UNIVERSIDADE FEDERAL DA GRANDE DOURADOS – UFGD
FACULDADE DE ADMINISTRAÇÃO, CIÊNCIAS CONTÁBEIS E ECONOMIA – FACE

Albino Torales Canterle

PASS-THROUGH: ESTIMAÇÃO DOS EFEITOS DAS VARIAÇÕES CAMBIAS SOBRE A INFLAÇÃO UTILIZANDO VETORES AUTORREGRESSIVOS (VAR)

DOURADOS-MS
2017

UNIVERSIDADE FEDERAL DA GRANDE DOURADOS UFGD

FACULDADE DE ADMINISTRAÇÃO, CIÊNCIAS CONTÁBEIS E ECONOMIA – FACE

Albino Torales Canterle

PASS-THROUGH: ESTIMAÇÃO DOS EFEITOS DAS VARIAÇÕES CAMBIAS SOBRE A INFLAÇÃO UTILIZANDO VETORES AUTORREGRESSIVOS (VAR)

Trabalho de Graduação apresentado a Faculdade de Administração, Ciências Contábeis e Economia da Universidade Federal da Grande Dourados, como requisito parcial para a obtenção do grau de bacharel em economia.

Orientador: Professor Dr. Enrique Duarte Romeiro

Co-orientador: Professor Dr. Fabio R. de Moura

Banca Examinadora:

Professor Dr. Alexandre Bandeira Monteiro e Silva

Professor Dr. Pedro Rodrigues de Oliveira

DOURADOS-MS

2017

"But the more I studied economic science,
the smaller appeared the knowledge which I had of it,
in proportion to the knowledge that I needed;
and now, at the end of nearly half a century of
almost exclusive study of it,
I am conscious of more ignorance of it than
I was at the beginning of the study"
A. Marshall

"The curious task of economics is to demonstrate to men how little they really know about what they imagine they can design."

F.A Hayek

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO 10
   1.1 Justificativa 11
   1.2 Objetivos 12
   1.3 Hipótese 12
   1.4 Estrutura do Trabalho 12
2. REVISÃO DA LITERATURA 13
3. METODOLOGIA 17
   3.1 Vetores Autorregressivos (VAR) 17
   3.2 Estacionariedade em séries temporais 18
   3.3 Processos Estocásticos Estacionários de Séries Temporais 18
   3.4 Testes de Raiz Unitária em séries temporais 19
      3.4.1 Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) 19
      3.4.2 Teste Phillips-Perron: 20
      3.4.3 Teste Kwiatkowski-Philips-Schimdt-Shin (KPSS): 20
      3.5 Função Impulso-resposta 21
4. ESTRATÉGIA EMPÍRICA 22
   4.1 Dados utilizados 22
   4.2 Resultados dos Testes de Raiz Unitária 24
   4.3 Estimação do Modelo Var: Primeira Especificação 25
   4.4 Teste de autocorrelação e normalidade dos resíduos: primeira especificação 29
   4.5 Estimação do modelo VAR: Segunda especificação 31
   4.6 Teste de Autocorrelação e normalidade dos resíduos: Segunda especificação 35
5. ANÁLISE DOS RESULTADOS 38
   5.1 Variação Cambial e IPCA: Resultados para a Primeira Especificação 38
   5.2 Variação Cambial e IPCA: Resultados para a Segunda Especificação 42
   5.3 Comparações entre as duas especificações 46
6. CONSIDERAÇÕES FINAIS 47
7. REFERÊNCIAS 49
8. ANEXOS 52

RESUMO

Esse trabalho visa estimar e analisar o impacto que a variação cambial exerce no índice de preços internos da economia brasileira durante o período de 2000 até 2015, utilizando dados trimestrais. Estimando o grau de pass-through na economia brasileira e por quanto tempo um aumento inesperado no dólar afeta a inflação. Para isso foi utilizado o método de Vetores Autorregressivos (VAR) e realizados testes de correlação, estacionariedade, normalidade e Autocorrelação serial dos resíduos, a fim de determinar a consistência do modelo VAR. Foi possível constatar que um aumento inesperado na taxa de câmbio nominal afeta a inflação Brasileira por um período acumulado de dois anos, e que tal variável a responsável por aproximadamente 27,5% da variação total do IPCA. Um aumento de 3,5 pontos percentuais na taxa de cambio leva a um aumento acumulado de 1,3 pontos percentuais na inflação. Constatou-se também que a economia não reage imediatamente a uma depreciação do real, tal choque leva aproximadamente um trimestre para ser repassado ao índice de preços.

Palavras Chaves: Pass-through; Inflação; Taxa de câmbio; VAR.

ABSTRACT

The aim of this paperwork was to estimate and analyze the impact of the nominal exchange rate variation in the price index in the Brazilian economy from 2000 to 2015 using quarterly data. Estimating the pass-through degree in the Brazilian economy and for how long an unexpected increase of the Dollar price affects the inflation. To perform the analysis, it was used the Vector Autoregressions Model (VAR), and performed tests of correlation, stationarity tests, normality and serial correlation of residuals, in order to determine the VAR model consistency. It was possible to observe that an unexpected increase in the nominal exchange rate affects the Brazilian inflation for an acumulated period of two years, and that such variable is responsible for approximately 27.5% of the total variation of the IPCA. A 3.5 percentage points increase in the exchange rate leads to a cumulative 1,2 percentage points increase in inflation. In addition, it was verified that the Brazilian economy does not instantly respond to a Real depreciation, such shock takes about three months to reflect in the price index.

Keywords: Pass-through; Inflation; Nominal exchange rate; VAR.

ÍNDICE DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1: Um processo estocástico. 19

Figura 2: Variáveis utilizadas para a estimação do modelo econométrico 23

Figura 5: Raízes Inversas em modulo do primeiro modelo 27

Figura 3: Comportamento dos resíduos da primeira especificação do VAR sem adição de variáveis dummies. 28

Figura 4: Comportamento dos resíduos da primeira especificação do VAR com a adição de dummies de intervenção em 2002 Q4 e 2008 Q4 29

Figura 6: Comportamento dos resíduos da segunda especificação do VAR 33

Figura 7: Comportamento dos resíduos da segunda especificação do VAR com a adição de dummies de intervenção em 2000 Q3, 2002Q3, 2002 Q4 e 2008 Q4 34

Figura 8: Raízes Inversas em modulo da segunda especificação 35

Figura 9: Resposta do IPCA a um impulso de um desvio-padrão na inovação da taxa de crescimento do câmbio, por período: primeira especificação 39

Figura 10: Resposta acumulada do IPCA a um impulso de um desvio-padrão na inovação da taxa de crescimento do câmbio: primeira especificação 40

Figura 11: Resposta do IPCA a um impulso de um desvio-padrão na inovação da taxa de crescimento do câmbio, por período: segunda especificação 44

Figura 12: Resposta acumulada do IPCA a um impulso de um desvio-padrão na inovação da taxa de crescimento do câmbio: segunda especificação 44

ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1: Teste de Correlação serial LM - VAR com 4 lags 30

Tabela 2: Teste de Normalidade de Urzua 31

Tabela 3: Teste de Normalidade de Lutkepohl 31

Tabela 4: Teste de Normalidade de Doornik-Hansen 31

Tabela 5: Critérios de informação para seleção do número de defasagens 32

Tabela 6: Teste de Correlação serial LM: segunda especificação 36

Tabela 7: Teste de Normalidade de Urzua: segunda especificação 36

Tabela 8: Teste de Normalidade de Lutkepohl: segunda especificação 36

Tabela 9: Teste de Normalidade de Doornik-Hansen: segunda especificação 37

Tabela 10: Decomposição da variância dos erros de previsão do IPCA: primeira especificação 42

Tabela 11: Decomposição da variância dos erros de previsão do IPCA: segunda especificação 45

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer primeiramente a toda minha família pelo apoio que me deram no decorrer de todo o curso, em especial a minha avó Maria Arguelho e meu avô Albino Torales, e sobretudo a minha mãe Fidelina Torales Arguelho por investir na minha educação e mover montanhas para que eu sempre tivesse a melhor formação.

Um gigantesco obrigado a minha prima Michelle Torales, por aguentar os meus questionamentos a respeito de carreira e tudo mais bem como minhas crises de nervosismo ao longo do curso e sempre estar ao meu lado.

A minha namorada Priscila Rodrigues por toda sua paciência, incentivo e ajuda ao longo desse empreendimento.

Agradecimento especial a todo o corpo docente do curso de Economia da UFGD, que sempre fizeram o melhor pelo curso e pelos discentes, bem como a sua busca pela excelência em educação, visando sempre a qualidade para todos.

Ao meu co-orientador Dr. Fabio Rodrigues de Moura, pela paciência, ao responder todos as dúvidas desse *millenium*, quando procurado, principalmente nas madrugadas a dentro me ajudando a desenvolver esse trabalho e pelo seu suporte e incentivo.

Por fim, mas não menos importante gostaria de agradecer a todos que me auxiliaram direta e indiretamente ao longo de toda na minha formação e na elaboração desse trabalho.

1. INTRODUÇÃO

As mudanças nos níveis inflacionários decorrente de variações cambiais é conhecido como *Pass-Through*. Tal tema ganhou notoriedade no Brasil com a estabilização da economia em 1994 e maior relevância após a adoção do regime de câmbio flutuante pelo Banco Central do Brasil em 1999. Nesse período a instituição não conseguiu manter as taxas de câmbio fixas e foi levado a deixar flutuar, de modo que a oferta e a demanda passava a ditar o preço da moeda estrangeira, com pequenas intervenções no intuito de manter as taxas de câmbio entre certos patamares.

Goldberg e Knetter (1997), definem o *pass-through* como a mudança percentual em moeda corrente nos preços dos produtos importados resultante da mudança de um ponto percentual na taxa de câmbio dos países exportadores e importadores.

Por ser uma economia emergente, exportadora de produtos primários e importadora de bens de capital e de insumos industriais, a taxa de câmbio se configura como uma das variáveis mais importante na economia brasileira. Isso intensifica-se pelo fato de o país ter grande parte de sua dívida pública indexada em moeda estrangeira (dólar americano) (HOLLAND; NAKANO, 2011).

Desde a queda do acordo de Bretton Woods em 1971, alguns países como Canadá e Inglaterra adotaram o regime cambial flutuante, no qual a taxa de câmbio seria determinada pela oferta e demanda do novo ativo, ou seja, pela moeda estrangeira. Tal medida foi adotada inicialmente em tais países em caráter temporário; entretanto, é utilizado por grande parte dos países até hoje (PEREIRA, 2003).

Países da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) há muito tempo analisam o grau de repasse cambial com o objetivo de desenvolver políticas monetárias que evitem que os choques cambiais afetem em demasia os índices inflacionários, almejando estabilidade monetária, o que favorece o estímulo à economia doméstica (BRITO, 2011).

No Brasil, durante o ano de 2015, houve um grande aumento da inflação, superando o teto da meta estipulada pelo governo em 4,12 pontos percentuais, atingindo o valor de 10,67%, sendo o maior valor registrado desde 2002, o que implica em uma redução substancial do poder de compra da moeda brasileira.

Juntamente com a alta dos índices inflacionários houve uma grande apreciação do valor do dólar americano no mercado brasileiro, que, no mesmo período, atingiu altos valores e pela

primeira vez, desde a implantação do plano real, foi negociado a valores superiores de R$ 4,00 por uma unidade da moeda norte-americana, representando a busca por proteção pelos investidores, em um mercado marcado por incertezas no campo político, o que reflete diretamente na perda de confiança do investidor estrangeiro na economia brasileira.

1.1 Justificativa

O processo responsável por mudanças nas taxas de inflação provenientes de variações cambiais é conhecido como *pass-through*. Esse fenômeno ganhou relevância no Brasil após a estabilização econômica ocorrida em 1994 (PEREIRA, 2003).

O estudo de como a variação da taxa de câmbio afeta os índices inflacionários é de suma importância para a análise na economia brasileira, por se tratar de uma economia em desenvolvimento, exportadora de produtos primários e importadora de insumos e bens de capital essenciais para a produção industrial, os quais são afetados diretamente pela variação cambial (HOLLAND e NAKANO, 2011).

Com a globalização do mercado financeiro e a adoção do câmbio flutuante a partir de 1999 pelo Banco Central, entender melhor tal relação é essencial para que os *policy makers* possam desenvolver políticas que evitem que a variação cambial afete a inflação doméstica de modo que crie uma espiral inflacionária. Como destaca Campa e Goldberg (2005, p. 1),

> More recently pass-through issues have played a central role in heated debates over appropriate monetary policies and exchange rate regime optimality in general equilibrium models. These debates have broad implications for the conduct of monetary policy, for macroeconomic stability, for international transmission of shocks, and for efforts to contain large imbalances in trade and international capital flows.

Há vários trabalhos que estudam o grau de repasse cambial, como o de Goldfajn e Werlang (2000), que analisam tal relação para uma amostra de 71 países para o período de 1980 até 1998, mostrando como uma depreciação cambial afeta a inflação do país, além de estimarem a inflação esperada para os anos seguintes nos países estudados. Todavia, há poucos estudos que abordam e focam no caso brasileiro, havendo uma indefinição sobre o grau de resposta dos preços nacionais em relação as variações na taxa de câmbio.

1.2 Objetivos

O objetivo geral do trabalho é analisar os impactos das variações cambiais sobre a inflação brasileira durante o período de 2000 até 2015 utilizando vetores autorregressivos.

Especificamente, pretende-se:

- Descrever a evolução da inflação no Brasil durante o período de 2000 a 2015;
- Identificar a evolução e a flutuação da taxa de câmbio no período;
- Analisar a relação entre a taxa de câmbio e o IPCA para o período.

1.3 Hipótese

Quando um aumento no valor da taxa câmbio é totalmente repassado à inflação, temos um *pass-through* de valor 1 e dizemos que houve um *pass-through* completo. Quando um aumento no valor da taxa de câmbio não é repassado à inflação, temos um *pass-through* de valor zero.

Sendo assim, a hipótese deste trabalho é de que um aumento observado na taxa de câmbio provoca um aumento nos preços internos no Brasil e que o grau de repasse seja um valor entre 0 e 1.

1.4 Estrutura do Trabalho

O trabalho está dividido em oito seções, incluindo esta introdução. Na seção 2 apresenta-se uma revisão teórica e dos trabalhos empíricos realizados na área de estudo. Na seção 3 discorre-se sobre o método de pesquisa e tratamento dos dados pesquisados para que os objetivos propostos sejam alcançados. Na quarta seção é realizada a estimação e teste de consistência dos modelos econométricos utilizados. Na seção 5 encontram-se as análises dos resultados dos dados obtidos de acordo com os modelos econométricos, seguida pela sexta seção onde é discorrido sobre as considerações finais desse trabalho. Na sétima seção há as referências utilizadas e na oitava seção encontram-se os anexos.

2. REVISÃO DA LITERATURA

O estudo de como a variação cambial afeta a inflação constitui-se em uma análise relativamente nova na teoria econômica. Com a invenção da internet e a "redução do tamanho do globo" proporcionado por transportes cada vez maiores e mais rápidos, que levaram a globalização e uma crescente aumento das trocas comerciais entre países, somados a outros fatores, tornou-se necessária a análise do *pass-through* pelos governos, empresas e no âmbito acadêmico. Os primeiros trabalhos que citam tal correlação (Dornbusch, 1985; Krugman, 1986) surgiram por volta da década de 80, e vêm ganhando cada vez mais notoriedade nas economias em volta do mundo.

No Brasil o grau de *pass-through* ainda é um tema relativamente pouco discutido. Com a estabilização da economia somente em 1994 e a adoção do regime de câmbio flutuante pelo BACEN em 1999, iniciou-se a discussão de sua importância nos círculos acadêmicos e profissionais.

Em um modelo macroeconômico tradicional de economia aberta, sob a suposição da paridade do poder de compra (PPP), o *pass-through* da taxa cambial para os preços domésticos são sempre imediatos e completos. Assim, pesquisas sobre a temática são microeconômicas por natureza e as explicações para as evidências de uma taxa de *pass-through* incompleto são baseadas na imperfeição dos mercados e na teoria dos preços de mercado (Dornbusch, 1985; Krugman, 1986). Empresas, no intuito de manter seu *market share,* ajustam seu mark-up ao invés de repassar os movimentos das variações cambiais para os preços (GOLBERG; KNETTER, 1996).

Outra importante variável que afeta diretamente o grau de *pass-through* é o método que as empresas determinam as vendas de seus produtos no mercado externo. De acordo com Baccheta e Van Wincoop (2002), uma certa parte do grau de *pass-through* depende de qual moeda a empresa exportadora irá fixar seu preço para vender no mercado externo. Tal escolha, que é de vertente microeconômica, tem uma grande implicação em nível macroeconômico, pelo fato de que a mesma afeta a taxa de câmbio e sua volatilidade, tendo assim grande impacto no *pass-through,* e tem sido um dos principais objetos de estudo da nova macroeconomia aberta.

> A key channel through which the invoicing choice affects the macro-economy is its impact on the pass-through of Exchange rate changes to import prices. If firms set prices in the importer's currency, we should expect zero pass-through. If instead prices are set in the export's currency, we should also see full pass-through (BOCCHETA; VAN WINCOOP, 2002, p. 05).

O modo que as empresas fixam os seus preços se dá de duas formas; ou a firma exportadora fixa seu preço na moeda onde o bem é produzido, hipótese chamada de *producer-currency princing* (PCP), ou ela determina seu preço com base na moeda do seu comprador, hipótese chamada de *local-currency pricing* (LCP). O pass-through agregado, portanto, depende também da escolha que as empresas praticam, isto é, PCP ou LPC (BETTS; DEVEREUX, 1996; ENGEL, 2002; BOCCHETA; VAN WINCOOP, 2002).

Analisando o *pass-through* de uma perspectiva macroeconômica, evidencia-se que há relação com o desenvolvimento de modelos macroeconômicos de economia aberta, no qual a literatura inicia-se com Obstfeld e Rogoff (1995), seguindo de uma atividade de revisão e reafirmação do modelo, promovida por Betts (1996) e Devereux (2000). Nesse novo modelo macroeconômico de economia aberta, o *pass-through* depende em grande parte da estratégia de preços das empresas.

Outra influente observação, baseada em preços escalonados e no comportamento visando o monopólio de mercado praticado pelas firmas, é que um ambiente de baixa inflação leva a uma baixa taxa de *pass-through* (TAYLOR, 2000).

Goldfajn e Werlang (2000), analisam a relação entre depreciação cambial e inflação utilizando uma amostra de 71 países no período de 1980 até 1998. Os autores concluem que países desenvolvidos possuem uma menor taxa de *pass-through* que países em desenvolvimento, apesar de possuírem uma maior abertura econômica.

Segundo os autores, as principais variáveis determinantes de uma alta inflacionária provocada pela variação cambial são os componentes cíclicos do produto, estado inicial de sobrevalorização da taxa real de câmbio, a taxa inicial de inflação e o grau de abertura da economia. Entretanto, essas variáveis afetam o repasse cambial em diferentes níveis, e nos países emergentes o desalinhamento da taxa nominal de câmbio em relação à taxa de câmbio real é um dos mais importantes determinantes de inflação.

Já Taylor (2000), estima a correlação entre inflação*, pass-through* e *pricing power* das empresas nos Estados Unidos, concluindo que ambientes com altas taxas de inflação tendem a possuir um maior grau de *pass-through*, o que implica em um maior poder de precificação das empresas, enquanto em ambientes com baixas taxas inflacionárias a economia possui um grau de *pass-through* perto de zero, impactando em uma perda de *pricing power* das firmas. Em ambientes de baixa inflação, em mercados de concorrência perfeita e imperfeita, caso uma empresa decida repassar seus custos provenientes de variações cambiais para o preço final de seu produto, o mesmo sofrerá uma alta, levando a empresa a perder *market share*, já que as

concorrentes não farão o mesmo, o que reduz o poder de precificação da empresa e faz com que as mesmas tendem a reterem custos provenientes de movimentos cambiais.

As baixas taxas de inflação observadas em muitos países, nos anos passados, em grande parte são associadas a uma pequena inflação esperada e determinação de preços para períodos mais longos de tempo. Não havendo variação nos preços de insumos e salários, não há motivo para se aumentar os preços, resultando em um *pass-through* pequeno.

Ainda em Taylor (2000), ficou constatado que, por conta da perda do poder de precificação das empresas nos Estados Unidos na década de 1990, período caracterizado pela constante baixa inflação, apesar de uma grande pressão por parte da demanda por produtos, não houve repasse aos preços, o que ajudou a manter a inflação baixa.

Volatilidade da taxa de câmbio, abertura econômica, composição das importações, deterioração dos termos de trocas e custos de transportes são identificados como importantes determinantes no nível de *pass-through* de uma economia (KHUNDRAKPAM, 2007).

Campa e Goldberg (2005), analisam como as variações na taxa de câmbio afetam os preços de produtos importados em 23 países membros da OCDE. Parte dos países apresentaram um *pass-through* parcial no curto prazo, especialmente no setor industrial e no longo prazo a elasticidade do *pass-through* tende a ser completo. Também no longo prazo há evidencias de *producer-currency pricing* (PCP) prevalecer na maioria dos setores para vários tipos de bens importados.

Maciel (2006), estima os efeitos da taxa de câmbio nominal sobre os preços domésticos utilizando modelo microeconômico de concorrência imperfeita. Aplicando o modelo de Pollard e Coughlum, para fundamentar a regressão em 17 grupos da cesta de produtos do índice ao consumidor da Fundação Getúlio Vargas, concluiu que 13 grupos de produtos mostraram sofrer efeitos significativos de movimentos cambiais.

Tejada e Silva (2008), analisaram como as variações cambiais afetavam os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. Os autores observaram que o *pass-through* incompleto das taxas de câmbio predomina nos setores analisados, e também mostram que o tal comportamento ao longo do tempo depende do setor analisado.

Veridiana (2012), utilizando o método de vetores autorregressivos estruturais com vetores de correção de erros, estimou a transmissão da variação cambial aos índices de preços brasileiros, compreendendo o período de junho de 1999 até dezembro de 2011. Os resultados mostram que houve uma redução significativa do nível de *pass-through* nos últimos anos, entretanto essa queda foi acompanhada de uma maior velocidade de repasse nos preços. Sendo

que, durante o período analisado, o impacto máximo da variação cambial não era completamente absorvido pelos índices de preços.

Couto e Fraga (2014), estimam o grau de *pass-through* na economia brasileira para o período de 1999 até 2012, utilizando o método de vetores de correção de erros, analisando os impactos da flutuação do câmbio no IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Amplo) e no IGP-DI (Índice Geral de Preços – Disponibilidade interna), os quais apresentaram resultados estatisticamente significantes. O ajuste de longo prazo estimado do câmbio para o IPCA apresentou um valor de 67,9% e para o IGP-DI o valor de 84,7%. Tais resultados alcançados assemelham-se ao trabalho de Campa e Goldeberg (2005).

3. METODOLOGIA

O período analisado será de 2000 a 2015. Para mensuração da inflação, será utilizado o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), disponível no site do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, e os valores dos movimentos cambiais disponíveis no site Banco Central do Brasil. Ambos os dados estão disponíveis em séries trimestrais.

3.1 Vetores Autorregressivos (VAR)

De acordo com Stock e Watson (2003), vetores autorregressivos é um procedimento econométrico utilizado para estimações de séries temporais, no qual a variável *k* é um regressor de séries temporais. Tal método se distingue dos demais pelo fato de que cada variável no sistema é função dos valores defasados de todas as séries, até um determinado *lag p*. No caso de duas variáveis de séries temporais Y_t e X_t, o VAR consistirá de duas equações como se seguem:

$$Y_t = \beta_{10} + \beta_{11}Y_{t-1} + ... + \beta_{1p}Y_{t-p} + \gamma_{11}X_{t-1} + ... + \gamma_{1p}X_{t-p} + u_{1t} \quad (1)$$

$$X_t = \beta_{20} + \beta_{21}Y_{t-1} + ... + \beta_{2p}Y_{t-p} + \gamma_{21}X_{t-1} + ... + \gamma_{2p}X_{t-p} + u_{2t} \quad (2)$$

Para a estimação dos coeficientes o método possui duas abordagens: uma consiste no desenvolvimento de um modelo de previsão para cada variável e o outro um único modelo que poderá estimar todas as variáveis, o que é de grande ajuda para construir previsões mutualmente consistentes (STOCK; WATSON, 2003)

De modo geral, um VAR com *k* séries de tempo consiste em *k* equações, uma para cada variável. Os coeficientes do modelo VAR são estimados pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (STOCK; WATSON, 2003).

Sobre as premissas do método VAR, os Mínimos Quadrados Ordinários são consistentes e possuem uma distribuição normal para grandes amostras, consequentemente o processo de inferência estatística segue o padrão normal de distribuição, no qual, a caráter de exemplo, para um intervalo de confiança de 95% os coeficientes podem ser estimados um com desvio padrão próximo de 1,96 (STOCK; WATSON, 2003).

3.2 Estacionariedade em séries temporais

Segundo Stock e Watson (2003), a análise de regressões utilizando séries de tempo utiliza-se necessariamente de dados passados para quantificar as relações históricas e tentar estimar e prever os movimentos futuros. Se o futuro é semelhante ao passado, então as relações provenientes dos dados analisados podem ser utilizadas para a estimação do futuro.

Somente com a constatação de estacionariedade na série é que será possível realizar as inferências estatísticas sobre os parâmetros estimados com base na realização de um processo estocástico.

O conceito de estacionariedade nasce a partir do contexto de que dados passados podem ser generalizados para o futuro. Sendo assim, uma série de tempo Y_t será estacionária se a sua distribuição probabilística não se alterar conforme o tempo, de forma que os momentos da variável Y_t (como média e variância) não dependam do tempo *t* (BUENO, 2008).

Sendo assim, as condições para que uma série seja estacionária é que a mesma deve possuir uma média constante para todo o período histórico, mesmo que a distribuição aleatória vá se alterando ao longo do tempo, que a sua autocovariância não dependa do tempo (dependa apenas da defasagem) e sua variância seja constante (BUENO, 2008).

3.3 Processos Estocásticos Estacionários de Séries Temporais

Segundo Gujarati (2009), um processo aleatório ou estocástico é uma coleção de variáveis aleatórias ordenadas no tempo. Tal processo estocástico será estacionário quando a sua média e variância forem constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre os dois períodos do tempo depender apenas da defasagem entre os períodos e não do tempo real em que a covariância é computada, conforme a representação gráfica na Figura 1.

Ao ser estacionário um processo estocástico apresentará:

$$\text{Média: } E(Y_t) = \mu \tag{3}$$

$$\text{Variância: } \operatorname{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \tag{4}$$

$$\text{Covariância: } \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \tag{5}$$

Quando um processo possui raiz unitária, ele é considerado não estacionário, pois os momentos de Y_t variam conforme o tempo.

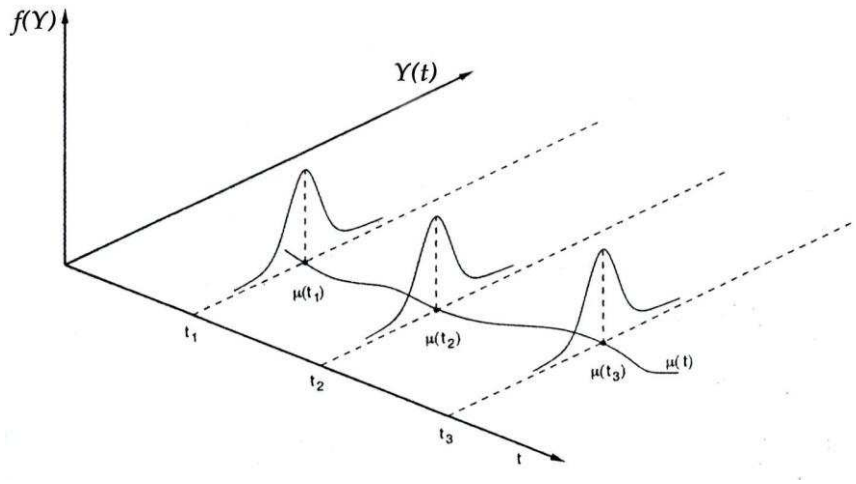

Figura 1: Um processo estocástico
Fonte: Morettin e Toloi (2006).

Ao se regredir e estimar um processo que possui raiz unitária podemos nos deparar com o fenômeno da regressão espúria, no qual o coeficiente de ajustamento dos parâmetros (R^2) apresenta um alto valor, porém o teste Durbin-Watson apresenta valores baixos; tal fenômeno deriva dentre outras causas da não estacionariedade da série. Dado que os parâmetros não podem ser estimados corretamente, a regressão pode apresentar significância estatística, todavia não possuirá nenhum embasamento na teoria econômica. (GUJARATI, 2009).

3.4 Testes de Raiz Unitária em séries temporais

De acordo com Enders (2015), as séries em um VAR não devem conter raiz unitária, ou seja, devem ser estacionárias, para que não resulte no fenômeno chamado de regressão espúria.

Para analisar a presença de raiz unitária e determinar a estacionariedade das variáveis e do modelo econométrico, foram utilizados três distintos testes, rodados utilizando o pacote econométrico Eviews e escolhidos por serem amplamente utilizados na área da análise econométrica. Os testes são apresentados a seguir.

3.4.1 Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

O teste ADF testa a hipótese nula de existir uma raiz unitária contra a hipótese alternativa de que a série é estacionária através da estimação da seguinte regressão.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{(t-1)} + \sum\nolimits_{(i=1)}^{m} \alpha_i \Delta Y_{(t-1)} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Na segunda equação ε_t é um erro tipo ruído branco puro e Δ é o operador diferença. A hipótese nula é que δ = 0, isto é, que a série apresenta uma raiz unitária. Já a hipótese alternativa é que δ < 0; neste caso, a série é estacionária.

3.4.2 Teste Phillips-Perron:

A teoria da distribuição de erros no teste Dickey-Fuller, assume que os erros são independentes e possuem variância constante, de forma que se deve ter grande cuidado ao se utilizar dessa metodologia, se certificando de que os erros não são correlacionados e que possuem variância constante. (ENDERS; 2015)

O teste Phillips-Perron é uma modificação da estatística-*t* do teste Dickey-Fuller, no qual se considera uma natureza menos restritiva do processo de erro, onde se permite uma suposição mais suave sobre a distribuição dos erros. Leva-se em conta uma possível correlação serial nos termos de erro pelo artificio de somar os termos de diferenças defasados do regressando. Sua distribuição assintótica é a mesma que a da estatística do teste ADF. (ENDERS, 2015; GUJARATI, 2009).

3.4.3 Teste Kwiatkowski-Philips-Schimdt-Shin (KPSS):

Diferentemente do teste ADF, o teste KPSS, tem como hipótese nula a série ser estacionária, contra a hipótese alternativa de a série apresentar raiz unitária.

A série é expressa como soma da tendência determinística, passeio aleatório, e estacionariedade do erro, utilizando a hipótese do teste LM em que um processo random walk possui variância igual a zero. A distribuição assintótica da estatística deriva sob a hipótese nula e a hipótese alternativa de que a serie possui uma diferença estacionária. (KWIATKOWSKI et al, 1992).

Considere que pode-se decompor a seguinte série em uma soma de uma tendência determinística, um *random walk* e um erro estacionário.

$$Y_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t, \tag{8}$$

onde r_t é um *random walk*:

$$r_t = r_{t-1} + u_t, \tag{9}$$

de forma que u_t é i.i.d. (0, σ_u^2). O valor inicial de r_0 é tratado como fixo e funciona como o intercepto. A hipótese de estacionariedade é $\sigma_u^2 = 0$. Dado que ε_t é assumido como estacionário, sob a hipótese nula y_t é estacionária ao redor da sua tendência. O teste também pode ser feito considerando $\xi = 0$, de forma que, sob a hipótese nula, y_t é estacionária ao redor do intercepto r_0 (KWIATKOWSKI et al., 1992).

3.5 Função Impulso-resposta

Segundo Enders (2015), a função impulso resposta é uma forma pratica de visualizar o comportamento de y_t em resposta a vários choques. De forma que com tal conhecimento é possível identificar os efeitos em ε_{yt} de choques puros.

$$y_t = a_0 /(a - a_1) + c_0 \sum_{i=0}^{\infty} a_1^i z_{t-1} + \sum_{i=0}^{\infty} a_1^i \varepsilon_{t-1} \tag{10}$$

A equação 10 é uma função impulso resposta, onde através de uma variável de intervenção (ε), podemos aplicar um impulso, e observar como o y_t reagirá a tal intervenção. Para um dado período *t,* o impacto de z_t em y_t é dado pela magnitude do coeficiente c_0.

Os efeitos acumulados de um impulso em ε_{yt} pode ser obtido pela soma apropriada dos coeficientes das funções impulso resposta.

4. ESTRATÉGIA EMPÍRICA

4.1 Dados utilizados

De modo a analisar o impacto do movimento cambial no índice de preços, e com base na teoria econômica e em trabalhos já realizados nessa temática, serão utilizadas as seguintes variáveis, todas em base trimestral, compreendendo o período de janeiro de 2000 até dezembro de 2015:

- Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), média trimestral. Calculado pelo Instituto de Geografia e Estatística (IBGE), utilizado pelo Banco Central do Brasil como índice oficial para mensuração da inflação doméstica e disponível no Ipeadata;
- Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) acumulado. Calculado pelo IBGE e disponível no Ipeadata;
- Taxa de Desemprego da economia Brasileira. Calculado pelo IBGE e obtido no Ipeadata;
- Produto Interno Bruto do Brasil (PIB). Calculado pelo IBGE, obtido no Ipeadata. Serão utilizados os valores em logaritmo;
- Taxa de câmbio nominal, real-dólar americano, definida como preço da moeda estrangeira em unidades de moeda local (R$/US$), obtido no Ipeadata. Será utilizado os valores em logaritmo;
- *Consumer Price Index* (CPI), em médias trimestrais. Índice de preços ao consumidor norte-americano calculado pelo National Bureau of Labor Statistics e disponível no site da OECD.
- Consumer Price Index, valores acumulados, obtido no site da OECD.
- Hiato do Produto, que pode ser definido como a diferença entro o produto efetivo e o produto potencial de uma economia. Obtido através do filtro Hodrick-Prescott utilizando a série do PIB trimestral calculados pelo IBGE.[1]

[1] Segundo Cogley e Nason (1993) o filtro Hodrick-Prescott é um filtro de médias moveis simetricamente bilateral. Opera como um filtro *high-pass* quando aplicado em séries de tempo estacionarias com o intuito de extrair o componente de tendência dos dados. Segundo Hodrick e Prescott (1997), o componente de crescimento varia "suavemente" com o tempo. De tal forma que o filtro se baseia na soma do componente de crescimento e do componente cíclico de uma dada serie temporal.

Na figura 2 temos o comportamento gráfico das variáveis que serão utilizadas no sistema VAR.

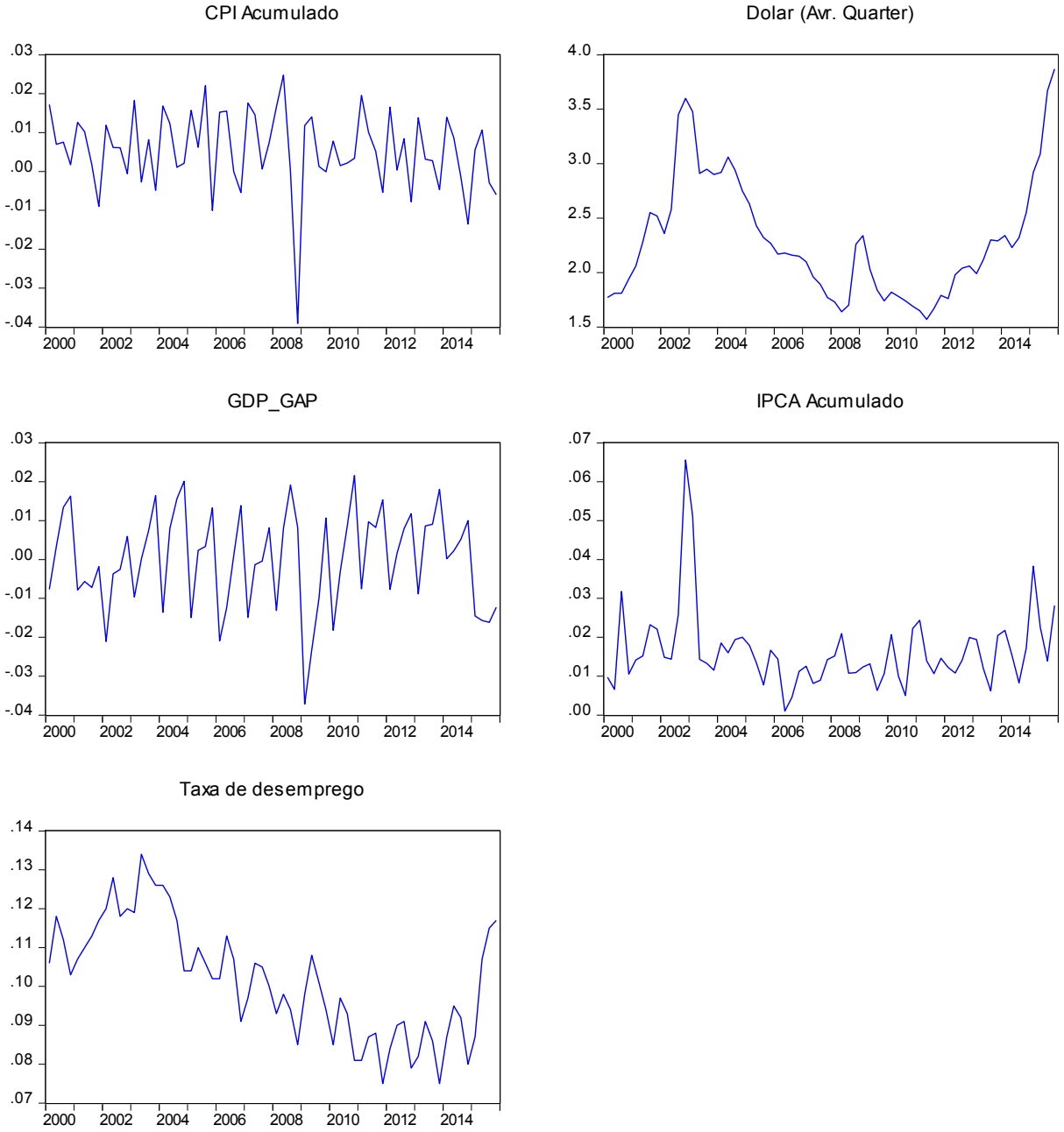

Figura 2: Variáveis utilizadas para a estimação do modelo econométrico
Fonte: Elaborado pelo autor.

4.2 Resultados dos Testes de Raiz Unitária

Os testes foram aplicados em todo o conjunto de variáveis, com a suposição de que a séries possuem apenas intercepto e a suposição de que possuem intercepto e tendência. Com base nos resultados, as seguintes variáveis apresentaram ser não estacionárias:

- Câmbio real-dólar
- Taxa de desemprego.

Os resultados dos testes de estacionariedade se encontram no anexo.

Para realizar a análise do VAR utilizando a taxa de câmbio e a taxa de desemprego, foi efetuado o ajuste das duas séries aplicando o operador de primeira diferença, de modo que as variáveis apresentem estacionariedade.

Como exemplo, considere um processo *random walk* (GUJARATI, 2009):

$$Y_t = \rho_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t, \tag{10}$$

Em que ε_t é um ruído branco. Se $\rho_1 = 1$ o processo autorregressivo apresenta raiz unitária; logo, é uma série não estacionária. O processo temporal pode ser reescrito como:

$$Y_t - Y_{t-1} = \varepsilon_t \tag{11}$$

Ou:

$$\Delta Y_t = \varepsilon_t \tag{12}$$

Desse modo, apesar de Y_t não ser estacionário, sua primeira diferença ΔY_t é estacionária.

4.3 Estimação do Modelo Var: Primeira Especificação

O modelo VAR foi estimado utilizando as seguintes variáveis endógenas:

- CPI acumulado,
- Taxa de câmbio nominal em logaritmos, primeira diferença
- Hiato do produto,
- IPCA acumulado,
- Taxa de desemprego em logaritmos, primeira diferença

A fim de estimar de forma mais consistente o efeito do câmbio sobre o índice de preços, além dessas duas variáveis, a literatura sugere que é necessário considerar outras variáveis de controle, conforme o modelo teórico desenvolvido por Campa e Goldberg (2005), pois são também determinantes do grau de *pass-through*, e representam as condições do mercado doméstico Brasileiro. De tal forma que será estimado a seguinte equação através da metodologia de vetores autoregressivos.

$$p_t = \alpha + \beta e_t + \varphi gap_t + \delta cpi_t + \gamma desemprego + \varepsilon_t \qquad (13)$$

Onde p_t é o nível do IPCA, e_t é a taxa de câmbio, gap_t é o hiato do produto, cpi_t é o índice de preços ao consumidor dos Estados Unidos, e $desemprego$ representa a taxa de desemprego do Brasil.

As seguintes equações constituem o VAR a ser estimado:

$$Dólar_t = \beta_0^{dólar} + \sum_{k=1}^{4} \beta_k^{dólar} dólar_{t-k} + \sum_{k=1}^{4} \beta_{k+4}^{dólar} ipca_{t-k} + \sum_{k=1}^{4} \beta_{k+8}^{dólar} gap_{t-k} + \sum_{k=1}^{4} \beta_{k+12}^{dólar} desemprego_{t-k} +$$

$$+ \sum_{k=1}^{4} \beta_{k+16}^{dólar} cpi_{t-k} + u_t^{dólar}$$

$$ipca_t = \beta_0^{ipca} + \sum_{k=1}^{4} \beta_k^{ipca} dólar_{t-k} + \sum_{k=1}^{4} \beta_{k+4}^{ipca} ipca_{t-k} + \sum_{k=1}^{4} \beta_{k+8}^{ipca} gap_{t-k} + \sum_{k=1}^{4} \beta_{k+12}^{ipca} desemprego_{t-k} +$$

$$+ \sum_{k=1}^{4} \beta_{k+16}^{ipca} cpi_{t-k} + u_t^{ipca}$$

$$gap_t = \beta_0^{gap} + \sum_{k=1}^{4} \beta_l^{gap} dólar_{t-k} + \sum_{k=1}^{4} \beta_{k+4}^{gap} ipca_{t-k} + \sum_{k=1}^{4} \beta_{k+8}^{gap} gap_{t-k} + \sum_{k=1}^{4} \beta_{k+12}^{gap} desemprego_{t-k} +$$

$$+ \sum_{k=1}^{4} \beta_{k+16}^{gap} cpi_{t-k} + u_t^{gap}$$

$$desemprego_t = \beta_0^{desemprego} + \sum_{k=1}^{4} \beta_l^{desemprego} dólar_{t-k} + \sum_{k=1}^{4} \beta_{k+4}^{desemprego} ipca_{t-k} + \sum_{k=1}^{4} \beta_{k+8}^{desemprego} gap_{t-k} +$$

$$+ \sum_{k=1}^{4} \beta_{k+12}^{desemprego} desemprego_{t-k} + \sum_{k=1}^{4} \beta_{k+16}^{desemprego} cpi_{t-k} + u_t^{desemprego}$$

$$cpi_t = \beta_0^{cpi} + \sum_{k=1}^{4} \beta_l^{cpi} dólar_{t-k} + \sum_{k=1}^{4} \beta_{k+4}^{cpi} ipca_{t-k} + \sum_{k=1}^{4} \beta_{k+8}^{cpi} gap_{t-k} + \sum_{k=1}^{4} \beta_{k+12}^{cpi} desemprego_{t-k} +$$

$$+ \sum_{k=1}^{4} \beta_{k+16}^{cpi} cpi_{t-k} + u_t^{cpi} \tag{14}$$

Para a estimação do modelo foram utilizadas quatro defasagens, por se tratar de uma base de dados trimestrais, juntamente com três variáveis *dummies* trimestrais, de modo a controlar a sazonalidade da economia em certos períodos do ano.[2]

Analisando o comportamento dos resíduos do modelo VAR, conforme a Figura 3, optou-se por adicionar mais duas variáveis *dummies* de valor igual a 1 no quatro trimestre do ano de 2002 e no quarto trimestre do ano de 2008, para que os choques que ocorreram na

[2] Como por exemplo: natal, períodos de colheita da produção rural, pascoa, dia das mães, etc.

economia brasileira no ano de 2002 e 2008 não afetem a inferência do modelo (controle de *outliers*).

Podemos verificar na Figura 4 que o comportamento dos resíduos após a adição das variáveis *dummy* para os anos de 2002 e 2008 apresentam uma variação menos agressiva, acarretando em um maior controle de *outliers.*

Com a adição das duas variáveis de controle para *outliers* e juntamente com as três *dummies* trimestrais que constavam inicialmente, o modelo VAR foi estimado novamente com um total de cinco variáveis *dummies* (componentes exógenos), e mais as cinco variáveis endógenas, utilizando quatro defasagens.

Para que um modelo VAR seja considerado estacionário, todas as raízes inversas, em módulo, do polinômio característico das equações devem possuir valor abaixo de um, isto é, devem estar dentro do círculo unitário. Como se observa na Figura 5, podemos concluir pela estacionariedade do modelo VAR, o que garante sua convergência.

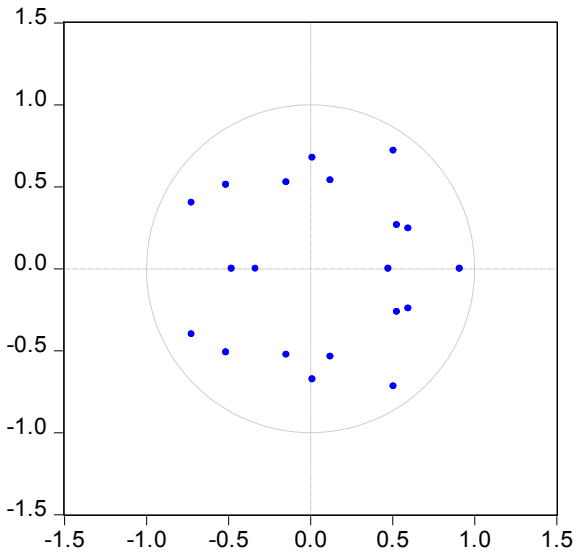

Figura 3: Raízes Inversas em modulo do primeiro modelo.
Fonte: Elaborado pelo autor.

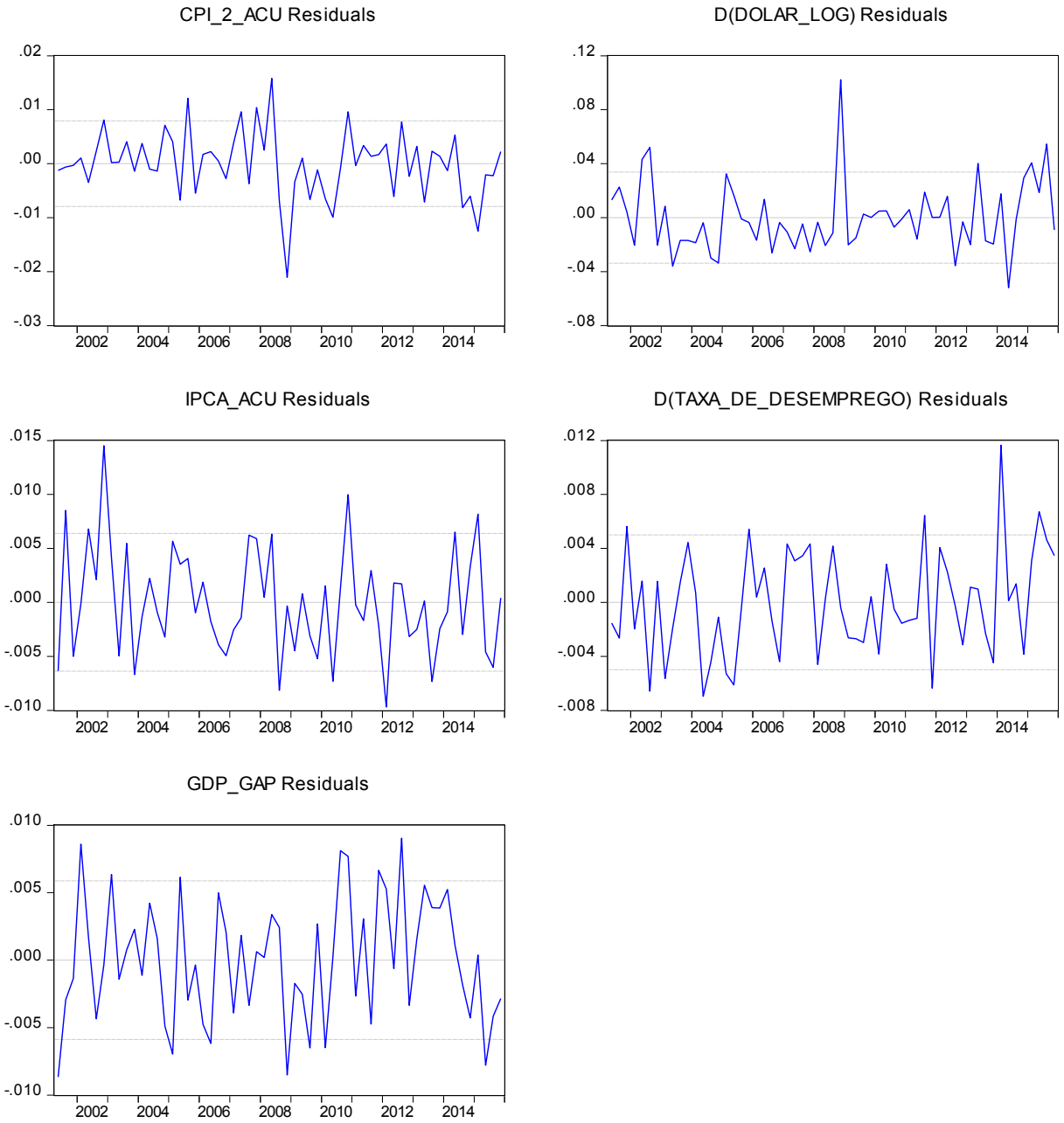

Figura 4: Comportamento dos resíduos da primeira especificação do VAR sem adição de variáveis *dummies*.

Fonte: Elaborado pelo autor.

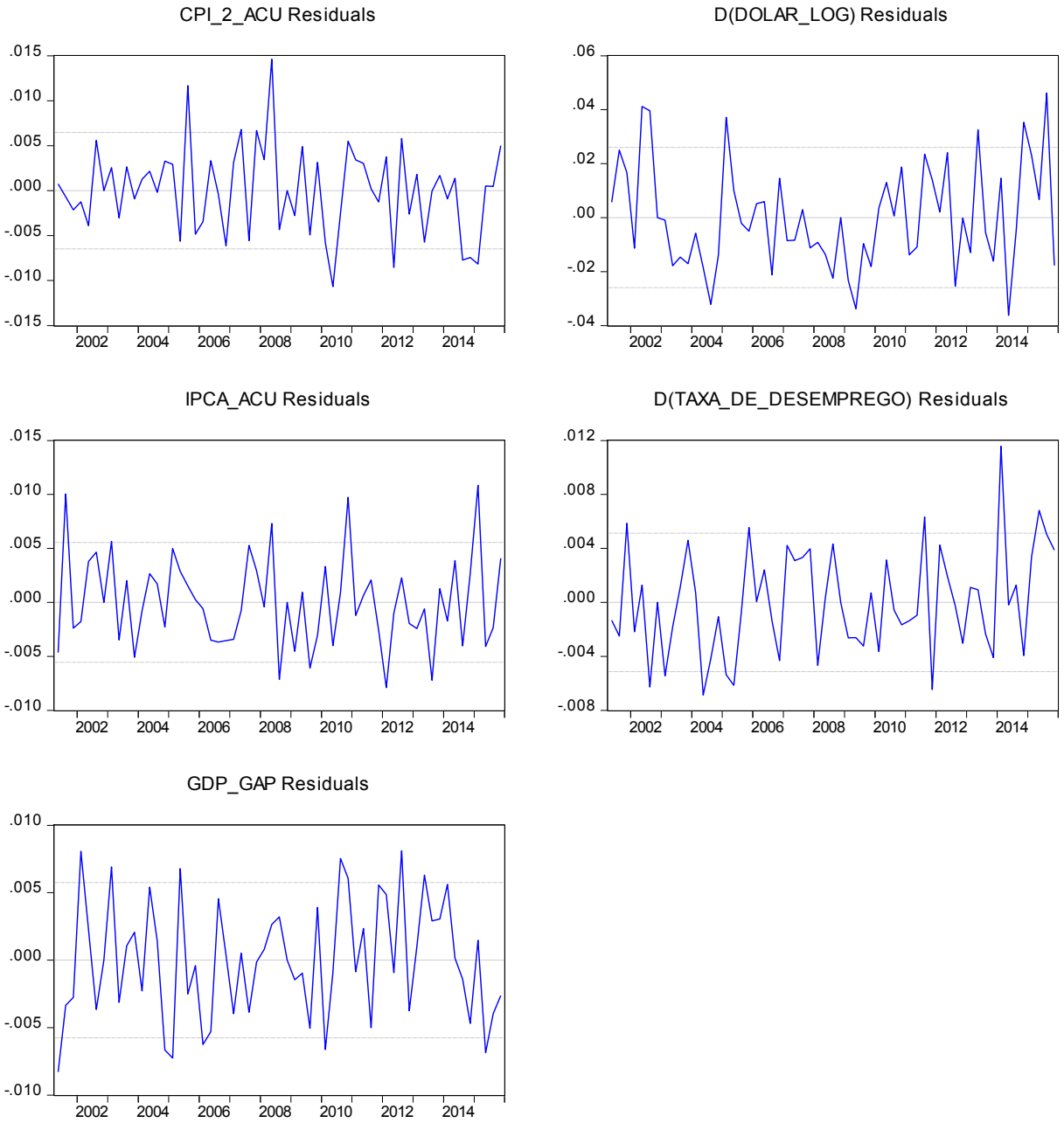

Figura 5: Comportamento dos resíduos da primeira especificação do VAR com a adição de *dummies* de intervenção em 2002 Q4 e 2008 Q4.
Fonte: Elaborado pelo autor.

4.4 Teste de autocorrelação e normalidade dos resíduos: primeira especificação

Definida a estacionariedade do modelo VAR, verifica-se se há autocorrelação serial dos resíduos por meio do teste LM.

Vale ressaltar que também foi estimado o modelo utilizando três *lags* e cinco *lags* para as variáveis endógenas. Ao utilizarmos apenas três *lags*, detectou-se autocorrelação nos

resíduos por meio do teste LM. Ao adicionarmos um quinto *lag* no modelo os resultados não se diferem substancialmente do quarto *lag*.

Com vistas a se perder menos graus de liberdade e por utilizar janela trimestral, optou-se por estimar o modelo com quatro *lags* para as variáveis endógenas.

Os resultados apresentados pelo teste-LM seguem na tabela abaixo, juntamente com a probabilidade estatística até a décima segunda defasagem onde é possível verificar a ausência de correlação serial de resíduos, pois o teste não rejeita a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial até a décima segunda defasagem.

Tabela 1: Teste de Correlação serial LM - VAR com 4 lags

Lags	**LM-Stat.**	**Prob.**
1	26.91375	0,3602
2	27,82724	0,3159
3	29,77436	0,2328
4	17,60840	0,8586
5	19,32329	0,7814
6	19,01364	0,7965
7	29,97470	0,2252
8	14,23079	0,9576
9	17,68930	0,8553
10	20,17976	0,7373
11	21,87701	0,6428
12	26,61115	0,3756

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os testes multivariados de normalidade verificam se os resíduos do modelo, conjuntamente, contêm evidências de serem oriundos de uma distribuição normal. Conforme as tabelas abaixo, podemos verificar que os testes não rejeitam a hipótese nula de que os resíduos possuem distribuição normal multivariada, para os três distintos testes efetuados.

Tabela 2: Teste de Normalidade de Urzua

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1,171481	2	0,5567
2	2,699274	2	0,2593
3	3,205461	2	0,2013
4	1,079056	2	0,5830
5	2,198709	2	0,3331
Joint	**84,75882**	**105**	**0,9267**

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 3: Teste de Normalidade de Lutkepohl

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1,153302	2	0,5618
2	3,460192	2	0,1773
3	2,135264	2	0,3438
4	0,745841	2	0,6887
5	2,218153	2	0,3299
Joint	**9,712753**	**10**	**0,4660**

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 4: Teste de Normalidade de Doornik-Hansen

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1,478726	2	0,4774
2	2,51092	2	0,2849
3	3,246753	2	0,1972
4	1,392163	2	0,4985
5	2,462566	2	0,2919
Joint	**11,09113**	**10**	**0,3505**

Fonte: Elaborado pelo autor.

4.5 Estimação do modelo VAR: Segunda especificação

Com motivação estatística foi estimado um segundo modelo VAR utilizando as mesmas variáveis endógenas da primeira especificação, que são: CPI acumulado; Taxa de câmbio nominal em logaritmos, primeira diferença; Hiato do produto, IPCA acumulado, Taxa de desemprego em logaritmos, primeira diferença.

Tal modelo difere-se do primeiro por utilizar apenas uma defasagem na estimação e pela adição de mais duas variáveis *dummies*.

Como a utilização de menos defasagens exige um menor número de graus de liberdade, e após a análise dos resíduos do modelo VAR constante na Figura 6, optou-se por adicionar mais duas *dummies* de intervenção para o controle de *outliers*.

As *dummies* de intervenção acrescidas visam controlar os choques econômicos ocorridos no terceiro trimestre de 2000 e também no terceiro trimestre de 2002, somando-se as *dummies* de intervenção do quarto trimestre de 2002 e 2008 e com as três *dummies* do modelo que visão eliminar o problema de sazonalidade proveniente de certas épocas do ano. A figura 7 mostra o comportamento dos resíduos após a adição das variáveis.

De tal forma o modelo econométrico dispõe das cinco variáveis endógenas mencionadas e mais sete variáveis *dummies* de controle.

A estimação desse segundo modelo foi fundamentada conforme critérios de informação estatística, obtidos com a utilização de diversos testes, no qual de acordo com as informações providas pelos mesmos é recomendada a utilização de apenas um *lag*, como o número de defasagem ideal mais eficiente (ótimo) para a estimação do VAR conforme demonstrado na Tabela 5.

Foi utilizado os critérios de informação de Akaike (AIC), Scharwarz (SC), Hanna-Quinn(HQ), o teste *Final Prediction Error* (FPE) , e o teste estatístico LR (LR), para identificar a defasagem recomendada para o modelo. Enquanto os testes LR e AIC divergem sobre qual seria o número de *lags* mais adequado, os testes FPE, SC e HQ apontam uma defasagem como sendo a ótima para o modelo, conforme os resultados que constam na Tabela 5.

Tabela 5: Critérios de informação para seleção do número de defasagens

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	884,7137	NA	1,52E-20	-31,44414	-30,71420	-31,16186
1	959,235	124,6538	2,55e-21*	-33,24491	-31,60255*	-32,60980*
2	972,7336	20,12505	4,04E-21	-32,82667	-30,27189	-31,83872
3	993,8297	27,61678	5,10E-21	-32,68472	-29,21750	-31,34392
4	1013,47	22,14053	7,31E-21	-32,48984	-28,11020	-30,79620
5	1033,434	18,87412	1,16E-20	-32,30667	-27,01461	-30,26019
6	1092,804	45,33747*	5,19E-21	-33,55651	-27,35202	-31,15718
7	1125,079	18,77804	8,22E-21	-33,82105	-26,70414	-31,06888
8	1186,325	24,49855	7,48E-21	-35,13910*	-27,10976	-32,03409

* Indica o número de lags recomendados pelo teste.

Fonte: Elaborado pelo autor.

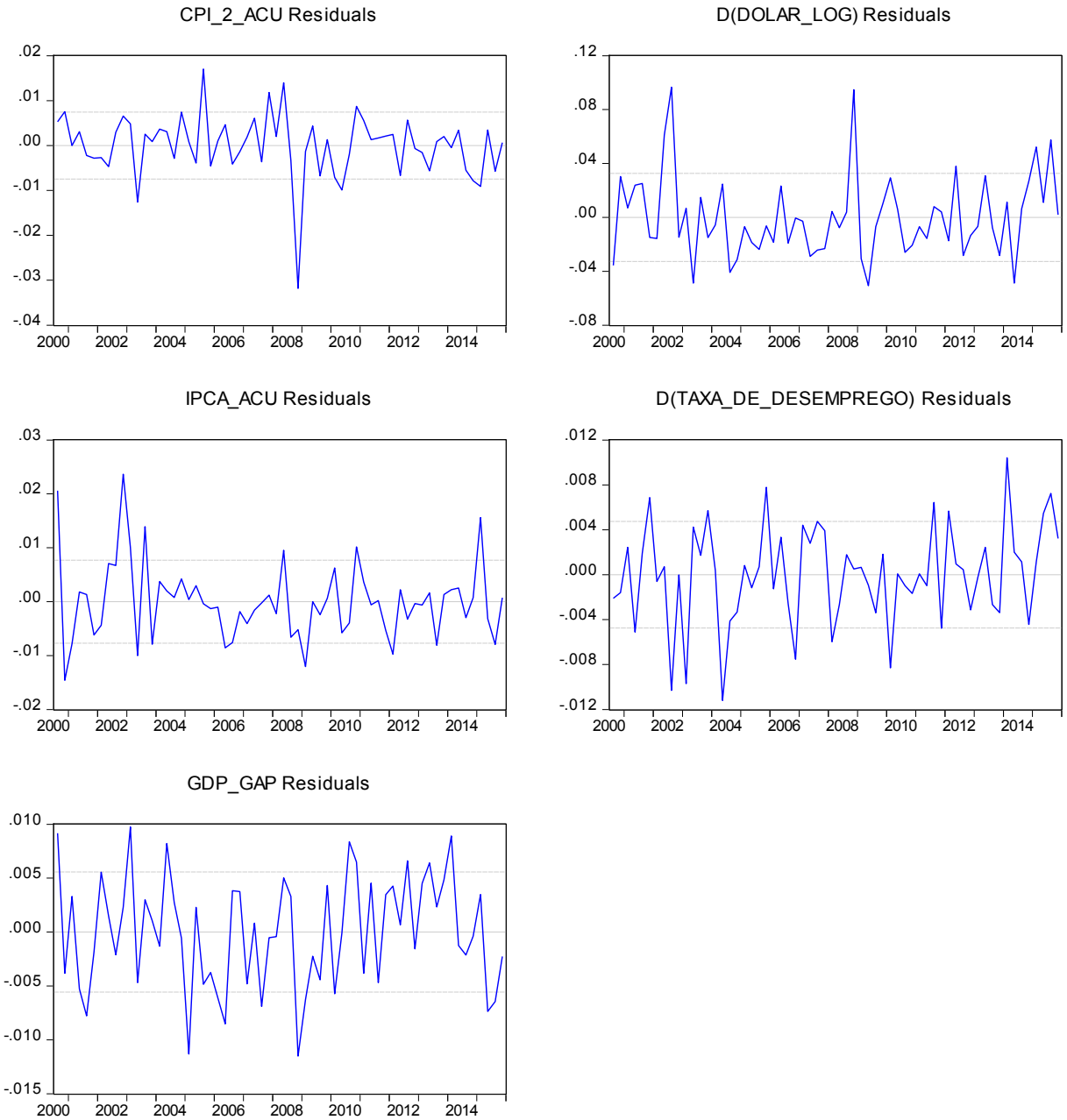

Figura 6: Comportamento dos resíduos da segunda especificação do VAR
Fonte: Elaborado pelo autor.

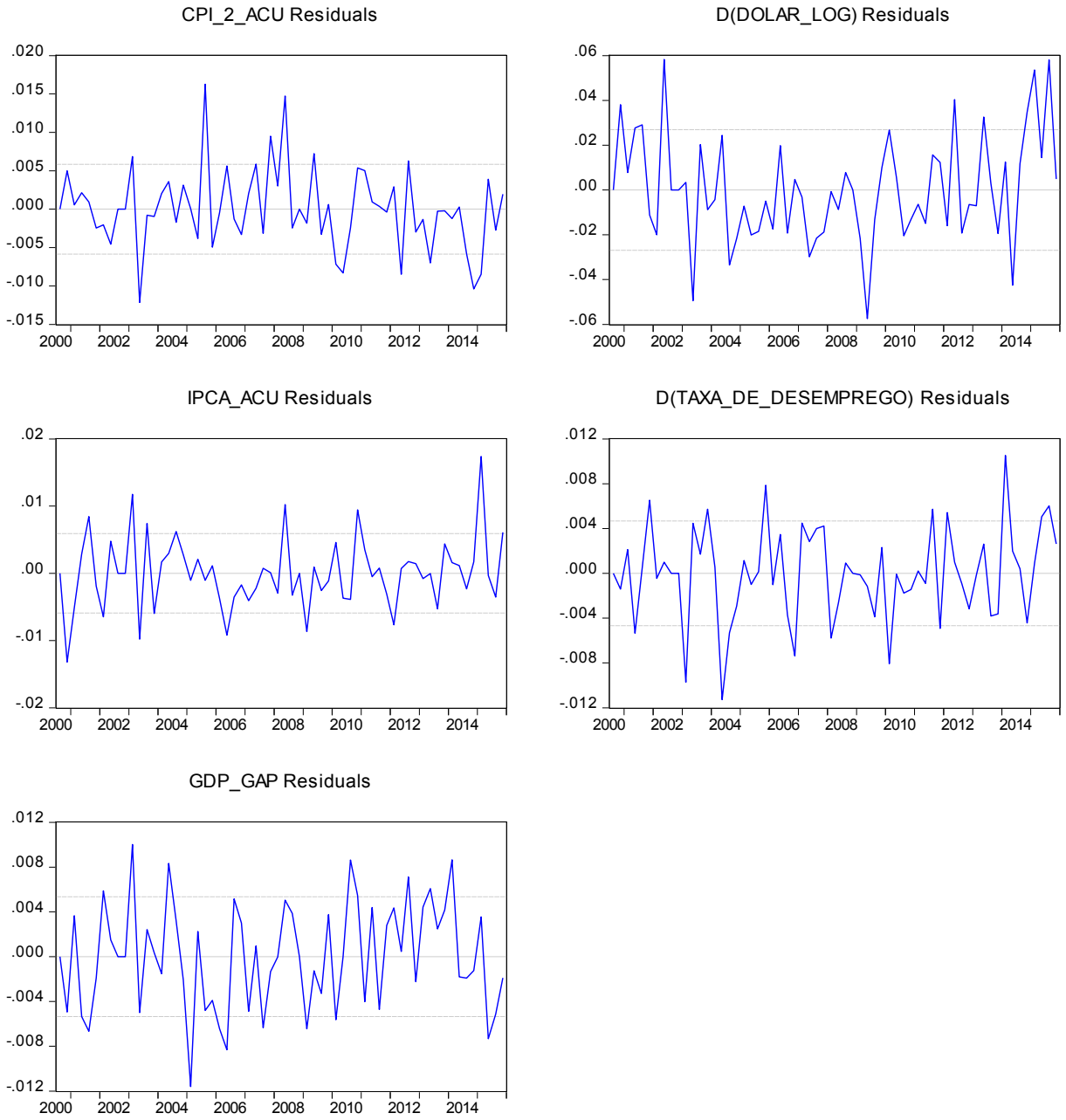

Figura 7: Comportamento dos resíduos da segunda especificação do VAR com a adição de *dummies* de intervenção em 2000 Q3, 2002Q3, 2002 Q4 e 2008 Q4

Fonte: Elaborado pelo autor.

De modo a verificar a estacionariedade desse novo modelo, foi verificado se todas as raízes inversas, em módulo, do polinômio característico das equações, possuem valor abaixo de um. Como se observa na Figura 8, podemos concluir pela estacionariedade da segunda especificação do modelo VAR.

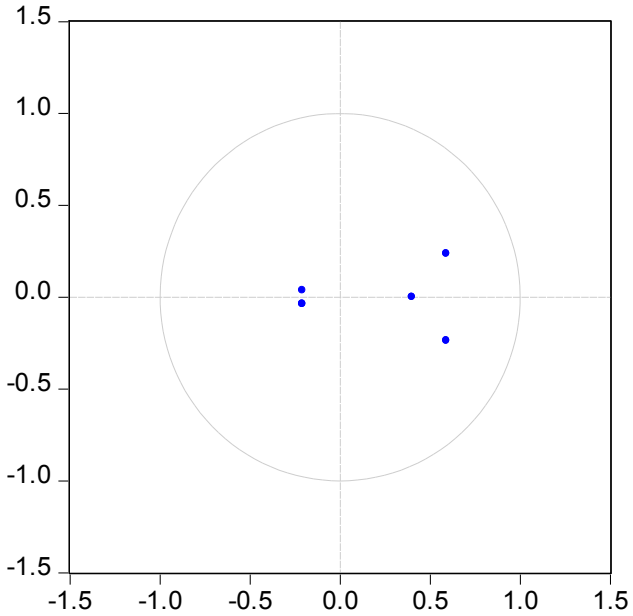

Figura 8: Raízes Inversas em modulo da segunda especificação
Fonte: Elaborado pelo autor.

4.6 Teste de Autocorrelação e normalidade dos resíduos: Segunda especificação

Definida a estacionariedade do segundo modelo VAR, verifica-se se há autocorrelação serial dos resíduos por meio do teste LM.

Verifica-se que não podemos rejeitar a hipótese de que não há autocorrelação serial dos resíduos até a décima segunda defasagem, pois em todos os testes a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial dos resíduos não é rejeitada. Os resultados apresentados pelo teste-LM seguem na Tabela 06.

Tabela 6: Teste de Correlação serial LM: segunda especificação

Lags	LM-Stat.	Prob.
1	31,11385	0,1853
2	10,55087	0,9949
3	22,69965	0,5951
4	22,92593	0,5819
5	14,24729	0,9572
6	23,24514	0,5633
7	31,02682	0,1881
8	17,22603	0,8734
9	26,18596	0,3977
10	33,34636	0,1226
11	14,22631	0,9576
12	15,40564	0,9314

Fonte: Elaborado pelo autor.

Seguindo na verificação de consistência do modelo econométrico, foi efetuado testes multivariados de normalidade. Conforme se verifica nas tabelas a seguir, somente o teste de Urzua rejeita a hipótese nula de que os resíduos possuem distribuição normal multivariada.

Tabela 7: Teste de Normalidade de Urzua: segunda especificação

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	8,266125	2	0,0160
2	1,216203	2	0,5444
3	5,737126	2	0,0568
4	0,925529	2	0,6295
5	0,722773	2	0,6967
Joint	**163,7515**	**105**	**0,0002**

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 8: Teste de Normalidade de Lutkepohl: segunda especificação

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	6,546764	2	0,0160
2	0,358508	2	0,5444
3	6,911941	2	0,0568
4	0,307282	2	0,6295
5	0,208844	2	0,6967
Joint	**14,33334**	**1**	**0,1583**

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 9: Teste de Normalidade de Doornik-Hansen: segunda especificação

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	6,618723	2	0,0365
2	1,612370	2	0,4466
3	7,096416	2	0,2888
4	2,130310	2	0,3447
5	0,302492	2	0,8596
Joint	**17,76031**	**1**	**0,0591**

Fonte: Elaborado pelo autor.

5. ANÁLISE DOS RESULTADOS

5.1 Variação Cambial e IPCA: Resultados para a Primeira Especificação

Dada as evidências de estacionariedade do modelo VAR, bem como a ausência de autocorrelação serial dos resíduos e a presença de normalidade nos mesmos, será estimado o efeito que a variação cambial possui no IPCA.

No modelo VAR, para verificar o efeito que uma variável exerce sobre outra, é aplicado um impulso na inovação da primeira e observado a resposta gerada na segunda.

Gerando um impulso de um desvio-padrão na inovação da variável DOLAR_LOG em primeira diferença (ou seja, um impulso na inovação da taxa de crescimento do câmbio), podemos observar o seu efeito na variável IPCA_ACU por período, conforme a Figura 9. O eixo das ordenadas representa a variação em pontos percentuais do IPCA causado por um choque na inovação da equação da taxa de câmbio, e no eixo das abscissas temos os períodos de tempo após o choque, expressos trimestralmente. Em azul temos a resposta do IPCA ao choque na taxa de crescimento do câmbio, juntamente com as bandas de confiança representadas em vermelho.

Observa-se que, após um choque na taxa de crescimento do câmbio, há um efeito na inflação brasileira, medida pelo IPCA, por um período de dois anos, sendo que um choque de 3,6 pontos percentuais na taxa de crescimento do câmbio (o que equivale a um desvio-padrão dessa variável) reflete-se em um aumento estimado de 0,22 pontos percentuais no IPCA, em seu pico, que se localiza no terceiro trimestre após ocorrido o choque cambial.

Apesar de verificado uma queda nas respostas ao choque a cada período (o que é esperado pela convergência do VAR), tal choque se acumulará na economia (efeito multiplicador) e ainda afetará o IPCA por um período total de 8 trimestres, ou dois anos, conforme Figura 10. Tal efeito, segundo Enders (2015), decorre pelo fato de que a função impulso caracteriza uma intervenção puramente temporária, todavia os efeitos de um único impulso podem durar muitos períodos, devido à natureza autorregressiva da série.

Em termos acumulados, um aumento não esperado de 3,6 pontos percentuais na taxa de crescimento do câmbio gera um aumento estimado acumulado de até 1,3 pontos percentuais no valor do IPCA durante um período de dois anos, quando, conforme pode ser observado na Figura 10, o intervalo de confiança cruza o eixo zero, significando que o efeito multiplicador não afeta mais o índice de preços.

O crescimento médio do dólar trimestralmente para a base de dados utilizado foi de 1,85% de tal forma que convertendo os resultados em valores monetários, utilizando tal média e aplicando o aumento de um desvio padrão, a cotação do dólar de R$ 3,87 (valor médio do último período analisado) saltaria para R$ 4,08 no próximo trimestre e será responsável um aumento acumulado nos preços de até 1,3 pontos percentuais no total de oito trimestres após ocorrido o choque.

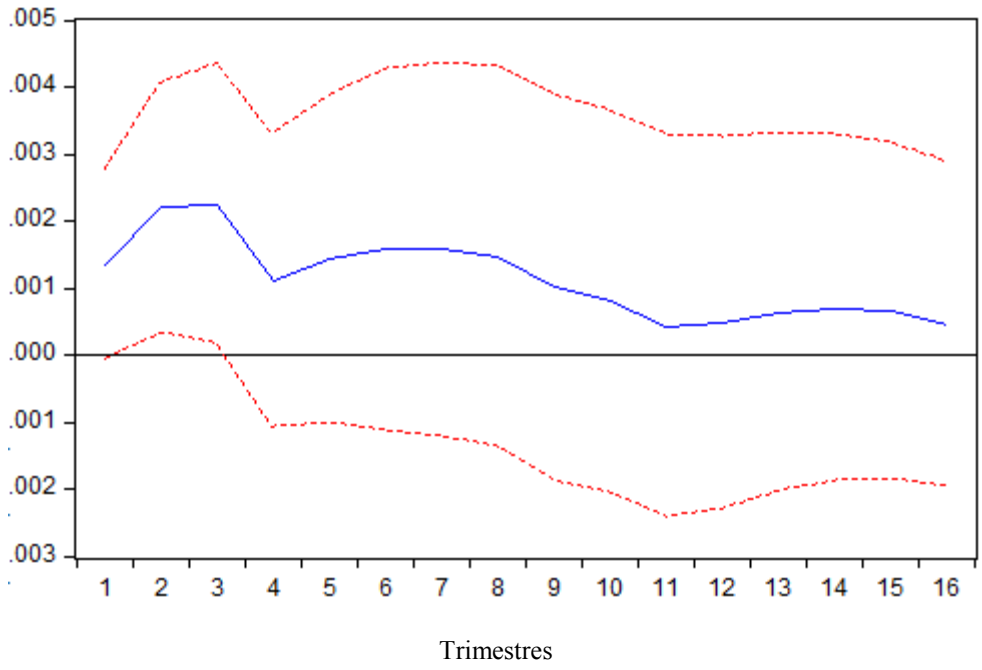

Figura 9: Resposta do IPCA a um impulso de um desvio-padrão na inovação da taxa de crescimento do câmbio, por período: primeira especificação
Fonte: Elaborado pelo autor

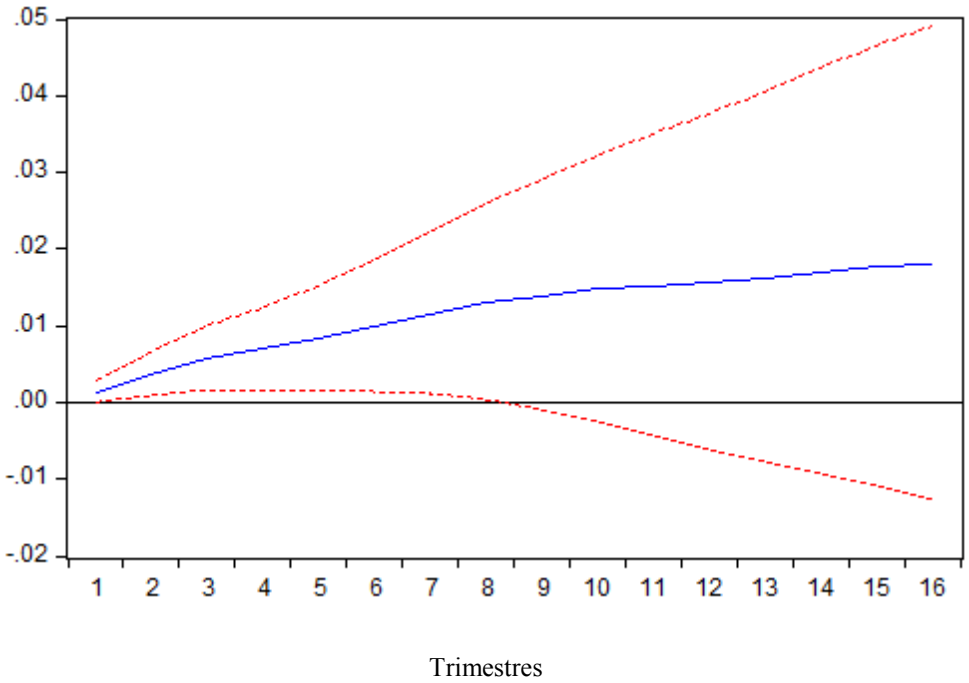

Figura 10: Resposta acumulada do IPCA a um impulso de um desvio-padrão na inovação da taxa de crescimento do câmbio: primeira especificação

Fonte: Elaborado pelo autor

Tal resultado está de acordo com a teria econômica e em consenso com outros trabalhos elaborados sobre a temática, como o de Couto e Fraga (2015), Tejada e Silva (2008) e Veridiana (2012). Esses trabalhos mostram que uma alta no preço do dólar afeta diretamente a inflação brasileira, entretanto em um grau de *pass-through* menor que 1, de forma que tal movimento cambial leva certo tempo para que seja repassado aos índices internos.

O observado corrobora com o exposto por Rogoff (1996), que argumenta que alterações na taxa de câmbio nominal podem não ser totalmente repassadas, e tal repasse não é imediato.

> [a]s a consequence of various adjustment costs, there is a large buffer within which nominal exchance rates can move without producing an immediate proportional response in relative domestic prices.

Avaliando o momento em que as bandas de confiança inferiores cruzam o eixo zero para baixo nas Figuras 9 e 10, constata-se que, no momento em que o choque cambial ocorre, não há uma resposta imediata dos níveis de preços no mesmo período. A resposta do IPCA a tal impulso somente será significativa a partir do segundo trimestre da ocorrência da apreciação do dólar, o que vai ao encontro do que foi verificado por Rogoff (1996).

O comportamento observado pode ser explicado por vários trabalhos, como o de Taylor (2000), que afirma que os empresários no curto prazo reduzem seu mark-up com receio de perderem *market share*, para depois repassarem seu custo ao consumidor final.

Além disso, vários contratos celebrados entre fornecedores de insumos e produtores possuem duração mensal, de modo que uma variação na taxa de cambio não será repassada no próximo dia e sim na celebração de novo contrato de fornecimentos. A produção de uma grande parte de bens também demanda certo tempo, de tal forma que é compatível o consumidor sentir o aumento do câmbio com atraso.

O mercado internacional, apesar de ter a configuração de serem integrados, ainda podem ser bem segmentados, apresentando grande fricção entre setores. Tais fricções podem ocorrer devidos a restrições tarifárias impostas pelo governo, custos de informação e transporte e falta de mobilidade no mercado de trabalho, refletindo-se no grau de repasse cambial a um determinado produto ou setor, conforme propõe Rogoff (1996).

Soma-se a tal explicação o fato de que alguns bens essenciais para a economia brasileira, e que são vulneráveis ao movimento cambial, como combustíveis e transportes em geral, são bens de preços administrados pelo governo, que não respondem imediatamente à alta da moeda norte-americana, pelo fato de que qualquer reajustes no preços desses bens e serviços demandam aprovação em várias instâncias, como a diretoria da empresa e em alguns casos necessita de regulamentação, conforme exposto por Maciel (2006).

Prosseguindo com a avaliação do modelo VAR, foi efetuado a análise da decomposição da variância dos erros de previsão do IPCA acumulado, utilizando o seguinte ordenamento de Cholesky: CPI Acumulado → Taxa de câmbio nominal em sua primeira diferença → IPCA acumulado → taxa de desemprego em sua primeira diferença → GAP do PIB. Os erros-padrão foram calculados pelo método de Monte Carlo utilizando 100 repetições, conforme consta na Tabela 10.

Segundo Enders (2015), a decomposição da variância nos diz a proporção dos movimentos em uma sequência devido a seus próprios choques e aos choques de outras variáveis. Conforme o horizonte de tempo previsto aumente, a decomposição da variância deve convergir.

> "Nevertheless, impulse analysis and variance decompositions (together called innovation accounting) can be useful tools to examine the relationships among economic variables. If the correlations among the

various innovations are small, the identification problem is not likely to be especially important" (ENDERS, 2015, p. 302).

Tabela 10: Decomposição da variância dos erros de previsão do IPCA: primeira especificação

Period	S.E.	CPI_ACU	D(DOLAR_LOG)	GDP_GAP	IPCA_ACU	D(TAXA_DE_DESEMPREGO)
1	0,00647	4,0522	10,4721	0	85,4755	0
		(5,4496)	(7,8078)	0	(8,8725)	0
2	0,00682	6,1168	22,1087	0,1024	69,5789	2,0929
		(5,8150)	(11,0102)	(2,5914)	(11,4600)	(3,8722)
3	0,00695	5,3314	28,8994	2,9495	60,8950	1,9245
		(5,7850)	(13,3924)	(5,8454)	(11,5374)	(4,8653)
4	0,00713	7,5554	26,5885	3,2092	54,2203	8,4265
		(6,3839)	(12,4744)	(6,7251)	(10,9518)	(7,2846)
...	...	...	...	...	...	...
21	0,00782	7,3453	27,4902	7,3582	34,6199	23,1861
		(9,5012)	(15,7301)	(12,1628)	(10,8526)	(12,7712)
22	0,00783	7,3373	27,5258	7,4235	34,5642	23,1491
		(9,7539)	(15,9078)	(12,4382)	(10,9136)	(12,7232)
23	0,00783	7,3279	27,5220	7,4836	34,5100	23,1563
		(10,0025)	(16,0360)	(12,5541)	(10,9763)	(12,8992)
24	0,00783	7,3216	27,4996	7,5225	34,4540	23,2021
		(12,2351)	(15,5016)	(11,0609)	(12,5240)	(12,5397)

Fonte: Elaboração do autor.

Analisando os dados, verifica-se que as inovações da taxa de câmbio, bem como das variáveis de controle do modelo, possuem peso significativo na variância das inovações do IPCA. No primeiro período temos um peso de 10,47% das inovações da taxa de crescimento do câmbio sobre a variância das inovações previstas do IPCA. Tal número tende a crescer conforme o passar do tempo.

No período 24, o último analisado, as inovações da taxa de crescimento do câmbio nominal representam 27,5% da variação estimada nas inovações do IPCA, sendo a segunda variável com maior peso ficando, atrás somente do próprio IPCA, sendo seguido pela taxa de desemprego, hiato do produto e a inflação norte-americana.

5.2 Variação Cambial e IPCA: Resultados para a Segunda Especificação

De acordo com os dados apresentados, a segunda especificação do modelo VAR apresenta estacionariedade, bem como evidências de ausência de autocorrelação serial dos

resíduos e presença de normalidade no mesmo, de forma que será estimado o efeito que a variação cambial possui no IPCA.

Da mesma forma procedida na primeira especificação do modelo VAR, foi gerado um impulso de um desvio-padrão na inovação da variável DOLAR_LOG em primeira diferença (ou seja, um impulso na inovação da taxa de crescimento do câmbio). Podemos observar o seu efeito na variável IPCA_ACU, por período, na Figura 11.

O eixo das ordenadas representa a variação em pontos percentuais do IPCA causado por um choque na inovação da equação da taxa de câmbio, e no eixo das abscissas temos os períodos de tempo após o choque, expressos trimestralmente. Em azul temos a resposta do IPCA ao choque na taxa de crescimento do câmbio, juntamente com as bandas de confiança representadas em vermelho.

Observa-se que, após um choque na taxa de crescimento do câmbio, há um efeito na inflação brasileira, medida pelo IPCA, por um período de dois anos, sendo que um choque de 3,5 pontos percentuais na taxa de crescimento do câmbio (o que equivale a um desvio-padrão dessa variável na segunda especificação) reflete-se em um aumento estimado de 0,019 pontos percentuais no IPCA, em seu pico, que se localiza no segundo trimestre após ocorrido o choque cambial, conforme Figura 11.

Da mesma forma que no modelo anterior, a convergência do VAR gera uma redução das respostas ao choque a cada período: Porém, desta vez a convergência é atingida mais rapidamente. Ademais, também se verifica o efeito multiplicador dos choques acumulados, que também converge mais rapidamente para seu valor assintótico. O efeito cumulativo no IPCA é significativo por um período total de sete trimestres, conforme Figura 12.

Em termos acumulados, um aumento não esperado de 3,5 pontos percentuais na taxa de crescimento do câmbio gera um aumento estimado acumulado de até 0,053 pontos percentuais no valor do IPCA durante um período sete trimestres, após ocorrido o choque quando, conforme pode ser observado na Figura 12, o intervalo de confiança cruza o eixo zero, significando que o efeito multiplicador não afeta mais o índice de preços.

Convertendo tais resultados em termos monetários, um aumento no valor dólar de R$ 3,00 para R$ 3,10 provoca um aumento no IPCA de até 0,053 pontos percentuais no acumulado de sete trimestres após ocorrido a depreciação do real.

O crescimento médio do dólar trimestralmente para a base de dados utilizado foi de 1,85% de tal forma que convertendo os resultados em valores monetários, utilizando tal média e aplicando o aumento de um desvio padrão, a cotação do dólar de R$ 3,87 (valor médio do

último período analisado) saltaria para R$ 4,07 no próximo trimestre e será responsável por um aumento no IPCA de até 0,053 pontos percentuais no acumulado de sete trimestres após ocorrido a depreciação do real.

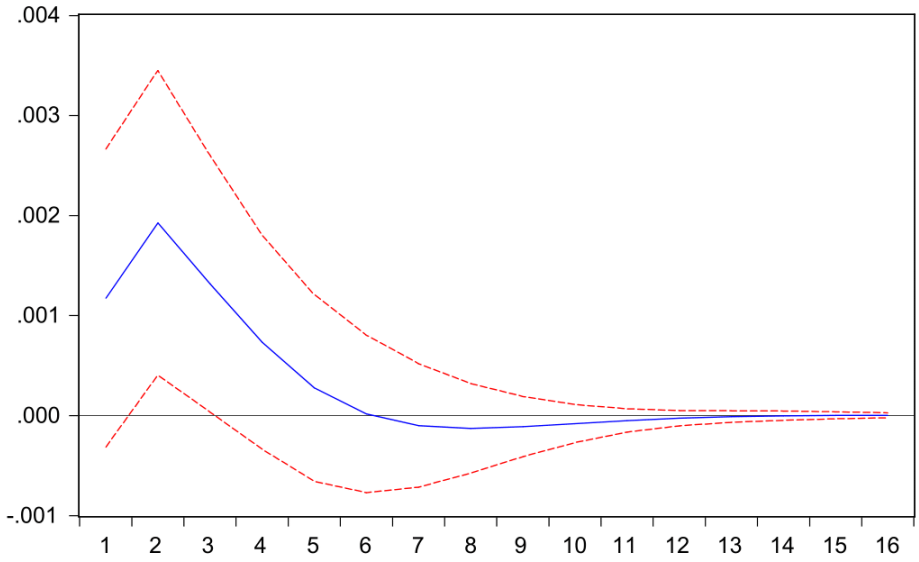

Figura 11: Resposta do IPCA a um impulso de um desvio-padrão na inovação da taxa de crescimento do câmbio, por período: segunda especificação
Fonte: Elaboração do autor.

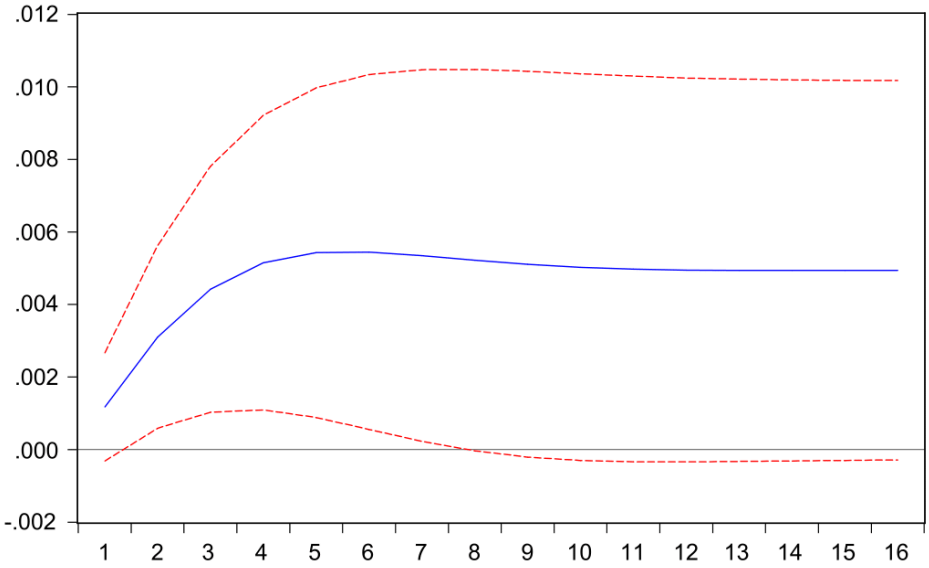

Figura 12: Resposta acumulada do IPCA a um impulso de um desvio-padrão na inovação da taxa de crescimento do câmbio: segunda especificação
Fonte: Elaboração do autor.

Os resultados observados continuam em consenso com a teoria econômica e com outros trabalhos já efetuados sobre a temática em demonstrar que se leva um certo período de

tempo para que os choques cambiais sejam repassados para os índices de preços. Todavia no modelo com um lag o grau de repasse é relativamente inferior ao modelo anterior

O menor grau de *pass-through* estimado por esse modelo diverge de outros trabalhos desenvolvidos sobre a temática, apesar de ser ancorado em critérios de informações estatísticas.

Ao se observar a decomposição da variância utilizando o mesmo ordenamento de Cholesky aplicado no primeiro modelo, e disponível na Tabela 11, podemos verificar que as variáveis do modelo pouco influenciam na variância das inovações previstas do IPCA, de sorte que 98,05% da variância dos erros de previsão em vinte e quatro trimestres à frente é explicado somente pelo seu valor passado (79,39%) e pela taxa de câmbio nominal (18,66%). A variação na taxa de desemprego, por exemplo, não desempenha qualquer influência considerável, o que não é observado na prática, e acaba indo de encontro à teoria da curva de Phillips.

Tabela 11: Decomposição da variância dos erros de previsão do IPCA: segunda especificação

Period	S.E.	CPI_ACU	D(DOLAR_LOG)	GDP_GAP	IPCA_ACU	D(TAXA_DE_DESEMPREGO)
1	0,00584	0,9312	5,4161	0	93,6526	0
		(3,1073)	(5,5994)	0	(6,0898)	0
2	0,00606	1,0799	14,4408	0,0754	84,3151	0,0886
		(3,5329)	(7,4966)	(0,9111)	(8,0277)	(2,0776)
3	0,00610	1,0661	17,6028	0,0906	80,9079	0,3324
		(3,5513)	(8,6319)	(1,7382)	(9,3620)	(4,8653)
4	0,00611	1,0745	18,5169	0,1764	79,8693	0,3628
		(3,5513)	(9,0528)	(2,3458)	(0,1417)	(2,5428)
...	...	...	...	...	...	...
21	0,00611	1,0994	18,6578	0,4404	79,3955	0,4066
		(3,8059)	(9,1336)	(3,1574)	(11,8085)	(3,4312)
22	0,00611	1,0994	18,6578	0,4404	79,3955	0,4066
		(3,8063)	(9,1354)	(3,1914)	(11,8240)	(3,4433)
23	0,00611	1,0994	18,6578	0,4404	79,3955	0,4066
		(3,8066)	(9,1370)	(3,2267)	(11,8397)	(3,4556)
24	0,00611	1,0994	18,6578	0,4404	79,3955	0,4066
		(3,8068)	(9,1385)	(3,2629)	(11,8558)	(3,4682)

Fonte: Elaboração do autor.

5.3 Comparações entre as duas especificações

Os modelos utilizados foram semelhantes no tocante ao conjunto de variáveis endógenas. Porém, diferiram na escolha do número de defasagens, o que resultou em inferências substancialmente diferentes.

A primeira especificação consiste na escolha de quatro defasagens por se utilizar base de dados trimestrais, enquanto na segunda especificação se optou por apenas uma defasagem com base em critérios estatísticos de informação.

Ambos os modelos mostram que a inflação brasileira leva um certo tempo para responder a uma depreciação da moeda doméstica, e que o nível do repasse é inferior a 1. Apesar do critério estatístico aplicado no segundo modelo para a seleção do número de *lags*, o mesmo resultou em um pequeno repasse de *pass-through* do dólar.

O resultado de estimação do primeiro modelo apresenta valores mais consistentes, que vão ao encontro de diversos trabalhos já elaborados sobre a mesma temática.

Tais resultados nos levam a crer que, para que uma análise econômica apresente resultados consistentes com a realidade, não devemos nos prender unicamente em resultados estáticos sem possuir um lastro em teoria econômica, observação e conhecimento dos dados utilizados.

Na economia, a imprevisibilidade do comportamento humano e dos agentes econômicos, que nem sempre agem racionalmente, torna impossível transformar todos os comportamentos em números, e números em equações de previsão totalmente exatas, o que se faz necessário além do uso da estatística, aplicar na construção dos modelos econômicos diversos outros fatores (KAHNEMAN, 2012).

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A finalidade desse trabalho foi estimar como um impacto no câmbio afeta a inflação brasileira, utilizando como base o período de 2000 até 2015, dados trimestrais.

Juntamente com a estimação do grau de repasse cambial visou-se expor o peso que o valor do dólar exerce na economia brasileira e como esse ativo influencia diretamente no cotidiano do cidadão. Para tal análise, fez-se uso do método econométrico de Vetores Autorregressivos (VAR), utilizando o pacote econométrico Eviews 9.

Os resultados estimados para esse trabalho corroboram com os já desenvolvidos sobre essa temática. Com base na primeira especificação, o grau de *pass-through* foi, de fato, incompleto ficando entre o valor de zero e um, conforme teoria econômica corroborando com diversos trabalhos desenvolvidos.

Foram efetuados testes de estacionariedade no modelo estimado, bem como testes de normalidade e decomposição da variância. De acordo com os resultados apenas duas das variáveis testadas possuem raiz unitária. Foi constatada também a ausência de autocorrelação serial dos resíduos bem como a normalidade na distribuição multivariada dos resíduos, implicando em um modelo VAR consistente estatisticamente.

Foi estimado que um aumento não esperado de um desvio padrão, ou seja, 3,6 pontos percentuais, no valor do dólar reflete-se em um aumento acumulado de 1,2 pontos percentuais no IPCA, no decorrer de dois anos, confirmando a hipótese do presente trabalho. Tal repasse, entretanto, não ocorre imediatamente, sendo que sentido de forma significativa somente no segundo trimestre após ocorrido o aumento do câmbio.

O modelo econométrico utilizado nesse trabalho pode ser melhorado adicionando-se o grau de abertura econômica como variável endógena, por ser amplamente utilizada por outros autores para auxiliar na estimação do grau de *pass-through*. A importância do incremento de tal variável se dá pelo fato de que o nível de comércio internacional realizado por uma nação afeta diretamente o grau de *pass-through* da sua economia por conta de seu dinamismo econômico.

Outro resultado importante do presente trabalho foi a utilização de um modelo econométrico baseado em critérios puramente estatísticos para a escolha do número de defasagens, o qual apresentou resultados diversos de outros trabalhos e evidências empíricas, no sentido de um menor grau de *pass-through.* Tal resultado levanta a discussão da utilização

dos critérios de informação como instrumento principal para a seleção das defasagens em um modelo VAR.

7. REFERÊNCIAS

BACCHETTA, Philippe; VAN WINCOOP, Eric. A theory of the currency denomination of international trade. **Journal of international Economics**, **v. 67, n. 2, p. 295-319,** 2005.

BETTS, Caroline; DEVEREUX, Michael B. The exchange rate in a model of pricing-to-market. **European Economic Review**, v. 40, n. 3, p. 1007-1021, 1996.

CAMPA, J. M., GOLDBERG, L. S. Exchange rate *pass-through* into import prices. The **Review of Economics and Statistics**, v. 87, n. 4, 2005.

COGLEY, Timothy; NASON, James M. Effects of the Hodrick-Prescott filter on trend and difference stationary time series Implications for business cycle research. **Journal of Economic Dynamics and control**, v. 19, n. 1, p. 253-278, 1995.

COUTO, Sílvia Verônica Vilarinho; FRAGA, Gilberto Joaquim. O pass-through da taxa de câmbio para índices de preços: análise empírica para o Brasil. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 18, n. 3, p. 333-356, 2014.

DA SILVEIRA BUENO, Rodrigo De Losso. **Econometria de séries temporais**. Cengage Learning, 2008.

DORNBUSCH, Rudiger. Exchange rates and prices. 1985.

ENGEL, Charles. The Responsiveness of Consumer Prices to Exchange Rates: A Synthesis of Some New Open Economy Macro Models. **The Manchester School, v. 70, n. S1, p. 1-15**, 2002.

ENDERS, W. **Applied econometric time séries**. 1 ed. New York: John Wiley & Sons, 2015.

GOLDFAJN, Ilan; WERLANG, Sergio R. da C. The pass-through from depreciation to inflation: a panel study. **Banco Central de Brasil Working Paper**, n. 5, 2000.

GOLDBERG, Pinelopi K.; KNETTER, Michael M. Goods prices and exchange rates: What have we learned? **National Bureau of Economic Research**,nº 5862, 1996.

GUJARATI, Damoder N. **Basic econometrics**. Tata McGraw-Hill Education, 2009.

HODRICK, Robert J.; PRESCOTT, Edward C. Postwar US business cycles: an empirical investigation. **Journal of Money, credit, and Banking**, p. 1-16, 1997.

HOLLAND, Marcio e NAKANO, Yoshiaki. **Taxa de Câmbio no Brasil**. Elsevier Brasil, 2011.

KAHNEMAN, Daniel. **Rápido e devagar: duas formas de pensar**. Editora Objetiva, 2012.

KHUNDRAKPAM, Jeevan Kumar. Economic reforms and exchange rate pass-through to domestic prices in India**:** International Bank for International Settlements 2007

KRUGMAN, Paul R. Pricing to market when the exchange rate changes. 1986.

KWIATKOWSKI, Denis et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?. **Journal of econometrics**, v. 54, n. 1-3, p. 159-178, 1992.

MACIEL, Luiz Felipe Pires. Pass-through cambial: uma estimação para o caso brasileiro. 2006. Dissertação (mestrado – economia) Fundação Getúlio Vargas, Escola de Pós-Graduação em Economia de São Paulo.

MORETTIN, Pedro A.; TOLOI, Clélia. **Análise de séries temporais**. Blucher, 2006.

NOGUEIRA, Veridiana de Andrade. Transmissão da Variação Cambial para as Taxas de Inflação no Brasil: Estimação do Pass-Through Através de Modelos de Vetores Autorregressivos Estruturais com Correção de Erros. 2013. Dissertação (mestrado em Finanças e Economia Empresarial, com especialização em Macroeconomia Financeira) Fundação Getúlio Vargas, Escola de Economia de São Paulo.

OBSTFELD, Maurice; ROGOFF, Kenneth. The mirage of fixed exchange rates. **National Bureau of Economic Research,** nº 5191, 1995.

ROGOFF, Kenneth. The purchasing power parity puzzle. **Journal of Economic literature**, v. 34, n. 2, p. 647-668, 1996.

STOCK, James H.; WATSON, Mark W. Vector autoregressions. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 15, n. 4, p. 101-115, 2001.

STOCK, James H.; WATSON, Mark W. **Introduction to econometrics**. Boston: Addison Wesley, 2003.

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

TEJADA, César AO; SILVA, Agnaldo Gomes da. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural, v. 46, n. 1, p. 171-205,** 2008.

8. ANEXOS

Tabela A1: Resultados de teste de raiz unitária por variável e teste aplicado e de acordo com a necessidade, resultado em primeira diferença

		NÍVEL					1ª Diferença		
Variável	**Teste aplicado**	**Variável Exógena:**	**T-statistic**	**Prob**	**LM-Stat**	**Aceita ou Rejeita Ho**	**T-statistic**	**Prob.**	**Aceita ou Rejeita Ho**
CPI Médio	ADF	Intercepto e tendência	3,05	0,13		Aceita	5,91	0,00	Rejeita
		Intercepto	2,55	0,11		Aceita	5,96	0,00	Rejeita
		Sem intercepto e tendência	1,39	0,15		Aceita	5,99	0,00	Rejeita
	Phillips-Perron	Intercepto e tendência	3,40	0,06		Rejeita			
		Intercepto	3,02	0,04		Rejeita			
		Sem intercepto e tendência	1,59	0,10		Aceita	16,33	0,00	Rejeita
	KPSS	Intercepto			0,45	Aceita			
		Intercepto e tendência			0,08	Aceita			
CPI Acumulado	ADF	Intercepto	8,75	0,00		Rejeita			
		Intercepto e tendência	9,29	0,00		Rejeita			
		Sem intercepto e tendência	2,57	0,01		Rejeita			
	Phillips-Perron	Nenhum	4,81	0,00		Rejeita			
		Intercepto	6,10	0,00		Rejeita			
		Intercepto e tendência	10,55	0,00		Rejeita			
	KPSS	Intercepto			0,39	Aceita			
		Intercepto e tendência			0,35	Aceita			

Câmbio médio trimestral	ADF	Intercepto	1,37	0,59		Aceita	5,26	0,00	Rejeita
		Intercepto e tendência	0,37	0,99		Aceita	5,31	0,00	Rejeita
		Sem intercepto e tendência	0,55	0,83		Aceita	5,20	0,00	Rejeita
	Phillips-Perron	Intercepto	0,74	0,83		Aceita	5,20	0,00	Rejeita
		Intercepto e tendência	0,65	0,97		Aceita	5,20	0,00	Rejeita
		Sem intercepto e tendência	0,84	0,89		Aceita	5,10	0,00	Rejeita
	KPSS	Intercepto			0,20	Rejeita			
		Intercepto e tendência			0,17	Rejeita			
Dolar Log.	ADF	Intercepto	1,51	0,52		Aceita	5,26	0,00	Rejeita
		Intercepto e tendência	1,37	0,86		Aceita	5,31	0,00	Rejeita
		Nenhum	0,40	0,80		Aceita	5,20	0,00	Rejeita
	Phillips-Perron	Intercepto	0,97	0,76		Aceita	5,21	0,00	Rejeita
		Intercepto e tendência	0,91	0,95		Aceita	5,20	0,00	Rejeita
		Nenhum	0,71	0,87		Aceita	5,14	0,00	Rejeita
	KPSS	Intercepto			0,19	Aceita			
		Intercepto e tendência			0,16	Aceita			

GDP	ADF	Intercepto	0,07	0,96		Aceita	2,00	0,28	Aceita
		Intercepto e tendência	2,22	0,47		Aceita	1,80	0,68	Aceita
		Sem intercepto e tendência	0,68	0,86		Aceita	0,70	0,40	Aceita
	Phillips-Perron	Intercepto	2,60	1,00		Aceita	10,51	0,00	Rejeita
		Intercepto e tendência	1,88	0,65		Aceita	14,75	0,00	Rejeita
		Sem intercepto e tendência	8,19	1,00		Aceita	7,21	0,00	Rejeita
	KPSS	Intercepto			1,00	Aceita			
		Intercepto e tendência			0,41	Rejeita			

GDP LOG	ADF	Intercepto	4,18	0,00		Rejeita			
		Intercepto e tendência	4,09	0,01		Rejeita			
		Sem intercepto e tendência	4,26	0,00		Rejeita			
	Phillips-Perron	Intercepto	6,63	0,00		Rejeita			
		Intercepto e tendência	6,54	0,00		Rejeita			
		Sem intercepto e tendência	6,69	0,00		Rejeita			
	KPSS	Intercepto			0,05	Aceita			
		Intercepto e tendência			0,05	Aceita			

GDP GAP	ADF	Intercepto	0,07	0,96		Aceita	2,00	0,28	Aceita
		Intercepto e tendência	2,22	0,47		Aceita	1,80	0,68	Aceita
		Sem intercepto e tendência	0,68	0,86		Aceita	0,70	0,40	Aceita
	Phillips-Perron	Intercepto	2,60	1,00		Aceita	10,51	0,00	Rejeita
		Intercepto e tendência	1,88	0,65		Aceita	14,75	0,00	Rejeita
		Sem intercepto e tendência	8,19	1,00		Aceita	7,21	0,00	Rejeita
	KPSS	Intercepto			1,00	Aceita			
		Intercepto e tendência			0,41	Rejeita			

IPCA Médio	ADF	Intercepto	3,33	0,02		Rejeita			
		Intercepto e tendência	3,23	0,09		Rejeita			
		Sem intercepto e tendência	1,15	0,22		Aceita	3,40	0,00	Rejeita
	Phillips-Perron	Intercepto	4,84	0,00		Rejeita			
		Intercepto e tendência	4,80	0,00		Rejeita			
		Sem intercepto e tendência	2,35	0,02		Rejeita			
	KPSS	Intercepto			0,20	Aceita			
		Intercepto e tendência			0,15	Aceita			

IPCA acumulado	ADF	Intercepto	3,33	0,02		Rejeita			
		Intercepto e tendência	3,24	0,87		Aceita	5,01	0,00	Rejeita
		Sem intercepto e tendência	1,17	0,22		Aceita	9,99	0,00	Rejeita
	Phillips-Perron	Intercepto	4,83	0,00		Rejeita			
		Intercepto e tendência	4,79	0,01		Rejeita			
		Sem intercepto e tendência	2,35	0,02		Rejeita			
	KPSS	Intercepto			0,20	Aceita			
		Intercepto e tendência			0,16	Aceita			

Taxa de desemprego	ADF	Intercepto	2,18	0,21		Aceita	9,37	0,00	Rejeita
		Intercepto e tendência	0,55	0,98		Aceita	0,47	0,98	Aceita
		Sem intercepto e tendência	0,06	0,66		Aceita	9,46	0,00	Rejeita
	Phillips-Perron	Intercepto	2,18	0,22		Aceita	8,77	0,00	Rejeita
		Intercepto e tendência	2,67	0,25		Aceita	9,30	0,00	Rejeita
		Sem intercepto e tendência	0,10	0,71		Aceita	8,86	0,00	Rejeita
	KPSS	Intercepto			0,70	Rejeita			
		Intercepto e tendência			0,13	Aceita			