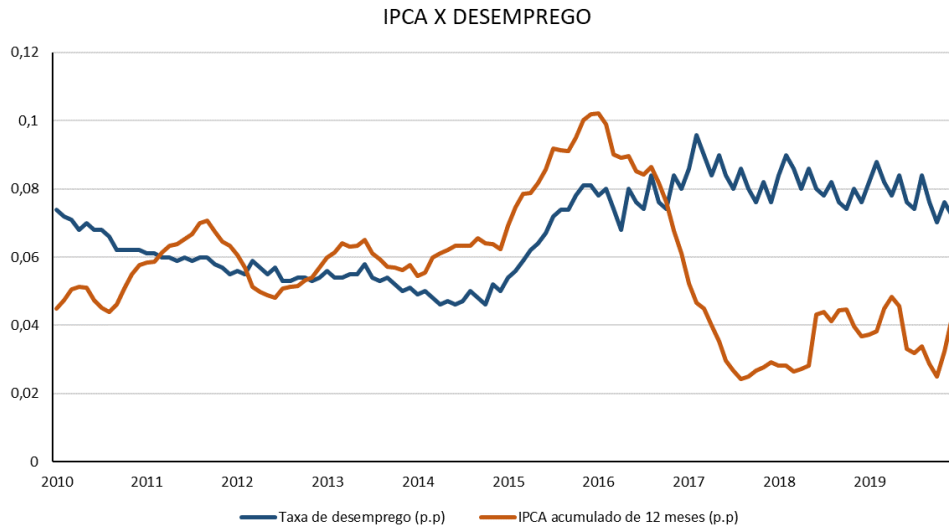
1 INTRODUÇÃO

O estudo que embasou a Curva de Phillips conhecida por relacionar inflação e taxa de desemprego começou com Phillips em seu artigo *The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in United Kingdom*, publicado na revista *Economica* em 1958. Diferente do que é visto atualmente, Phillips buscava uma relação entre desemprego e os salários dos trabalhadores do Reino Unido. Mais de meio século depois, a Curva de Phillips ainda faz parte do centro de pesquisas macroeconômicas no mundo inteiro. A importância da relação entre essas variáveis pode ser vista, por exemplo, em diversos estudos sobre a Curva de Phillips realizados pela maioria dos bancos centrais, principalmente aqueles que adotam o regime de metas de inflação (Hargreaves & Kite & Hodgetts, 2006).

Samuelson e Solow (1960) replicaram o que havia feito Phillips dois anos antes, porém, para o cenário da economia estadunidense, com a diferença de que o comportamento dos salários refletia o comportamento na variação dos preços. Contudo, existe o contraponto dentro do debate macroeconômico em que a relação da Curva de Phillips é colocada em xeque desde a sua primeira exibição, como ocorreu em Friedman (1968) e Phelps (1969). A Curva de Phillips, então, passou por uma série de modificações até o momento em que ela é apresentada na maioria dos livros de macroeconomia como uma relação negativa entre desemprego e inflação.

Diante do pressuposto, os dados de 2010 a 2019 refletem uma certa adequação da Curva de Phillips para o cenário brasileiro? É possível verificar uma relação negativa entre taxa de desemprego e inflação efetiva para a economia brasileira no período supracitado?

O Gráfico 1 exibe a evolução tanto da taxa de desemprego quanto da inflação. É notório que existe uma relação negativa entre as duas variáveis entre o ano de 2010 e 2019, porém, essa relação não está bem definida. Isso pode acontecer uma vez que o cenário político-econômico brasileiro passou por fortes turbulências desde meados de 2014, com quedas abruptas do PIB sem retornos a patamares positivos significativos.

Gráfico 1: Evolução do IPCA acumulado de 12 meses e da Taxa de Desemprego

Fonte: Banco Central e IBGE. Elaboração: própria.

O objetivo deste estudo é verificar a adequação da Curva de Phillips para o período de janeiro de 2010 a dezembro de 2019 da economia brasileira, por meio da estimação de um Vetor Autorregressivo (VAR). Será utilizada uma abordagem da Curva de Phillips novo keynesiana, em que a inflação é função da evolução esperada dos custos marginais reais (Cogley; Sbordone, 2006), expectativa de inflação e repasses cambiais.

A estrutura do texto está dividida entre os seguintes tópicos: após esta breve introdução, a seção 2 aborda a revisão de literatura, trazendo estudos precursores e atuais sobre a Curva de Phillips e seus principais resultados. A seção 3 descreve os dados que foram utilizados para a estimação VAR, juntamente com suas respectivas bases de dados e explicações de tratamentos, se necessário. A seção 4 exhibe a metodologia utilizada no presente trabalho, além de verificar o critério de informação de Schwarz (SC) para definir a quantidade de *lags* a serem inseridas no modelo. A seção 5 exhibe os resultados da estimação VAR, testes de diagnóstico, as funções de impulso-resposta e suas análises. Por fim, a seção 6 constitui-se na conclusão deste trabalho.

2 EVIDÊNCIA EMPÍRICA DA CURVA DE PHILLIPS

Phillips (1958) inicia sua defesa exemplificando a dinâmica de equilíbrio que ocorre nas leis de oferta e demanda do mercado de bens e serviços, traçando um paralelo para o mercado de trabalho, a fim de estudar os salários dos trabalhadores. O autor afirma que quando a demanda por trabalho é mais alta relativamente à oferta de trabalho (muitas firmas demandando trabalho e poucas pessoas o ofertando), os salários tendem a aumentar (as firmas oferecem um salário maior com a finalidade de reter a mão de obra). Por outro lado, quando a oferta de trabalho é maior relativamente à demanda por trabalho, os salários tendem a cair lentamente, uma vez que os trabalhadores são relutantes a receber salários menores do que o vigente. Diante disso, Phillips defende que as variações nos salários podem ser explicadas por variações na taxa de desemprego. O autor utiliza dados do Reino Unido de três períodos distintos (1861-1913, 1913-1948 e 1948-1957) e conclui pela existência de evidência estatística que mostra uma relação entre as taxas de desemprego e os salários dos funcionários.

Samuelson e Solow (1960) replicam o experimento de Phillips com algumas diferenças: os dados são verificados para a economia americana e a relação avaliada é entre taxas de desemprego e taxas médias de crescimento dos preços da economia estadunidense. Os resultados encontrados pelos autores são curiosos: a relação entre as variáveis estudadas foi menos evidente se comparadas ao estudo de Phillips; encontram uma taxa de desemprego de equilíbrio (mais a frente chamada de “taxa de desemprego natural” ou NAIRU - Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment) de curto prazo, ou seja, não existe evidência que justifica essa taxa de equilíbrio no longo prazo.

Phelps (1967) replica mais uma vez os estudos propostos por Phillips, Samuelson e Solow, mas com mais uma diferença: são incluídas expectativas de inflação no modelo, com a justificativa de que mudanças nas expectativas geram mudanças na magnitude do efeito da taxa de desemprego sobre as taxas de crescimento dos preços da economia.

Após observarem impactos significativos nos preços da economia mundial causados pelo choque do petróleo, sem ligação com a taxa de desemprego, Phelps (1969) e Friedman (1968) criticam a Curva de Phillips. Esses autores afirmam que existe uma taxa de desemprego que não gera inflação acelerada (taxas cada vez maiores), mas sim mantém o nível de preços a uma taxa constante e controlada. Essa taxa de desemprego seria uma taxa natural de desemprego (NAIRU - Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment), também conhecida por ser a taxa de desemprego de longo prazo.

Todavia, ambos os autores ainda afirmam que um aumento da base monetária seria capaz de elevar os níveis de preços e do produto e de diminuir a taxa de desemprego, linha de raciocínio condizente com a Curva de Phillips. Observado o aumento no número de empregados acima do natural, os salários são renegociados para cima e, como consequência, há uma diminuição na demanda por trabalho por parte das firmas. Diante disso, no longo prazo, uma expansão da base monetária não seria suficiente para exercer mudanças reais na economia (produto e emprego) e seu efeito se reverteria todo em aumento no nível de preços. Desse modo, a relação entre desemprego e inflação existiria apenas no curto prazo e, no longo prazo, a relação da Curva de Phillips seria inválida.

Schwartzman (2006) estuda a Curva de Phillips, por meio de um modelo VAR, para o caso brasileiro, com preços desagregados. O autor estima a inflação de produtos comercializáveis, monitorados e não-comercializáveis, por meio da capacidade da indústria (dados da FGV), pela inflação medida por índices de preços distintos – IPCA e IGP-DI, por uma relação entre a depreciação cambial e a inflação americana e *dummies* temporais. Apesar de Schwartzman encontrar evidências que corroboram a validação da Curva de Phillips para o cenário brasileiro, Sachsida (2013) elabora uma série de revisões bibliográficas acerca do mesmo tema e conclui que na verdade, não existe uma convergência de opiniões no que tange a validação da CP.

Arruda, Ferreira e Castelar (2011) produzem uma série de modelos lineares e não lineares da Curva de Phillips com o objetivo de prever a taxa de inflação no Brasil. Concluem que os modelos não lineares apresentam melhores resultados preditivos, enquanto um modelo VAR produziu o menor erro quadrático médio de previsão, dentre os modelos lineares. Finalmente, a Curva de Phillips ampliada com *threshold* foi a que obteve melhores previsões, dentre todos os modelos.

Sachsida, Schettini e Gouvêa (2017) estimam um Modelo Autorregressivo (VAR) para a economia brasileira, a fim de verificar a Curva de Phillips. Os autores utilizam a Curva de Phillips novo keynesiana, a qual inclui inflação efetiva, expectativa de inflação, custos marginais reais (medidos pela taxa de desemprego). Por se tratar de uma economia aberta, adicionam repasses cambiais. Os dados são retirados do Banco Central do Brasil e do IBGE. Os principais resultados desse estudo são: repasses cambiais tem efeito insignificante sobre a inflação efetiva; a taxa de desemprego apresenta o efeito mais duradouro dentre as variáveis do modelo; choques positivos na inflação não afetam a taxa de desemprego.

Alves e Areosa (2005) trazem algo novo ao modelo ao adicionar meta de inflação como variável explicativa. O estudo estima a nova curva de Phillips keynesiana e incorpora indexação

não apenas para a inflação passada, mas também para a meta de inflação. O IPCA é utilizado para representar a inflação, enquanto os autores elaboram uma nova variável para representar o custo marginal agregado das empresas. O estudo é realizado com dados trimestrais entre os anos de 1995 e 2004, nos quais a meta de inflação gerou coeficiente de 0,68 e o custo marginal não retornou resultados estatisticamente significativos.

Feijó e Triches (2017) também buscam estudar a dinâmica na inflação do Brasil por meio da Curva de Phillips híbrida entre 2000-IV a 2014-II. Os autores utilizam o Modelo ARDL (*Autoregressive Distributed Lag*) e incluem como variáveis a inflação efetiva (calculada com base no IPCA), o custo unitário do trabalho (obtido do Banco Central), taxa de inflação internacional (disponibilizada pelo *Bureau of labor Statistics*), a taxa de câmbio nominal (taxa mensal de câmbio livre obtida do Banco Central), coeficiente de repasse cambial (calculada pelos autores com base nos dados de taxa de câmbio e inflação externa) e as expectativas de inflação (coletada do relatório Focus do Banco Central). Os principais resultados são: o papel desempenhado pela expectativa de inflação é relevante na dinâmica da inflação; o custo unitário do trabalho como *proxy* para atividade econômica tende a gerar um bom ajustamento para a Curva de Phillips no cenário brasileiro; o repasse cambial exerce influência significativa nos preços internos; por fim, o sistema vigente de metas de inflação tem proporcionado uma relativa estabilidade dos preços.

3 ABORDAGEM METODOLÓGICA

Os modelos de vetores autorregressivos surgiram em meados da década de 1980 com o objetivo de simplificar as estimações, resposta dada às críticas que os modelos estruturais sofriam por adicionarem um grande número de restrições. A ideia era desenvolver um modelo com menos restrições, em que as variáveis econômicas estudadas eram todas endógenas. Diante disso, o VAR examina relações lineares entre cada uma das variáveis, de valores defasados dela própria e de todas as outras variáveis incluídas no modelo. O número ótimo de defasagens que se deve incorporar no modelo é feito através de critérios de informação estatísticos (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2004).

Além do que já foi citado anteriormente, o método de estimação de modelos VAR é mais simples, uma vez que não se precisa preocupar com a determinação de endogeneidade /exogeneidade das variáveis. Além disso, pode-se aplicar o método de Mínimos Quadrados Ordinários – MQO para cada variável separadamente.

Contudo, assim como qualquer metodologia, o Vetor autorregressivo também sofre algumas desvantagens. O número de parâmetros é muito elevado, o que muitas vezes dificulta a interpretação desses coeficientes gerados; são menos adequados para análise de política econômica; é necessário um número muito grande de amostras, por conta da perda de graus de liberdade; e o modelo exige que todas as variáveis sejam estacionárias (seja em nível ou em sua primeira diferença).

A metodologia utilizada no presente trabalho segue os procedimentos de Sachsida, Schettini e Gouvêa (2017) e estima um Modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) para as seguintes variáveis: inflação, expectativa de inflação, repasses cambiais e taxa de desemprego. O modelo empírico pode ser escrito como:

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i Y_{t-i} + \Gamma_t + v_t \quad (t = 1, \dots, T + p),$$

em que Y_t e v_t são vetores 4x1 de dados e erros de previsão, respectivamente. Φ_i é uma matriz 4x4 de coeficientes e, por fim, Γ_t representa as constantes, tendências e dummies do modelo.

A dinâmica das variáveis do modelo de estimação VAR será analisada por meio de Funções de Resposta ao Impulso (FRI's). A partir delas far-se-á a adequação da Curva de Phillips para o Brasil na década de 2010. Importa notar que, para tornar os choques identificados, é necessário o ordenamento das variáveis, iniciando-se na mais exógena para a mais endógena, segundo a teoria. Sachsida, Schettini e Gouvêa (2017) realizaram a

decomposição de Cholesky e concluíram que o ordenamento ótimo tem como primeira variável os repasses cambiais, seguida pela taxa de desemprego, a expectativa de inflação e por último, a inflação. É importante ressaltar que, caso o ordenamento das variáveis seja alterado, a matriz gerada pela fatoração de Cholesky também sofrerá mudanças.

3.1 DESCRIÇÃO DOS DADOS

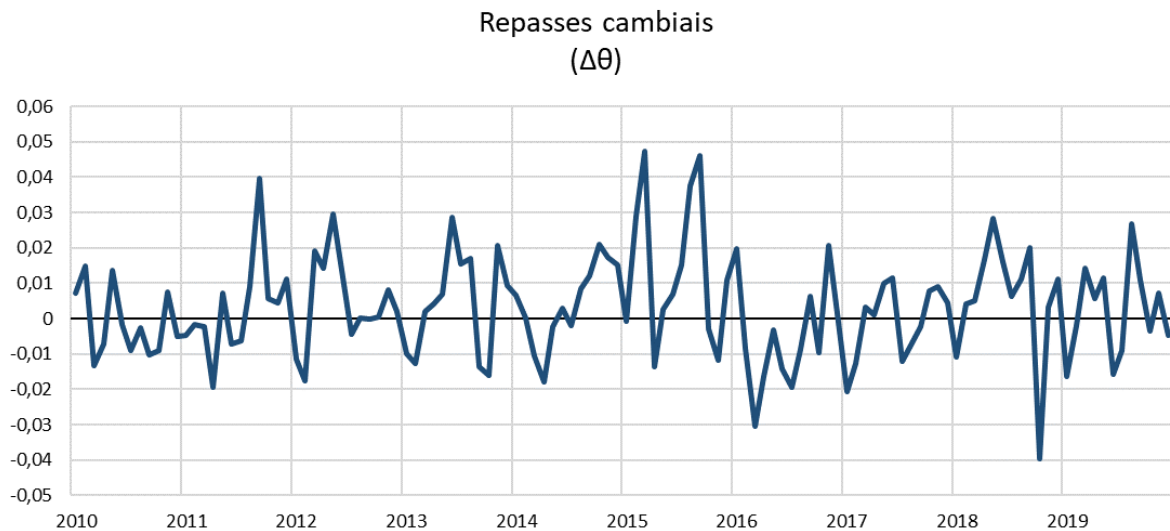
As variáveis a serem incluídas no modelo estão de acordo com a dinâmica da inflação na perspectiva novo keynesiana, em que a inflação é função da expectativa de inflação para o período seguinte, junto com o custo marginal das empresas, medido pela taxa de desemprego. Além disso, o cenário é de economia aberta e, por conta disso, faz-se necessário adicionar os repasses cambiais como variável independente (SACHSIDA, SCHETTINI E GOUVÊA, 2017).

3.1.1 REPASSES CAMBIAIS ($\Delta\theta$):

Para o cálculo dos repasses cambiais, foi utilizado os dados de compra e venda da taxa de câmbio fornecidos pelo Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do Banco Central do Brasil. Foi realizada uma média aritmética entre os valores de compra e venda para cada mês, tirou-se o logaritmo dessa variável e por último a primeira diferença do logaritmo¹. Por exemplo: o primeiro valor (janeiro de 2010) é a primeira diferença do logaritmo do mês atual em relação ao mês anterior. (\log de jan/10 – \log de dez/09).

¹ O cálculo da primeira diferença só é possível para séries estacionárias. Mais à frente são realizados testes de raiz unitária para verificar estacionariedade das séries.

Gráfico 2: Evolução mensal da primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio

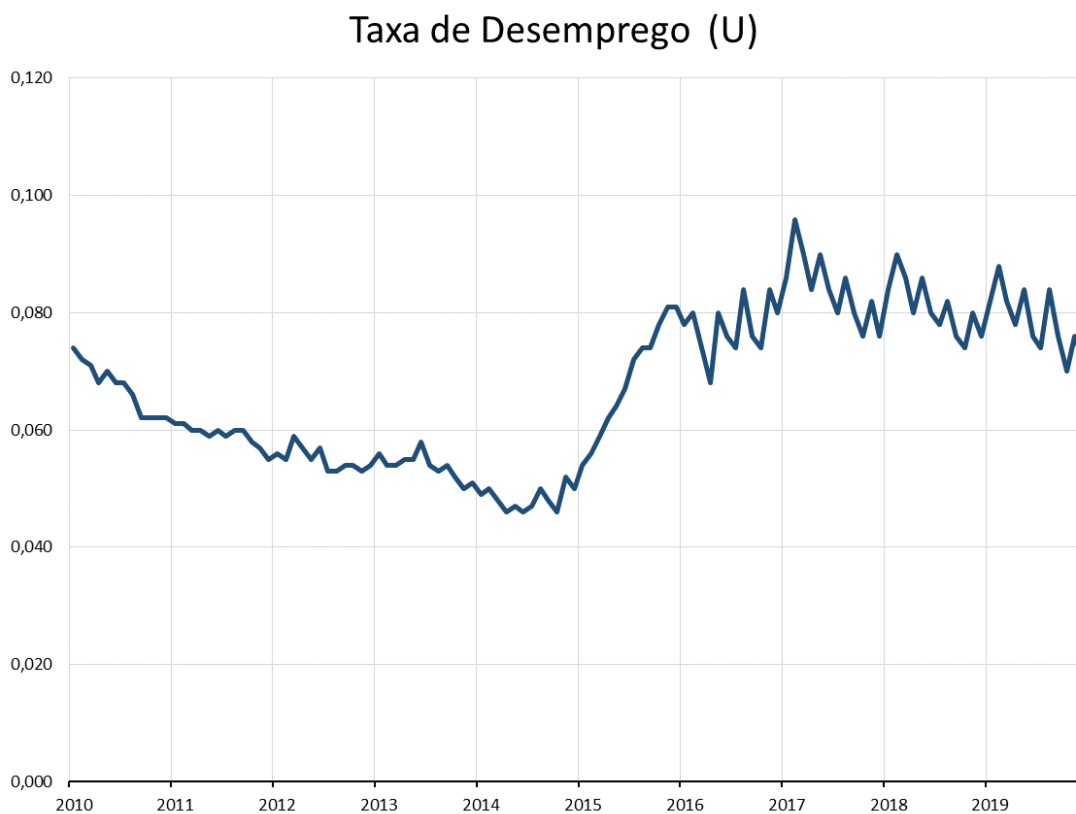


Fonte: Sistema Gerenciador de Séries Temporais – Bacen. Elaboração: própria.

3.1.2 TAXA DE DESEMPREGO (U):

A taxa de desemprego é a variável tida na teoria econômica como a mais importante na análise da Curva de Phillips. Os dados dessa série também foram tirados do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do Banco Central, intitulada como “Taxa de desemprego - Região metropolitana - Brasil (na semana)”. É uma série calculada pelo IBGE e está descontínua a partir do mês de fevereiro de 2016. Diante disso, foi necessário um tratamento nesta base de dados.

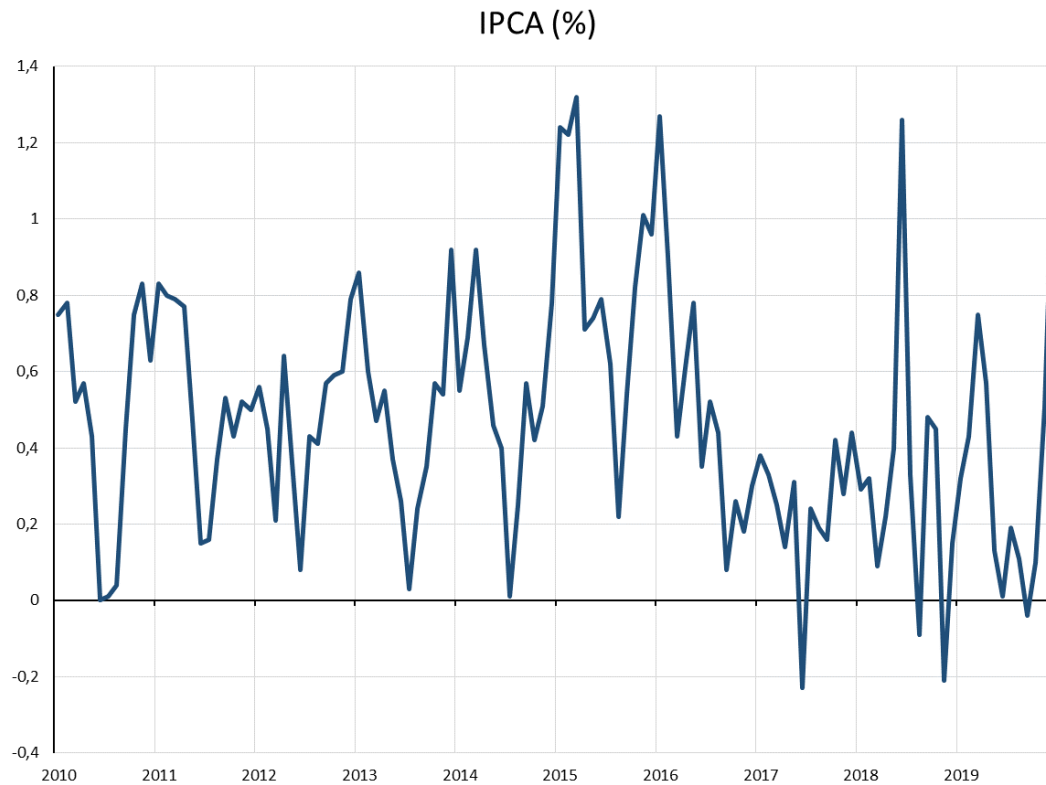
Foi retirado da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua) dados referentes à Taxa de Desocupação trimestral para os anos restantes. Primeiramente foram desagregados os valores trimestrais para mensais, por meio de interpolação linear. Em seguida, calculou-se as taxas de crescimento desta base de dados a partir de fevereiro de 2016 e foram aplicadas essas taxas na base de dados descontínua referida anteriormente para os meses restantes.

Gráfico 3: Evolução mensal da taxa de desemprego em pontos percentuais

Fonte: Sistema Gerenciador de Séries Temporais – Bacen. Elaboração: própria.

3.1.3 INFLAÇÃO (π):

A série inflação foi obtida por meio do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) obtidos nas bases de séries históricas do IBGE. Para esta série não houve necessidade de tratamento especial, apenas filtração para o período desejado e a construção do gráfico da série.

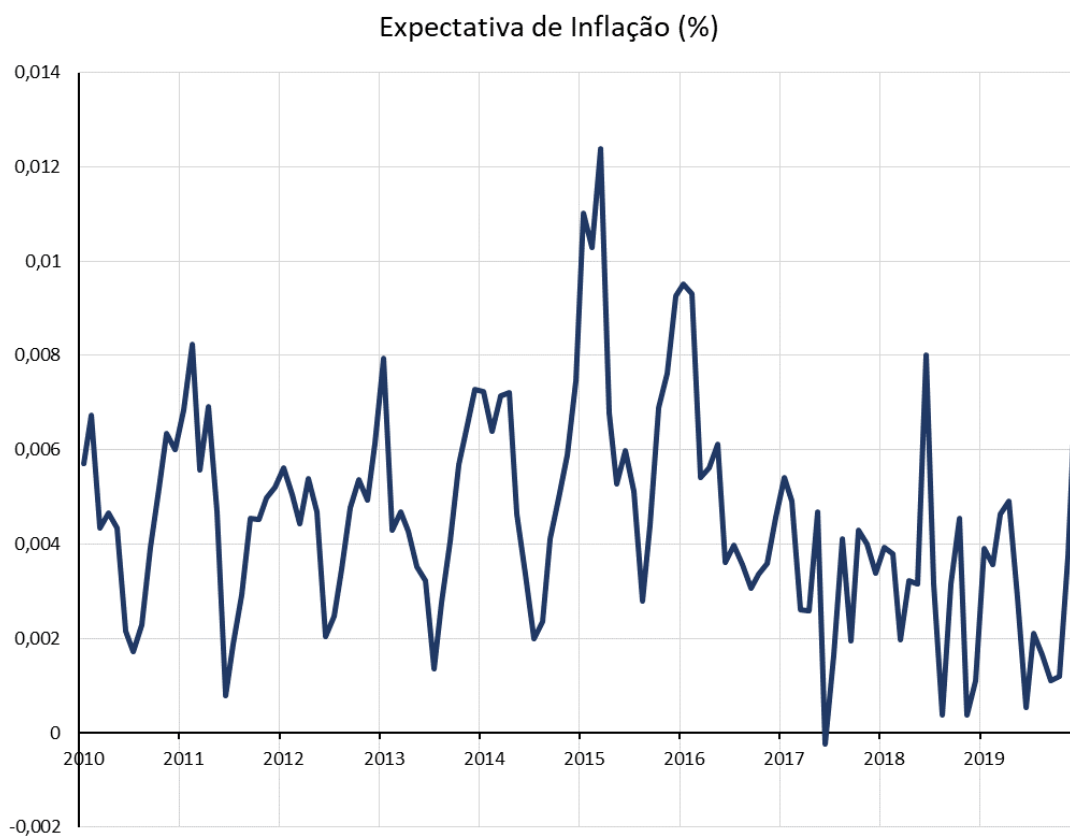
Gráfico 4: Evolução do IPCA mensal em pontos percentuais

Fonte: IBGE. Elaboração: própria.

3.1.4 EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO ($E(\pi)$):

Por último, em relação a expectativa de inflação, foram retirados da base de dados do Sistema de Expectativas de Mercado (SEM) do Banco Central os valores referentes às expectativas de inflação de cada mês. Assim como na base de dados das taxas de desemprego, esta base também precisou passar por um processo de tratamento: o valor da expectativa de inflação para um mês específico é dado por uma série de valores previstos diários. Por exemplo: para o mês de janeiro de 2011, foram previstos vários valores diários da inflação a partir do dia 01/01/2011 até o dia em que o valor efetivo da inflação foi divulgado, no dia 07/02/2011. Diante disso, para o valor da expectativa de inflação de janeiro de 2011, calculou-se a média aritmética dos valores entre 01/01/2011 até 07/02/2011.

Gráfico 5: Evolução mensal da expectativa de inflação em pontos percentuais



Fonte: Sistema de Expectativas de Mercado - Bacen. Elaboração: própria.

4 RESULTADOS

Esta seção apresenta os resultados da estimação VAR e os diagnósticos do modelo. Todas as tabelas necessárias para análise do leitor estarão disponíveis no apêndice encontrado ao final do trabalho. Primeiro será apresentado o critério de informação para verificar a quantidade ótima de defasagens. Seguindo a metodologia obtida em Sachsida, Schettini e Gouvêa (2017), optou-se por utilizar o critério de informação de Schwarz. Em seguida são realizados testes de raiz unitária para verificar estacionariedade das séries. Em terceiro, a estimação do modelo VAR e os principais pontos de foco, acompanhado por testes de diagnóstico. Por fim, as simulações dos choques (Funções de Impulso-Resposta) e suas análises serão expostas.

4.1 CRITÉRIO DE INFORMAÇÃO

Antes de apresentar a estimação VAR e os testes de diagnóstico, é necessário especificar o número de variáveis defasadas que serão incluídas no modelo por meio dos critérios de informação. O presente trabalho utilizou como base o Critério de Informação de Schwarz (SC) e foi observado um número ótimo de apenas uma defasagem ($lag = 1$) para o período decorrido de janeiro de 2010 a dezembro de 2019. Com razão, uma vez que adicionar mais defasagem indefinidamente sobreparametrizam o modelo sem melhorar de maneira significativa o comportamento dos resíduos. A tabela dos critérios de informação pode ser encontrada no apêndice B deste trabalho.

4.2 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA (DICKEY-FULLER AUMENTADO)

O teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado busca testar a estacionariedade das variáveis, ou seja, sua função é captar o comportamento das séries e validar se este será aproximadamente constante ou se sofre muita volatilidade. É importante ressaltar que este trabalho segue a metodologia utilizada por Sachsida, Schettini e Gouvêa (2017), em que não se faz necessário examinar existência de estacionariedade. Isso porque, Mazali e Divino (2010) realizam uma bateria de testes de estacionariedade para as séries de inflação e desemprego e concluem que são estacionárias. Além disso, em Sims, Stock e Watson (1990) é verificado que funções de impulso-resposta do VAR continuam válidos mesmo que existam variáveis que não

apresentem estacionariedade. Ainda assim, decidiu-se por realizar os testes de raiz unitária, a fim de ratificar os resultados obtidos na literatura.

Dito isso, a Tabela 1 a seguir diz respeito ao teste de raiz unitária já mencionado (os testes individuais de cada série podem ser vistos no apêndice A deste trabalho). Todas as variáveis foram, primeiramente, testadas em nível e, caso a variável não rejeitasse a hipótese nula (não estacionariedade), repetia-se o teste para a primeira diferença. É possível notar que todas as variáveis econômicas rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária a todos os níveis de significância, ou seja, é possível verificar estacionariedade nas séries, com exceção da taxa de desemprego. Esta última não rejeitou a hipótese nula em todos os níveis de significância expostos e, por conta disso, fez-se necessário repetir o teste para a primeira diferença da série de desemprego, a qual apresentou estacionariedade.

Tabela 1 – Teste de raiz unitária

Teste de Raiz Unitária (Dickey-Fuller Aumentado)					
Hipótese nula: existência de raiz unitária					
Variável	Valor-p	Estatística-t	1%	5%	10%
Repasses cambiais (cc)	0.0000	-8,224325	-3,486064	-2,885863	-2,579818
Expectativa de inflação (exp_pi)	0.0002	-4,658976	-3,486064	-2,885863	-2,579818
Inflação (pi)	0.0000	-5,127852	-3,486064	-2,885863	-2,579818
Taxa de desemprego em nível (u)	0.6168	-1,323577	-3,489117	-2,887190	-2,580525
Taxa de desemprego na primeira diferença (d(u))	0.0073	-3,596423	-3,489117	-2,887190	-2,580525

Fonte: EViews. Elaboração: própria.

4.3 ESTIMAÇÃO VAR E TESTES DE DIAGNÓSTICO

A tabela exibida no apêndice C diz respeito à estimação do modelo VAR, a qual contém as variáveis descritas pelo trabalho: repasses cambiais (RC), Taxa de Desemprego em sua primeira diferença (D(U)), Expectativa de inflação (EXP_PI) e Inflação (PI), suas respectivas defasagens, uma constante e uma *dummy* de quebra estrutural (d_int).

As variáveis endógenas incluídas foram os repasses cambiais, a taxa de desemprego, a expectativa de inflação e a inflação. Já dentre as variáveis exógenas estão a primeira defasagem de cada uma das variáveis citadas, a constante e a *dummy* de quebra estrutural. O modelo estimado apresenta um total de vinte e quatro coeficientes, o que não é muito interessante de se analisar. Por outro lado, pode-se observar que a *dummy* de intercepto apresentou significância

estatística em todos os níveis de significância de acordo com a estatística-t, o que ajuda a defender sua inclusão para melhor adaptação do modelo.

Além disso, o valor da estatística-F tanto para a taxa de desemprego quanto para a inflação rejeita a hipótese nula de independência dessas variáveis, isto é, as variáveis exógenas do modelo exercem dependência sobre a taxa de desemprego e sobre a inflação. Em outras palavras, a inflação e a taxa de desemprego são dependentes conjuntamente das variáveis exógenas. Ademais, tanto o R quadrado quanto o R quadrado ajustado da variável inflação e desemprego exibiram valores relativamente altos, mas não tão altos a fim de enviesar o modelo.

O tratamento de quebra estrutural via *dummy* se faz necessário quando o autor julga que o tratamento prévio das séries poderia levar a distorções nos dados. No presente trabalho, notou-se uma quebra estrutural na série de desemprego, a partir de outubro de 2014 e que perdura até dezembro de 2015. Diante do pressuposto, optou-se por adotar uma *dummy* de intercepto para captar os efeitos da mudança de direção da série, em que a *dummy* assume valor um ($d_{int} = 1$) quando está presente entre o período supracitado e assume valor zero ($d_{int} = 0$) caso contrário.

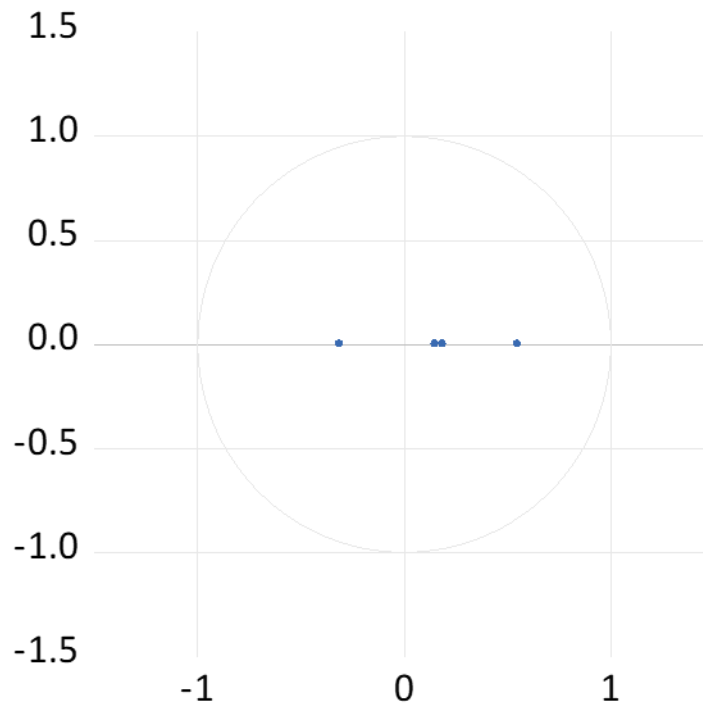
Os próximos passos serão o diagnóstico do modelo VAR estimado, começando por uma análise de correlação serial (autocorrelação) por meio de dois testes: teste Breusch-Godfrey (LM) e o teste de Portmanteau. O primeiro identifica correlação serial na defasagem h , ao passo que o segundo identifica autocorrelação até a defasagem h .

De acordo com o apêndice D1, que diz respeito ao teste Breusch-Godfrey (LM), é possível verificar que a maioria das defasagens rejeitaram a hipótese nula de não correlação serial dos resíduos em todos os níveis de significância. O apêndice D2 apresenta a tabela referente ao teste de Portmanteau, o qual também rejeitou a hipótese nula de não autocorrelação.

O próximo teste de diagnóstico verifica a estabilidade do sistema por meio das raízes características. Caso os valores das raízes estejam dentro do círculo unitário (circunferência de raio 1 e centro (0,0)) o sistema é considerado estável, e instável caso contrário. Ao verificar o Gráfico 6, é perceptível que as raízes estão dentro do círculo unitário e que o sistema aparentemente apresenta estabilidade.

Gráfico 6 – Raízes características e o círculo unitário

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Fonte: EViews. Elaboração: própria.

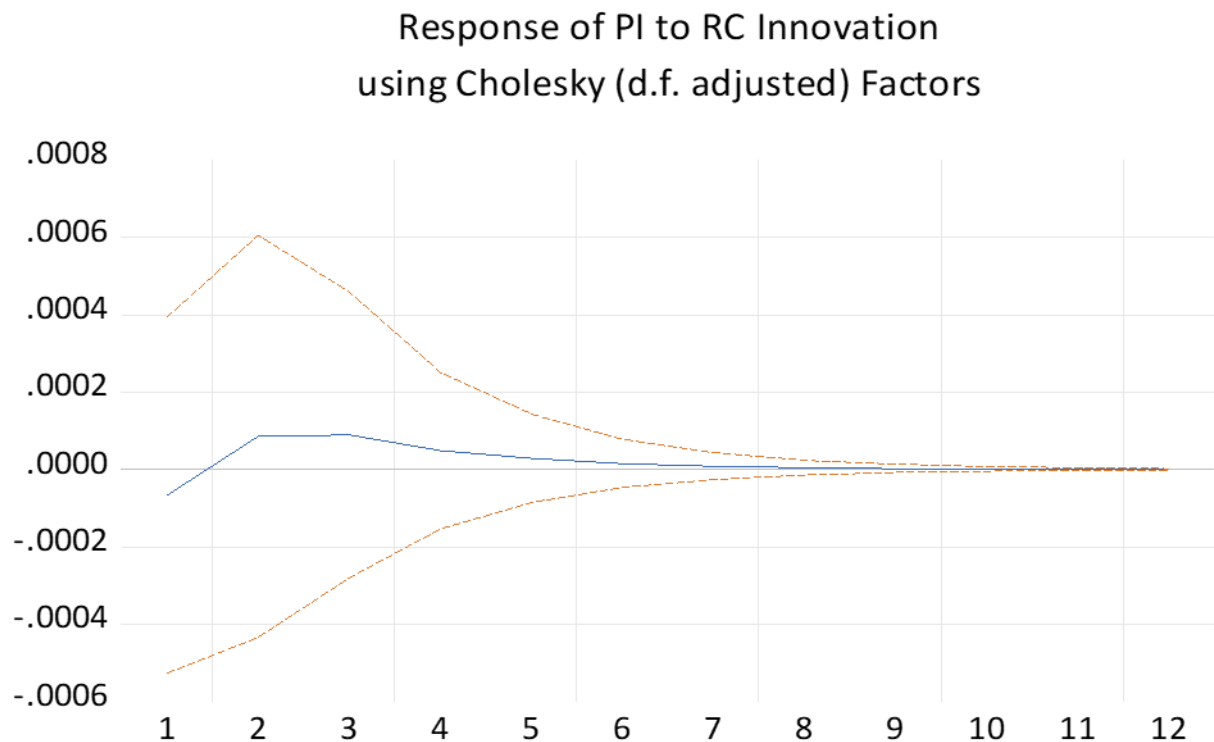
O teste seguinte pode ser observado no apêndice E e diz respeito a normalidade dos erros uma vez que esta pode se tornar um empecilho para a estratégia empírica escolhida, já que a estimação das FRI's é feita via máxima verossimilhança (SACHSIDA, SCHETTINI E GOUVÊA, 2017). O primeiro teste apresentado é o teste de normalidade dos resíduos de Lütkepohl, observado no apêndice E1, e o segundo é o teste de Portmanteau, verificado no apêndice E2. Ambos os testes expõem a mesma hipótese nula de não normalidade dos resíduos. Notou-se que o componente *joint* (componente que leva em consideração o grupo de variáveis como um só) em ambos os testes rejeitaram a hipótese nula de normalidade dos resíduos. Todavia, apesar do resultado pouco promissor, verificou-se que vários componentes individuais não rejeitavam a hipótese nula.

Diante disso, decidiu-se por analisar o histograma e as estatísticas dos resíduos de cada série e do resíduo global do sistema. Pelo apêndice F, o leitor pode verificar o histograma e seus principais resultados estatísticos. O apêndice F1 exhibe que os resíduos da série de repasses cambiais não rejeitam a hipótese nula de normalidade dos erros, verificada por meio do teste de Jarque-Bera. Os apêndices F2, F3 e F5 representam os resíduos das séries de desemprego, expectativa de inflação e inflação, respectivamente. É possível notar que para estas três séries,

os resíduos aparentam seguir uma distribuição normal e, de fato, a hipótese nula de normalidade não é rejeitada em um nível de significância de 5%, e não é rejeitada mais fortemente ao nível de significância de 10%. Entretanto, quando se nota no apêndice F5 o resíduo do sistema, este rejeita fortemente a hipótese nula de normalidade dos erros. Mesmo que o último resultado aparenta não ser favorável para a estimação, todas as outras séries aparentam seguir uma distribuição normal em seus resíduos, o que ameniza o problema encontrado e não gera graves problemas para o objetivo fim deste trabalho.

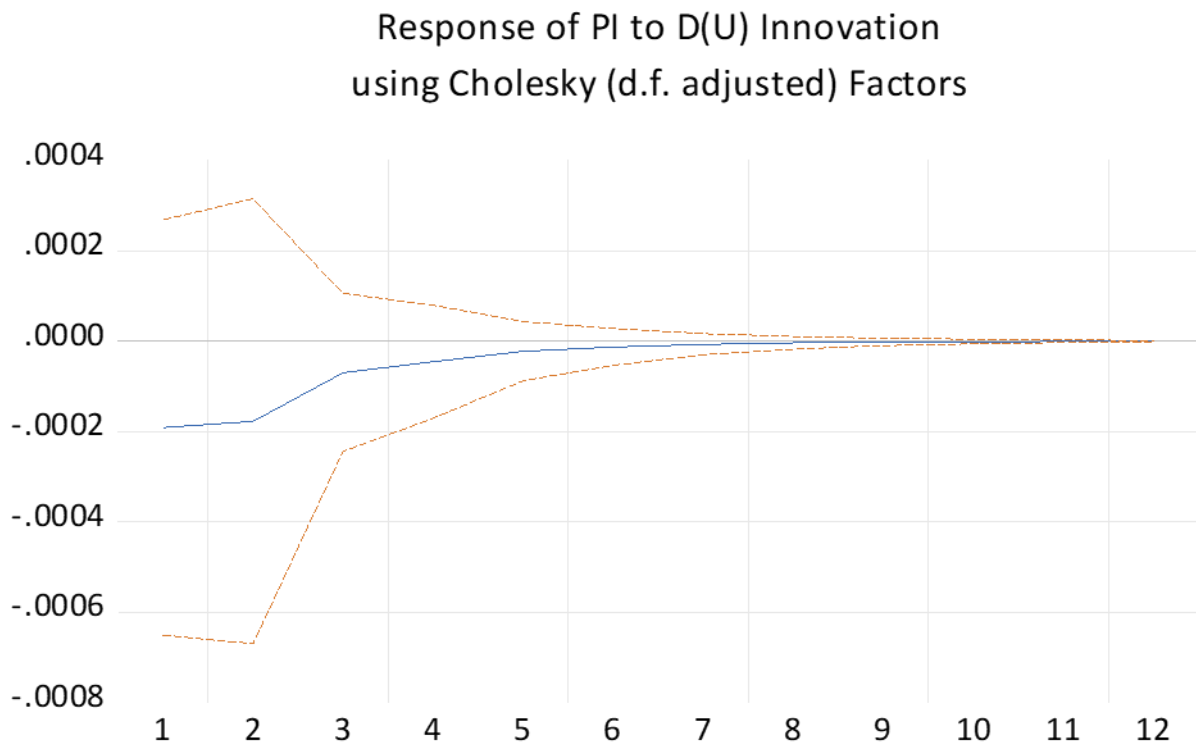
4.4 FUNÇÕES RESPOSTA AO IMPULSO (FRI's) E SUAS ANÁLISES

Gráfico 7: Choque em $\Delta\theta$: resposta da taxa de inflação ao impulso no repasse cambial



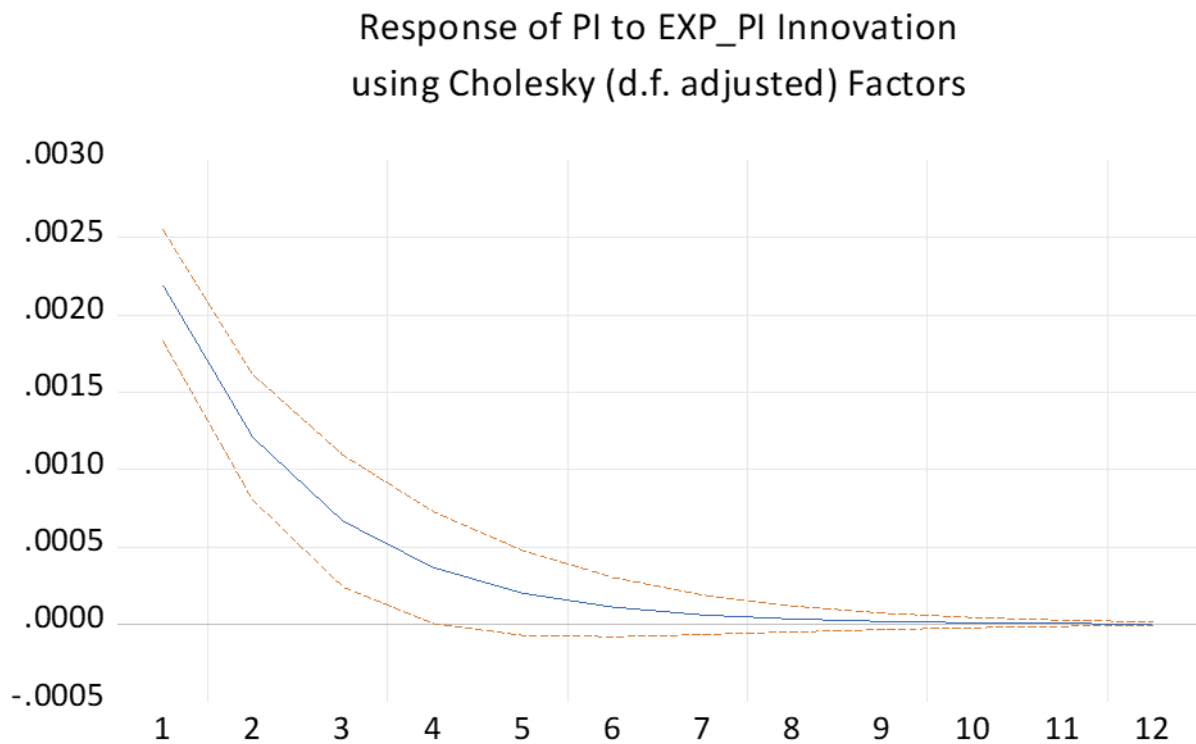
Fonte: EViews. Elaboração: própria.

Gráfico 8: Choque em U: resposta da taxa de inflação ao impulso na taxa de desemprego



Fonte: EViews. Elaboração: própria.

Gráfico 9: Choque em exp_pi: resposta da taxa de inflação ao impulso na expectativa de inflação



Fonte: EViews. Elaboração: própria.

Antes de começar efetivamente as análises sobre os resultados das funções de impulso-resposta, faz-se necessário alguns comentários. Em função do objetivo do trabalho, o qual é avaliar a adequação da Curva de Phillips para o Brasil na década de 2010, optou-se por selecionar apenas a inflação como variável resposta e as variáveis repasse cambial, taxa de desemprego e expectativa de inflação como impulsos. Outra observação a se ater é de que todos os choques (impulsos) tem magnitude positiva (analisar o que acontece com a inflação quando ocorre variação positiva em alguma das variáveis impulso).

De acordo com o Gráfico 7, é possível notar que o efeito do impulso no repasse cambial sobre a taxa de inflação começa negativo mas se torna positivo ainda no primeiro mês após o choque. Seu efeito tem duração até o oitavo mês, em que se torna zero.

Já em relação ao gráfico 8, nota-se que o choque na taxa de desemprego do período passado gera efeito negativo na inflação do período presente, apontando para uma certa adequação da Curva de Phillips no curto prazo para o período analisado. Este efeito se torna nulo durante o oitavo mês após o choque. É importante ressaltar que, apesar dos impulsos no câmbio e no desemprego terem duração de efeito parecido, a magnitude do efeito da taxa de desemprego sobre a inflação é mais significativa quando comparado ao choque no câmbio.

Por fim, é possível verificar que no Gráfico 9, o impulso na expectativa de inflação apresenta efeito positivo sobre a inflação, como era de se esperar pela teoria. Seu efeito sobre a inflação perdura até o começo do décimo mês, onde se torna nulo.

5 CONCLUSÃO

O presente trabalho teve por objetivo estimar um modelo VAR para a adequação da Curva de Phillips novo keynesiana com repasses cambiais. O período de análise é de janeiro de 2010 a dezembro de 2019. Os dados foram obtidos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística e do Banco Central do Brasil e tratados da maneira mais adequada avaliada pelo autor. Foram estimadas e analisadas funções de impulso-resposta, com foco na resposta obtida pela inflação aos choques das variáveis exógenas.

Os resultados das FRI's demonstram que: a) os repasses cambiais têm impacto positivo sobre a inflação, e seu efeito é dissipado no oitavo mês; b) a taxa de desemprego exerceu efeito negativo sobre a inflação no período analisado, ratificando a adequação da Curva de Phillips no curto prazo para a economia brasileira. Seu efeito se torna nulo durante o oitavo mês após o impulso; c) a expectativa de inflação exerceu efeito positivo sobre a inflação do período seguinte. Seu efeito se torna nulo no décimo mês após o choque.

6 REFERÊNCIAS

ALVES, S. A. L.; AREOSA, W. **Targets and Inflation Dynamics**. Central Bank of Brazil Working Paper No. 100, Oct, 2005.

ARRUDA, E. F.; FERREIRA, R. T.; CASTELAR, I. **Modelos lineares e não lineares da curva de Phillips para previsão da taxa de inflação no Brasil**. Revista Brasileira de Economia, v. 65, n. 3, p. 237-252, 2011.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Vetores Auto-Regressivos**. Relatório de inflação, p. 106-109, jun, 2004.

COGLEY, T.; SBORDONE, A. M. **Trend inflation and inflation persistence in the new Keynesian Phillips curve**. New York: Federal Reserve Bank of New York, 2006.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. **Distributing the estimators for autoregressive time series with a unit root**. Journal of the American Statistical Association, 74:427-31, 1979.

FEIJÓ, F. T.; **Uma estimação da Curva de Phillips híbrida para o Brasil no regime de metas de inflação**. Economia Aplicada, v. 21, n. 1, pp. 29-43, 2017.

FRIEDMAN, M. **The Role of Monetary Policy**. The American Economic Review, vol. 58, No. 1, pp. 1-17, (Mar., 1968).

HARGREAVES, D.; KITE, H. HODGETTS, B. **Modelling New Zealand inflation in a Phillips curve**. Reserve Bank of New Zealand: Bulletin, vol. 69, No. 3.

MAZALI, A. A.; DIVINO, J. A. **Real wage rigidity and the new Phillips curve: the Brazilian case**. Revista Brasileira de Economia, v. 64. n. 3, p. 291-306, 2010.

PHELPS, E. S. **Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time**. Economica, New Series, Vol. 34, No. 135, pp. 254-281, (Aug., 1967).

PHELPS, E. S. **The New Microeconomics in Inflation and Employment Theory**. American Economic Review, V.59 (2), pag.147-160, 1969.

PHILLIPS, A. W. **The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in United Kingdom, 1861-1957**. Economica, v. 25, n. 100, p. 283-299, nov. 1958.

SACHSIDA, A. **Inflação, Desemprego e Repasses cambiais: Uma Revisão da Literatura Sobre a Curva de Phillips no Brasil**. Revista Brasileira de Economia, Rio de Janeiro, v. 67, n. 4, p. 549-559, Dez, 2013.

SACHSIDA, A.; SCHETTINI, B. P.; GOUVÊA, R. R. **Inflação, Desemprego e Repasses cambiais: Estimativas VAR para a Economia Brasileira**. Análise Econômica, Porto Alegre, ano 35, n.67, p. 297-322, mar, 2017.

SAMUELSON, P.; A. SOLOW, R. M. **Aspects of Anti-Inflation Policy**. The American Economic Review, vol. 50, No. 2, Papers and Proceedings of the Seventy-second Annual Meeting of the American Economic Association, pp. 177- 194, (May, 1960).

SCHWARTZMAN, F. F. **Estimativa de Curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados**. Economia Aplicada, Ribeirão Preto, v. 10, n. 1, p. 137- 155, mar. 2006.

SIMS, C. A.; STOCK, J. H. WATSON, M. W. **Inference in linear time series models with some unit roots**. Econometrica: Journal of the Econometric Society, v. 58, n.1, p. 113-144, 1990.

APÊNDICES

Esta seção tem exibido todos os resultados obtidos da plataforma *EViews* que foram utilizados neste trabalho com o objetivo de ratificar tanto a aplicação da estimação do modelo VAR, quanto as análises das funções de impulso-resposta. Dentre os apêndices estão: os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado de todas as séries, os critérios de informação (com foco no Schwarz), a estimação VAR, os testes de autocorrelação dos resíduos (Breusch-Godfrey (LM) e Portmanteau), testes de não normalidade dos resíduos (Lütkepohl e Doornik-Hansen) e o histograma dos resíduos (individual de cada variável e o conjunto do sistema) e suas estatísticas para verificar também normalidade.

APÊNDICE A – Testes de raiz unitária (Dickey-Fuller Aumentado)

APÊNDICE A1 – Repasses cambiais

Null Hypothesis: CC has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.224325	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.486064	
5% level	-2.885863	
10% level	-2.579818	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Fonte: Saída EViews.

APÊNDICE A2 – Expectativa de inflação

Null Hypothesis: EXP_PI has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.658976	0.0002
Test critical values: 1% level	-3.486064	
5% level	-2.885863	
10% level	-2.579818	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Fonte: Saída EViews.

APÊNDICE A3 – Inflação

Null Hypothesis: PI has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.127852	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.486064	
5% level	-2.885863	
10% level	-2.579818	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Fonte: Saída EViews.

APÊNDICE A4 – Taxa de Desemprego em nível

Null Hypothesis: U has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 6 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.323577	0.6168
Test critical values: 1% level	-3.489117	
5% level	-2.887190	
10% level	-2.580525	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Fonte: Saída EViews.

APÊNDICE A5 – Taxa de Desemprego em primeira diferença

Null Hypothesis: D(U) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.596423	0.0073
Test critical values: 1% level	-3.489117	
5% level	-2.887190	
10% level	-2.580525	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Fonte: Saída EViews.

APÊNDICE B – Critérios de Informação

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: CC D(U) EXP_P I PI
 Exogenous variables: C D_SAZ
 Date: 05/14/21 Time: 09:50
 Sample: 2010M01 2019M12
 Included observations: 107

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1809.865	NA	2.77e-20	-33.67972	-33.47988	-33.59871
1	1856.198	87.46985	1.57e-20	-34.24669	-33.64718*	-34.00366
2	1891.123	63.32105	1.11e-20	-34.60042	-33.60123	-34.19536*
3	1913.690	39.22931	9.83e-21	-34.72318	-33.32431	-34.15610
4	1932.733	31.67916*	9.35e-21*	-34.78006	-32.98152	-34.05095
5	1948.143	24.48376	9.56e-21	-34.76904	-32.57082	-33.87791
6	1960.541	18.77021	1.04e-20	-34.70170	-32.10381	-33.64855
7	1969.329	12.64784	1.22e-20	-34.56689	-31.56933	-33.35172
8	1987.421	24.68631	1.20e-20	-34.60600	-31.20876	-33.22880
9	2007.352	25.70542	1.16e-20	-34.67947	-30.88256	-33.14025
10	2020.596	16.09092	1.28e-20	-34.62796	-30.43137	-32.92672
11	2041.816	24.19531	1.24e-20	-34.72554	-30.12927	-32.86227
12	2064.726	24.40812	1.17e-20	-34.85469*	-29.85875	-32.82940

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Fonte: Saída EViews.

APÊNDICE C – Estimação do VAR

Vector Autoregression Estimates

Date: 05/17/21 Time: 17:26

Sample (adjusted): 2010M03 2019M12

Included observations: 118 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	RC	D(U)	EXP_PI	PI
RC(-1)	0.176201 (0.09126) [1.93086]	-0.061685 (0.02526) [-2.44210]	0.004271 (0.01052) [0.40581]	0.009236 (0.01640) [0.56324]
D(U(-1))	0.362284 (0.31772) [1.14025]	-0.352835 (0.08794) [-4.01201]	-0.053111 (0.03664) [-1.44956]	-0.023777 (0.05709) [-0.41647]
EXP_PI(-1)	-1.247579 (1.53033) [-0.81523]	0.071137 (0.42359) [0.16794]	0.295897 (0.17648) [1.67669]	0.135262 (0.27498) [0.49189]
PI(-1)	0.150882 (1.11716) [0.13506]	0.031003 (0.30922) [0.10026]	0.256582 (0.12883) [1.99164]	0.452478 (0.20074) [2.25404]
C	0.005702 (0.00316) [1.80166]	-0.000761 (0.00088) [-0.86830]	0.001807 (0.00036) [4.95029]	0.001722 (0.00057) [3.02796]
D_INT	0.012853 (0.00441) [2.91488]	0.003884 (0.00122) [3.18197]	0.001355 (0.00051) [2.66469]	0.001741 (0.00079) [2.19779]
R-squared	0.154988	0.208182	0.528196	0.400992
Adj. R-squared	0.117265	0.172833	0.507134	0.374250
Sum sq. resids	0.021709	0.001663	0.000289	0.000701
S.E. equation	0.013922	0.003854	0.001605	0.002502
F-statistic	4.108512	5.889325	25.07739	14.99515
Log likelihood	340.0086	491.5768	594.8947	542.5591
Akaike AIC	-5.661163	-8.230115	-9.981266	-9.094222
Schwarz SC	-5.520280	-8.089233	-9.840384	-8.953340
Mean dependent	0.002955	5.60E-07	0.004525	0.004692
S.D. dependent	0.014818	0.004237	0.002287	0.003162
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.03E-20		
Determinant resid covariance		8.38E-21		
Log likelihood		2057.761		
Akaike information criterion		-34.47053		
Schwarz criterion		-33.90700		
Number of coefficients		24		

Fonte: Saída EViews.

APÊNDICE D – Testes de correlação serial

APÊNDICE D1 – Teste Breusch-Godfrey (LM)

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 05/13/21 Time: 18:27

Sample: 2010M01 2019M12

Included observations: 119

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	41.07796	16	0.0005	2.675514	(16, 324.5)	0.0005
2	54.38446	16	0.0000	3.615758	(16, 324.5)	0.0000
3	63.68272	16	0.0000	4.295544	(16, 324.5)	0.0000
4	44.20037	16	0.0002	2.892768	(16, 324.5)	0.0002
5	38.99363	16	0.0011	2.531624	(16, 324.5)	0.0011
6	69.85979	16	0.0000	4.757800	(16, 324.5)	0.0000
7	29.08499	16	0.0234	1.859825	(16, 324.5)	0.0234
8	30.17708	16	0.0171	1.932888	(16, 324.5)	0.0171
9	35.41835	16	0.0035	2.286904	(16, 324.5)	0.0035
10	33.26867	16	0.0068	2.141028	(16, 324.5)	0.0068
11	34.22537	16	0.0051	2.205832	(16, 324.5)	0.0051
12	65.96168	16	0.0000	4.465086	(16, 324.5)	0.0000

Fonte: Saída EViews.

APÊNDICE D2 – Teste Portmanteau

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations

Null Hypothesis: No residual autocorrelations up to lag h

Date: 05/13/21 Time: 18:29

Sample: 2010M01 2019M12

Included observations: 119

Lags	Q-Stat	Prob.*	Adj Q-Stat	Prob.*	df
1	20.40761	---	20.58055	---	---
2	68.42624	0.0000	69.42002	0.0000	16
3	120.9871	0.0000	123.3402	0.0000	32
4	160.2700	0.0000	163.9895	0.0000	48
5	195.2118	0.0000	200.4638	0.0000	64
6	251.5801	0.0000	259.8252	0.0000	80
7	276.0176	0.0000	285.7900	0.0000	96
8	302.8259	0.0000	314.5304	0.0000	112
9	331.9204	0.0000	346.0054	0.0000	128
10	358.7082	0.0000	375.2507	0.0000	144
11	386.8680	0.0000	406.2787	0.0000	160
12	432.3418	0.0000	456.8523	0.0000	176

*Test is valid only for lags larger than the VAR lag order.

df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

*df and Prob. may not be valid for models with exogenous variables

Fonte: Saída EViews.

APÊNDICE E – Testes de não normalidade dos resíduos

APÊNDICE E1 – Teste de Lütkepohl

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
 Date: 05/13/21 Time: 18:44
 Sample: 2010M01 2019M12
 Included observations: 119

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.011995	0.002854	1	0.9574
2	0.819024	13.30419	1	0.0003
3	-0.300379	1.789517	1	0.1810
4	0.075741	0.113778	1	0.7359
Joint		15.21034	4	0.0043

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.331822	0.545942	1	0.4600
2	3.208674	0.215910	1	0.6422
3	3.477433	1.130213	1	0.2877
4	2.515299	1.164884	1	0.2805
Joint		3.056949	4	0.5483

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.548795	2	0.7600
2	13.52010	2	0.0012
3	2.919730	2	0.2323
4	1.278662	2	0.5276
Joint	18.26729	8	0.0193

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Fonte: Saída EViews.

APÊNDICE E2 – Teste de Doornik-Hansen

VAR Residual Normality Tests

Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)

Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal

Date: 05/13/21 Time: 18:45

Sample: 2010M01 2019M12

Included observations: 119

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.026906	0.015985	1	0.8994
2	0.800167	11.43748	1	0.0007
3	-0.221436	1.061458	1	0.3029
4	0.519888	5.395041	1	0.0202
Joint		17.90997	4	0.0013

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.346994	1.748941	1	0.1860
2	3.286531	7.831130	1	0.0051
3	3.127158	0.259350	1	0.6106
4	3.651772	0.183138	1	0.6687
Joint		10.02256	4	0.0400

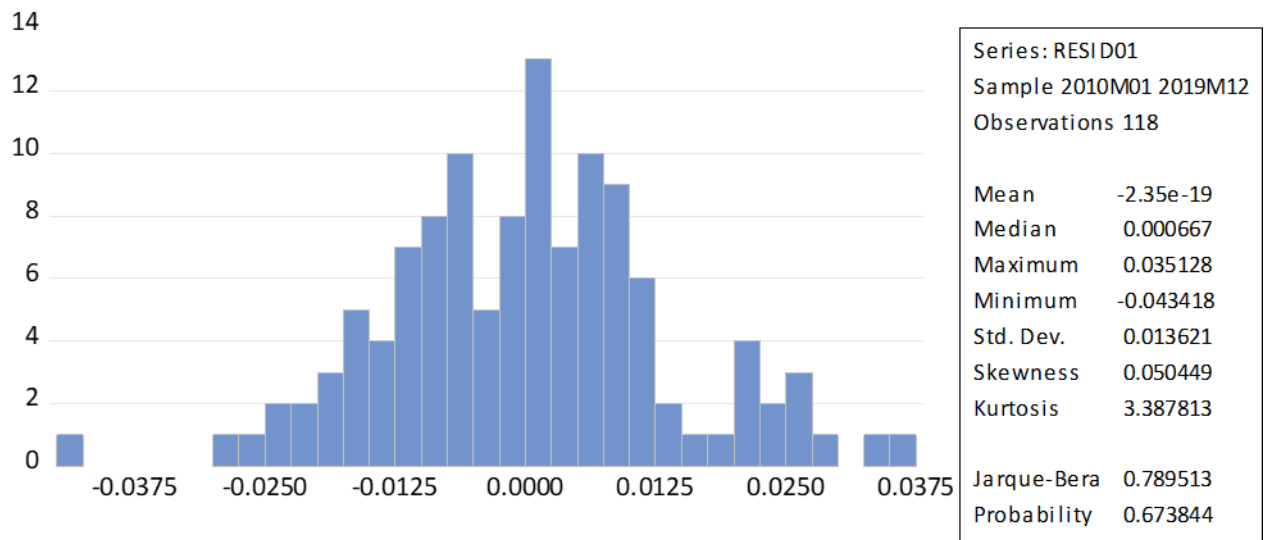
Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.764926	2	0.4138
2	19.26861	2	0.0001
3	1.320809	2	0.5166
4	5.578178	2	0.0615
Joint	27.93252	8	0.0005

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Fonte: Saída EViews.

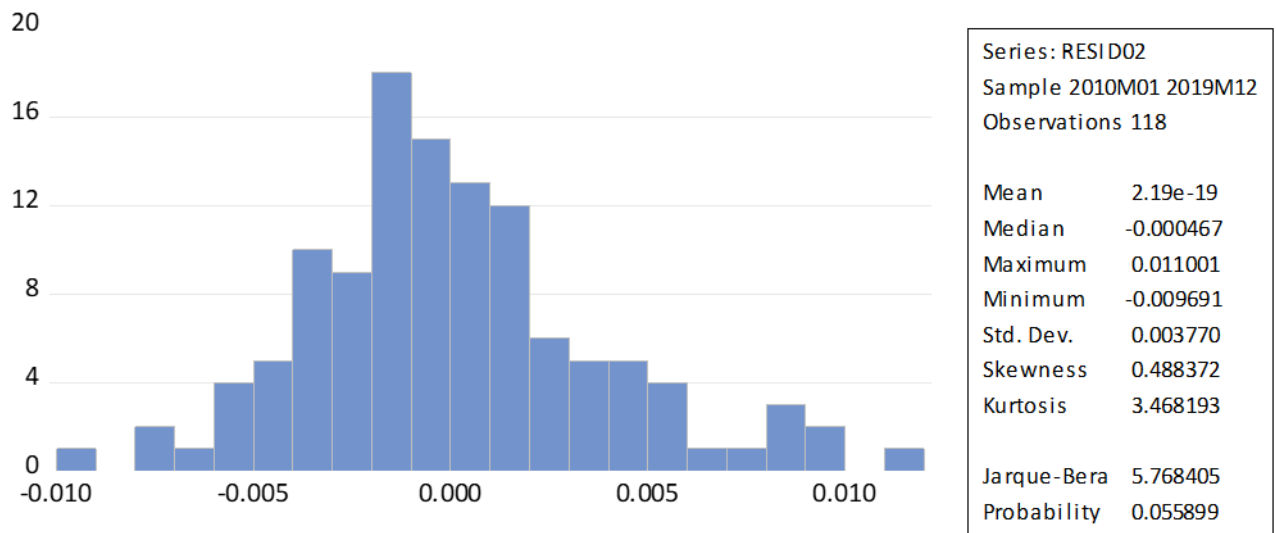
APÊNDICE F – Histograma e estatísticas dos resíduos

APÊNDICE F1 – Resíduo da série de repasses cambiais



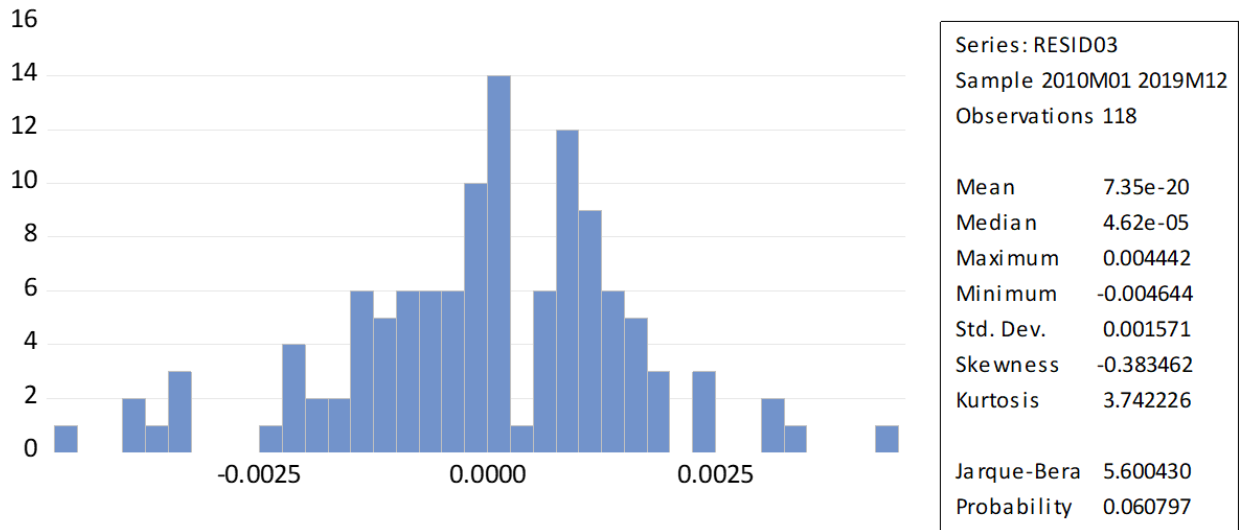
Fonte: Saída EViews.

APÊNDICE F2 – Resíduo da série de desemprego



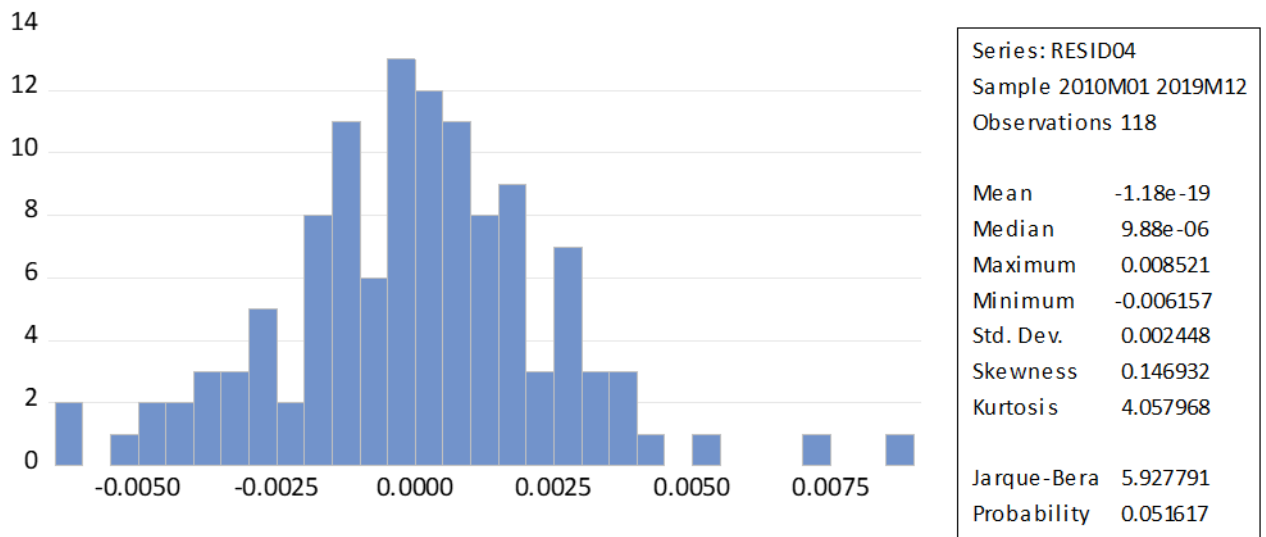
Fonte: Saída EViews.

APÊNDICE F3 – Resíduo da série de expectativa de inflação



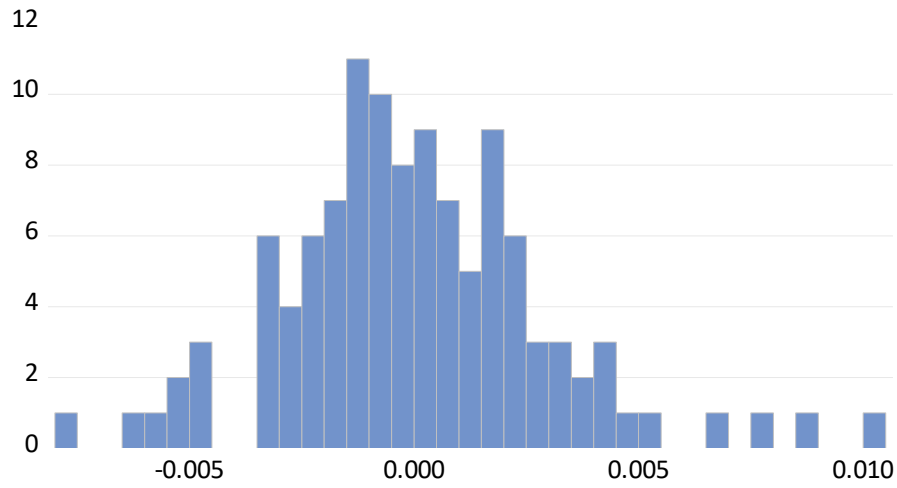
Fonte: Saída EViews.

APÊNDICE F4 – Resíduo da série de inflação



Fonte: Saída EViews.

APÊNDICE F5 – Resíduo do sistema



Fonte: Saída EViews.