



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA- CAEN
MESTRADO ACADÊMICO EM ECONOMIA**

FERNANDO MARQUES MANSILLA

**ABERTURA COMERCIAL E NÃO LINEARIDADES NA DINÂMICA
INFLACIONÁRIA DO BRASIL**

**FORTALEZA
2019**

FERNANDO MARQUES MANSILLA

**ABERTURA COMERCIAL E NÃO LINEARIDADES NA DINÂMICA
INFLACIONÁRIA DO BRASIL**

Dissertação de Mestrado apresentada ao curso de pós-graduação em economia, da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para a obtenção do Título de Mestre em Economia. Área de concentração Econometria Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda

FORTALEZA

2019

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca Universitária
Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

- M248a Mansilla, Fernando.
ABERTURA COMERCIAL E NÃO LINEARIDADES NA DINÂMICA INFLACIONÁRIA DO
BRASIL / Fernando Mansilla. – 2019.
30 f.
- Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração,
Atuária e Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia, Fortaleza, 2019.
Orientação: Prof. Me. Elano Ferreira Arruda.
1. Abertura Comercial. 2. Curva de Phillips. 3. Inflação. 4. Desemprego. I. Título.
- CDD 330
-

FERNANDO MARQUES MANSILLA

**ABERTURA COMERCIAL E NÃO LINEARIDADES NA DINÂMICA
INFLACIONÁRIA DO BRASIL**

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-graduação em economia, da Universidade Federal do Ceará como requisito parcial para a obtenção do Título de Mestre em Economia. Área de concentração: Econometria aplicada

Aprovada em: ____/____/____.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC)

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira (membro)
Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC)

Prof. Dr. Felipe de Sousa Bastos (membro)
Doutor CAEN/UFC

RESUMO

O presente estudo se propõe a estimar uma Curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida (CPNKH) não linear para a economia brasileira, tendo como variável *threshold* o grau de abertura comercial, com o objetivo de examinar possíveis assimetrias na dinâmica inflacionária brasileira em regimes distintos de participação do setor externo na oferta doméstica. Para tal, faz-se uso de informações mensais entre janeiro de 2002 e dezembro de 2017 e de modelos econométricos com efeitos *threshold* na presença de regressores endógenos, nos moldes de Caner e Hansen (2004). Os resultados indicam a inexistência do *trade-off* entre inflação e desemprego e a ausência de inércia inflacionária no regime de maior abertura; enquanto que, num cenário de economia menos aberta, a CPNKH se mostra significativa em sua forma tradicional.

Palavras-chave: Abertura Comercial. Curva de Phillips. Inflação. Desemprego.

ABSTRACT

The present study proposes to estimate a nonlinear Hybrid New Keynesian Phillips Curve (HNKPC) for the Brazilian economy, having as threshold variable the degree of trade openness, with the purpose of examining possible asymmetries in the Brazilian inflationary dynamics in distinct regimes of participation of the external sector in domestic supply. For that, monthly information is used between January 2002 and December 2017 and econometric models are estimated with threshold effects in the presence of endogenous regressors, following the model of Caner and Hansen (2004). The results indicate the absence of the trade-off between inflation and unemployment and the absence of inflationary inertia in the regime of greater openness; while in a less open economy scenario, CPNKH is significant in its traditional form.

Keywords: Phillips Curve. Trade Openess. Inflation.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	8
2. REFERENCIAL TEÓRICO.....	11
3. ASPECTOS METODOLÓGICOS	15
3.1 BANCO DE DADOS	15
3.2 MODELO THRESHOLD COM REGRESSORES ENDÓGENOS	16
3.3 CURVA DE PHILLIPS NOVO-KEYNESIANA HÍBRIDA COM THRESHOLD.....	18
4. RESULTADOS	20
5. CONCLUSÃO.....	24
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	25
APÊNDICE	28

1. INTRODUÇÃO

A inflação é um relevante indicador de bem-estar social para a sociedade. Processos inflacionários representam uma deterioração do poder de compra dos consumidores e um aumento da variação do preço relativo de produtos e insumos da produção, como também prejudicam o horizonte de previsão dos agentes econômicos (KYDLAND e PRESCOTT, 1977). Portanto, compreender os fatores que interferem na dinâmica da inflação, especialmente os que contribuem para a sua redução/estabilização, se tornou um importante recurso para os formuladores de política econômica.

Uma relação econômica bastante utilizada nessa direção é a curva de Phillips, que já passou por importantes modificações desde a sua formulação inicial, em 1958, e tem como versão mais recente a chamada Curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida (CPNKH), empregada em Blanchard e Gali (2007). Nessa formulação, a inflação é explicada por um componente de expectativas *forward-looking*, um componente inercial, uma medida de ciclos econômicos que incorpora o *trade-off* entre inflação e desemprego e o chamado repasse cambial.

Todavia, estudos recentes destacam que essa relação pode apresentar assimetrias, ou não linearidades, dependendo de alguns aspectos conjunturais. Por exemplo, Ferreira, Gois e Arruda (2018) estimam modelos não lineares da CPNKH com efeito *threshold* em que os regimes são determinados pelo nível de credibilidade da autoridade monetária. Os resultados sugerem a não ocorrência do *trade-off* entre inflação e desemprego no regime de alta credibilidade, enquanto que, no regime de baixa credibilidade, a inflação tanto se torna mais vulnerável aos ciclos econômicos como apresenta maior componente inercial. Além da credibilidade da política monetária, outro fator que pode provocar assimetrias na dinâmica da inflação é o grau de abertura comercial.

Nesse sentido, Watson (2016) argumenta que, num ambiente de maior abertura comercial, ter-se-ia um aumento do número de produtos disponíveis aos consumidores da economia doméstica, propiciando uma maior concorrência. Nesse cenário, o nível de elasticidade-preço da demanda e os *mark-ups* pretendidos pelas firmas são ajustados, aumentando o nível de rigidez real da economia que, por sua vez, atenua o *trade-off* entre inflação e desemprego. Além disso, Çiçek (2012) observa que, em cenários de maior abertura

comercial, os componentes inerciais da inflação têm seus efeitos reduzidos, dado o grande influxo de produtos importados oriundos de países de baixo custo de produção.

Portanto, o presente estudo se propõe a estimar uma CPNKH não linear para a economia brasileira tendo como variável *threshold* o grau de abertura comercial. Com base na literatura analisada, a hipótese a ser testada é a de inexistência de *trade-off* entre inflação e desemprego e a ausência de inércia inflacionária no regime de maior abertura; e a tendência de uma CPNKH tradicional significativa em um cenário de economia menos aberta. Para tal, utilizar-se-ão informações mensais entre janeiro de 2002 e dezembro de 2017 e modelos econométricos com efeitos *threshold* na presença de regressores endógenos, nos moldes de Caner e Hansen (2004).

Várias medidas têm sido utilizadas para representar o grau de abertura comercial na literatura¹. Todavia, em trabalho seminal da área, Romer (1993) emprega a participação média das importações no Produto Interno Bruto (PIB). Autores como Pickering e Valle (2008) e Watson (2016) também fazem uso dessa medida. Em se tratando de estudos sobre dinâmica da inflação, essa medida se mostra mais adequada por representar, de maneira mais acurada, a contribuição do setor externo na oferta doméstica de bens e serviços, refletindo, portanto, em sua formação de preços.

Assim, as variáveis empregadas foram: a razão entre o valor total das importações e o PIB (*threshold*); a inflação medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA); a *proxy* das expectativas *forward-looking* foi extraída das expectativas de inflação do primeiro dia do mês para o mês seguinte do relatório FOCUS do BACEN; o indicador de inflação inercial é o IPCA defasado; a *proxy* do hiato do desemprego foi construída por meio dos dados fornecidos pelo BACEN para o desemprego da região metropolitana de São Paulo² subtraídos dos valores da tendência estimada via filtro de Hodrick-Prescott (HP); e a variável de repasse cambial foi obtida a partir da taxa de variação da taxa de câmbio efetiva real considerando o Índice de Preços por Atacado - Disponibilidade Interna (IPA-DI).

O estudo inova ao investigar possíveis assimetrias na dinâmica da inflação brasileira a partir de modelos não lineares da CPNKH em que as mudanças de regime são explicadas pelo

¹ Outro indicador bastante utilizado é a proporção da corrente de comércio (exportações + importações) em relação ao PIB. Entretanto, essa medida é mais utilizada em trabalhos com aplicações na área de crescimento econômico.

² O desemprego da região metropolitana de São Paulo foi utilizado em virtude da ausência de dados mensais para o desemprego do Brasil após 2016. Outros autores também fazem uso dessa *proxy* (MENDONÇA, SACHSIDA e MEDRANO, 2012; SACHSIDA, 2013).

grau de abertura comercial, exercício ainda não realizado em estudos dessa natureza, e por empregar, nesse propósito, o modelo com efeito *threshold* na presença de regressores endógenos de Caner e Hansen (2004).

Este trabalho está dividido em 5 seções. A seção seguinte apresenta uma revisão da literatura que associa abertura comercial e dinâmica inflacionária. A seção três se reserva à apresentação da base de dados, do modelo empírico e da estratégia econométrica. Em seguida, os resultados são apresentados e discutidos e, por fim, são tecidas as considerações finais do estudo.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

A origem do estudo da relação entre abertura e inflação se deu através do trabalho de Romer (1993). Em seu estudo seminal, o autor se apoia em Kydland e Prescott (1977) que demonstram que, na ausência de um pré-compromisso da política monetária com um determinado nível de preços, a inflação pode convergir para um alto patamar; ou seja, existe um viés inflacionário na política monetária. Nesse sentido, Romer (1993) argumenta que os benefícios de uma expansão monetária não antecipada pelos agentes econômicos são decrescentes em relação ao nível de abertura, dado que, nesses casos, o viés inflacionário de ações discricionárias da autoridade monetária tende a se agravar. Para testar essa hipótese, o autor faz uma análise de *cross-section* de 114 países durante o período de 1973 e 1988. Os resultados indicam uma relação negativa e estatisticamente significativa entre abertura comercial e inflação.

Outro trabalho importante nessa literatura econômica foi desenvolvido por Lane (1997), que argumenta que países mais abertos ganhariam menos com surpresas inflacionárias devido aos maiores danos causados pelos efeitos negativos dos termos de troca comercial de uma expansão no produto doméstico. No entanto, a autora adverte que essa explicação é limitada porque se aplica, unicamente, a países grandes o suficiente para afetar a estrutura internacional dos preços relativos. Adicionalmente, a partir do uso de um modelo de equilíbrio geral para uma economia pequena com dois setores, quais sejam, o setor de bens comercializáveis e o de bens não-comercializáveis, a autora conclui que, quanto mais aberta é a economia, menor é a participação dos bens não-comercializáveis no consumo e menores serão as distorções provocadas por esse setor. Pressupondo que o governo se preocupa com o bem-estar, isso gera uma relação inversa entre abertura e o incentivo para gerar surpresa inflacionária em troca por mais emprego, mesmo para países pequenos demais para afetar os termos de troca.

Analisando empiricamente a relação entre inflação e abertura comercial usando técnicas de dados em painel, Nasser, Sachsida e Mendonça (2009) testam se a relação negativa entre abertura e inflação se deve à presença, na amostra, de países severamente endividados durante o período da crise da dívida externa. Seus resultados confirmam a hipótese de Romer (1993) e, ainda, que essa evidência não está restrita a um subconjunto de países ou a períodos específicos.

Já Çiçek (2012) analisou o impacto da globalização na curva de Phillips para a economia da Turquia entre os anos de 1987 e 2007. Nesse período, a taxa de inflação, a volatilidade da

inflação e a persistência inflacionária caíram enquanto os preços dos bens comercializáveis subiram mais que os dos bens não-comercializáveis. Para testar como a globalização influenciou nessa mudança, o autor usa um modelo de curva de Phillips com parâmetros variando no tempo, via Filtro de Kalman. Os resultados indicam que a globalização reduz a inércia inflacionária e a sensibilidade da economia as oscilações cíclicas da atividade econômica.

Empregando técnicas de dados em painel para países desenvolvidos e em desenvolvimento para as últimas duas décadas, Samimi et al. (2012) testam se a globalização se mostrou desinflacionária. As evidências confirmaram a hipótese de Romer (1993) de que uma maior atuação do setor externo na economia doméstica impacta negativamente a inflação através do emprego de índices de globalização como indicadores de abertura.

Uma outra abordagem do impacto da abertura econômica foi usada por Ghosh (2014), uma vez que o autor considerou, além da abertura comercial, a abertura financeira e regimes de câmbio para 137 países, entre os anos de 1999 e 2012. Para isso, o autor elaborou medidas “de jure”³ e “de facto”⁴ para dividir os países em diferentes categorias de regime de câmbio e também para abertura de fluxos de capital. Além disso, também é usado a corrente de comércio dividido pelo produto interno bruto (PIB) como indicador de abertura comercial. O autor conclui que tanto uma conta de capital mais aberta quanto movimentos para um regime de câmbio fixo reduzem a inflação, enquanto que não há evidências claras sobre o impacto da abertura comercial nesse indicador, exceto para países com baixos níveis de abertura comercial. Nesses casos, a abertura se mostra desinflacionária.

Outra maneira de analisar onexo teórico entre inflação corrente e abertura econômica é por meio do uso de uma curva de Phillips não-linear como utilizado por Syed e Zwick (2015). Esses autores buscaram verificar se a abertura comercial é desinflacionária, e para isso, utilizaram a curva de Phillips aproximada pelo modelo de Cobb-Douglas. Tal análise permitiu concluir que a variável abertura econômica é estatisticamente significativa e desinflacionária, ou seja, quanto maior o nível de abertura econômica menor a inflação corrente. Além disso, os autores concluíram que o principal mecanismo de transmissão da globalização é o preço das importações, resultado na direção apontada por Romer (1993), que também utiliza a

³ São medidas referentes ao comportamento futuro de determinada variável.

⁴ São medidas que buscam observar o comportamento efetivo de uma variável qualquer.

participação das importações no produto interno bruto (PIB) como medida de abertura econômica.

Uma hipótese bastante empregada em estudos nessa área, como os de Razin e Loungani (2005) e Lane (1997), é a de homogeneidade dos parâmetros estimados entre os países. No entanto, Eijffinger e Qian (2016) questionam essa proposição por meio de uma abordagem de dados em painel e de séries temporais e verificam que essa hipótese não é válida para países altamente industrializados. Ao permitir que os parâmetros sejam heterogêneos entre esses países, os autores observaram que a abertura econômica influencia negativamente a inflação mesmo em países altamente industrializados, como E.U.A, Itália, França, Canadá e Suécia.

Watson (2016) faz uso de um modelo DSGE com elasticidade do preço da demanda não constante e com as firmas formando preços nos moldes de Calvo (1983)⁵. Todavia, a probabilidade de as firmas mudarem seus preços em um dado período não é exógena, mas é sujeita às decisões ótimas das demais firmas.

A autora mostra que a abertura comercial produz dois efeitos antagônicos no nível ótimo de preços de cada firma e na inflação. Por um lado, a maior integração comercial com o resto do mundo e um maior nível de competição gera um aumento da complementaridade estratégica entre as decisões de estabelecer preços de cada firma e também uma elevação no nível de rigidez real dos preços que torna a inflação menos sensível às oscilações cíclicas da atividade econômica. Por outro lado, a maior competição aumenta o custo de oportunidade de não ajustar o preço, quando seus concorrentes o fazem, levando a alterações mais frequentes nos preços, reduzindo a sua rigidez nominal, o que deixa a inflação mais vulnerável aos choques da atividade econômica. Para a autora, o efeito líquido dessas mudanças no “*trade-off*” de curto prazo entre inflação e produto, ou inflação e desemprego, depende do nível inicial de competição da economia em questão e do grau de abertura.

Mais recentemente, Lin *et al.* (2017) estimam os efeitos da abertura comercial sobre a inflação, considerando modelos de dados em painel para os países da África Subsaariana estimados com técnicas de variáveis instrumentais. Os autores observam que abertura comercial é desinflacionária e que para cada 1 p.p. de incremento da participação do setor externo na

⁵ Calvo (1983) estabeleceu um modelo de precificação que quando uma empresa fixa um preço nominal, existe uma probabilidade constante de que uma empresa possa definir seu preço, que é independente do tempo desde que a empresa o definiu pela última vez.

economia doméstica, observa-se uma redução na inflação da ordem de 0,08 p.p. Esses resultados se mostram robustos para várias medidas de abertura comercial.

Diante do exposto, percebe-se que a maioria dos estudos examinam se a abertura comercial é desinflacionária, não investigando como esse indicador pode produzir assimetrias na CPNKH. Sendo assim, o presente estudo pretende contribuir nessa direção, estimando uma CPNKH com mudança de regime, tendo a abertura comercial como variável *threshold*.

3. ASPECTOS METODOLÓGICOS

3.1. BANCO DE DADOS

Para analisar a existência de comportamentos assimétricos na CPNKH em regimes distintos de abertura comercial, far-se-á uso de informações mensais entre janeiro de 2002 e dezembro de 2017. O quadro 1 mostra um resumo descritivo das variáveis utilizadas e das suas respectivas fontes.

O indicador de abertura comercial empregado como variável *threshold* na estimação é a participação do valor total das importações no produto interno bruto. Esses dados foram obtidos através do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC) e do Banco Central do Brasil (BACEN), respectivamente. Além dessa variável ter sido utilizada nos principais estudos observados (ROMER, 1993; PICKERING e VALLE, 2008; WATSON, 2016), seu uso também pode ser justificado pelo fato de representar bem a participação do setor externo na oferta doméstica.

O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) é a *proxy* utilizada para a inflação. Esse índice foi obtido junto ao Sistema Nacional de Preços ao Consumidor (SNIPC) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Como medida de ciclo econômico foi utilizado neste trabalho o hiato do desemprego. Essa variável foi elaborada através dos dados fornecidos pelo BACEN para o desemprego da região metropolitana de São Paulo subtraídos dos valores que são extraídos através do uso do filtro de Hodrick-Prescott (HP). A opção pela série de desemprego da região metropolitana de São Paulo se deve ao fato de que esse indicador para o Brasil foi descontinuado no início de 2016, inviabilizando uma amostra mais recente. Além disso, essa *proxy* já foi empregada em outros estudos, como os de Mendonça, Sachsida e Medrano (2012) e Sachsida (2013).

Para avaliar as expectativas *forward-looking*, a variável utilizada foi a expectativa de inflação do primeiro dia do mês para o mês seguinte do relatório FOCUS do BACEN. Já para as expectativas *backward-looking*, ou inércia inflacionária, faz-se uso do próprio IPCA defasado.

O indicador de repasse cambial usado nesse estudo é o índice de variação da taxa de câmbio efetiva real, que é calculada através de uma média geométrica ponderada dos principais

parceiros comerciais de uma determinada economia e é usada como uma medida de competitividade das exportações de certo país. Faz-se opção pelo uso dessa taxa corrigida pelo Índice de Preços por Atacado, disponibilizada no Sistema Gerador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (BCB-SGS).

Quadro 1- Descrição das variáveis utilizadas

INDICADOR	VARIÁVEL	PROXY	FONTE
Inflação	Inflação	Inflação IPCA	IBGE/SNIPC
Abertura Econômica	Abertura Econômica	Razão entre valor total das importações e o produto interno bruto	MDIC e BACEN
Expectativas	Expectativa <i>Forward-Looking</i>	Previsão FOCUS 1º dia (Expectativa declarada)	Relatório Focus Bacen
	Expectativa <i>Backward-looking</i>	Inflação IPCA defasado	IBGE/SNIPC
Ciclos Econômicos	Ciclo do Desemprego	Hiato do Desemprego	BCB-SGS
<i>Pass-through</i>	Repasse cambial	Taxa de variação da taxa de câmbio efetiva real	BCB-SGS

Fonte: Elaborado pelo autor

3.2. MODELO THRESHOLD COM REGRESSORES ENDÓGENOS

Caner e Hansen (2004) ampliam a abordagem das regressões com efeito *threshold* para permitir a inclusão de variáveis explicativas endógenas. Esse modelo divide a amostra usada em classes que ficam categorizadas de acordo com um certo valor da variável *threshold*. Na maioria dos casos, o valor limiar da variável utilizada é desconhecido e, portanto, deve ser estimado.

Os autores propõem um estimador para modelos de efeito limiar se baseando na estimação da regressão da forma reduzida para as variáveis endógenas como função de instrumentos exógenos. O procedimento consiste em três etapas. Inicialmente, utiliza-se uma

regressão na forma reduzida para se obter uma série prevista para as variáveis endógenas. Na etapa seguinte, faz-se uso dos mínimos quadrados ordinários para estimar o valor limiar da variável empregada. E, por fim, emprega-se o método de mínimo quadrado de 2 estágios (2SLS) ou método dos momentos generalizados (GMM) para cada subamostra para obter os coeficientes estimados do modelo principal em cada regime.

A análise estatística desse modelo de efeito limiar se baseia no trabalho de Hansen (2000). Considere uma amostra descrita como: $\{y_i, z_i, x_i\}_{i=1}^n$, onde y_i é a variável endógena, z_i é um vetor de variáveis exógenas de ordem m e x_i é um vetor de instrumentos de ordem k , com $k \geq m$. A variável *threshold* $q_i = q(x_i)$ é um elemento, ou função do vetor x_i , e deve ter uma distribuição de probabilidade contínua.

A equação estrutural do modelo é dada por:

$$y_i = \theta_1 z_i I(q_i \leq \gamma) + \theta_2 z_i I(q_i > \gamma) + e_i \quad (1)$$

Onde I é uma função indicadora. O parâmetro da variável limiar é $\gamma \in \Gamma$ onde Γ é um subconjunto estrito de suporte do q_i . Esse parâmetro é assumido como desconhecido e necessita ser estimado. O modelo permite que a inclinação dos parâmetros θ_1 e θ_2 se diferenciem dependendo do valor de q_i .

A forma reduzida do modelo de média condicional de z_i dado x_i é:

$$z_i = g(x_i, \pi) + u_i \quad (2)$$

$$E(u_i | x_i) = 0, \quad (3)$$

onde π é um vetor de parâmetros $p \times 1$, $g(\cdot, \cdot)$ mapeia $R^k \times R^p$ em R^m , e u_i é $m \times 1$. A função g é por definição conhecida, enquanto o vetor π é desconhecido. Substituindo (2) em (1) tem-se que:

$$y_i = \theta_1 g_i I(q_i \leq \gamma) + \theta_2 g_i I(q_i > \gamma) + v_i \quad (4)$$

Os autores usam duas possibilidades para $g(\cdot, \cdot)$, uma linear e outra não linear, no formato:

$$g(x_i, \pi) = \beta_1 x_1 I(q_i \leq \rho) + \beta_2 x_2 I(q_i > \rho) \quad (5)$$

Nesta última especificação, assume-se que $\mathbb{I}_1 \neq \mathbb{I}_2$ são parâmetros fixos. Chan (1993) mostrou que o estimador de mínimos quadrados para ρ é consistente.

Em suma, a estimação completa do modelo é feita numa ordem pré-determinada. Em um primeiro momento, o parâmetro π é estimado na forma reduzida por mínimos quadrados ordinários (MQO). Em seguida, é estimado o parâmetro limiar γ usando os valores previstos para as variáveis endógenas z_i por MQO. Por último, é estimada a inclinação dos parâmetros θ_1 e θ_2 por 2SLS ou GMM nas amostras divididas pelo valor estimado de γ .

Definindo as matrizes de peso dos estimadores GMM para cada regime como $\widetilde{\Omega}_1$ e $\widetilde{\Omega}_2$ ⁶, Caner e Hansen (2004) mostram que os estimadores de θ_1 e θ_2 serão:

$$\widehat{\theta}_1 = (\widehat{Z}_1' \widehat{X}_1 \widetilde{\Omega}_1^{-1} \widehat{X}_1' \widehat{Z}_1)^{-1} (\widehat{Z}_1' \widehat{X}_1 \widetilde{\Omega}_1^{-1} \widehat{X}_1' Y) \quad (6)$$

$$\widehat{\theta}_2 = (\widehat{Z}_2' \widehat{X}_2 \widetilde{\Omega}_2^{-1} \widehat{X}_2' \widehat{Z}_1)^{-1} (\widehat{Z}_2' \widehat{X}_2 \widetilde{\Omega}_2^{-1} \widehat{X}_2' Y) \quad (7)$$

Já as matrizes de covariância para esses estimadores serão:

$$\widehat{V}_1 = (\widehat{Z}_1' \widehat{X}_1 \widetilde{\Omega}_1^{-1} \widehat{X}_1' \widehat{Z}_1)^{-1}, \quad (8)$$

$$\widehat{V}_2 = (\widehat{Z}_2' \widehat{X}_2 \widetilde{\Omega}_2^{-1} \widehat{X}_2' \widehat{Z}_1)^{-1} \quad (9)$$

Os autores demonstram que esses estimadores são consistentes e assintoticamente normais.

3.3. CURVA DE PHILLIPS NOVO-KEYNESIANA HÍBRIDA COM THRESHOLD

A Curva de Phillips evoluiu muito desde o trabalho seminal de Phillips (1958), nesta versão original é estabelecida uma relação inversa entre inflação de salários e desemprego. Depois de muitas revisões como a inserção do uso das expectativas adaptativas, sugerida por Muth (1961), a introdução das expectativas racionais, elaborada por Lucas (1972) e Sargent (1971), e do acréscimo de uma medida ciclos econômicos ou custo marginal das empresas,

⁶ Em que $\widetilde{\Omega}_1 = \sum_{i=1}^n x_i x_i' \widehat{e}_i^{-2} I(q_i \leq \widehat{\gamma})$ e $\widetilde{\Omega}_2 = \sum_{i=1}^n x_i x_i' \widehat{e}_i^{-2} I(q_i > \widehat{\gamma})$.

desenvolvida por Gali e Getler (1999), chegou-se a uma de suas versões mais completas, conhecida como Curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida (CPNKH) com repasse cambial, atribuída a Blanchard e Gali (2007).

Nessa versão, além dos três fatores já citados que influenciam a inflação corrente é usado também um indicador de choques de oferta na inflação. Tradicionalmente, o indicador de choques de ofertas mais utilizado é o repasse cambial. A da CPNKH nos moldes de Blanchard e Gali (2007) pode ser representada como:

$$\pi_t = \lambda x_t + \gamma_f E_t \{ \pi_{t+1} \} + \gamma_b \pi_{t-1} + \theta v_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

onde π_t é a inflação corrente, x_t é uma medida do *trade-off* entre inflação e desemprego, $E_t \{ \pi_{t+1} \}$ é a expectativa de inflação *forward-looking*, π_{t-1} incorpora a inércia inflacionária e v_t vem sendo um termo empregado para capturar o repasse cambial para a inflação.

No entanto, como discutido nas seções anteriores, diferentes regimes de abertura econômica comercial podem ter efeitos assimétricos na dinâmica inflacionária modificando, assim, o comportamento da CPNKH. Para incorporar essa possibilidade, emprega-se a CPNKH com efeito *threshold* que pode ser representada como:

$$\pi_t = (\lambda^1 x_t + \beta_f^1 E_t \{ \pi_{t+1} \} + \beta_b^1 \pi_{t-1} + \alpha^1 v_t) I(Abertura \leq \gamma) + (\lambda^2 x_t + \beta_f^2 E_t \{ \pi_{t+1} \} + \beta_b^2 \pi_{t-1} + \alpha^2 v_t) I(Abertura > \gamma) + \varepsilon_t \quad (11)$$

Onde $I(\cdot)$ é uma função indicadora, *Abertura* é um indicador que incorpora a participação do setor externo da economia doméstica e γ é o seu valor limiar, que é determinado endogenamente.

A equação (11) é estimada nos moldes de Caner e Hansen (2004); ou seja, inicialmente uma forma reduzida é estimada por mínimos quadrados para regressores endógenos (expectativas *forward-looking*, nesse caso), em seguida os valores previstos para essa variável são empregados num modelo semelhante à equação (4), que é novamente estimada por mínimos quadrados para obter a estimativa do parâmetro limiar. Finalmente, emprega-se a estimação por GMM na CPNKH, expressa na equação 11, para cada subamostra para obter os coeficientes estimados do modelo estrutural. Nesse processo são usados como instrumentos o hiato do desemprego e a taxa SELIC, ambas defasadas em um período.

4. RESULTADOS

Para investigar possíveis assimetrias na CPNKH motivadas por regimes distintos de abertura comercial, procedeu-se inicialmente à verificação da estacionariedade das séries empregadas via testes de raiz unitária. O teste de Dickey Fuller Aumentado (ADF), no qual a hipótese nula é a presença de raiz unitária; e o teste KPSS, proposto por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992), com hipótese nula de que a série é estacionária. A tabela 1 sintetiza os resultados desses testes.

Tabela 1: Resultados Testes de Raiz Unitária

VARIÁVEL	ADF	KPSS
Inflação IPCA	-5.54 [-2.87]	0.21 [0.46]
Abertura Comercial	-4.58 [-2.87]	0.12 [0.46]
Expectativa de Inflação	-5.22 [-2.87]	0.22 [0.46]
Hiato do Desemprego	-4.31 [-2.87]	0.03 [0.46]
Repassé Cambial	-11.27 [-2.87]	0.15 [0.46]

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos. Valor crítico do teste ao nível de significância 5% entre colchetes. Vale ressaltar que a hipótese nula do teste ADF é a de que as séries possuem raiz unitária, enquanto que no KPSS é a de que as séries são estacionárias.

Os resultados confirmam que todas as séries empregadas se mostram estacionárias a 5%. Em seguida, de modo a testar a existência de não linearidade na CPNKH, empregou-se o teste proposto por Hansen (1999), que é um teste F sequencial que contrasta inicialmente o modelo linear contra um modelo não linear com um *threshold* e, portanto, dois regimes; em se rejeitando o modelo linear, confronta-se o modelo de dois regimes contra o de três e, assim, sucessivamente. Os resultados estão sintetizados na tabela 2.

Tabela 2: Teste de não linearidade

Teste de não Linearidade	Estatística de Teste F	Valor Crítico
Modelo linear vs Modelo não linear (2 Regimes)	22.29*	18.23
Modelo não linear (2 Regimes) vs. Modelo não linear (3 Regimes)	7.01	19.91

Fonte: Elaboração Própria. * Significante a 5%.

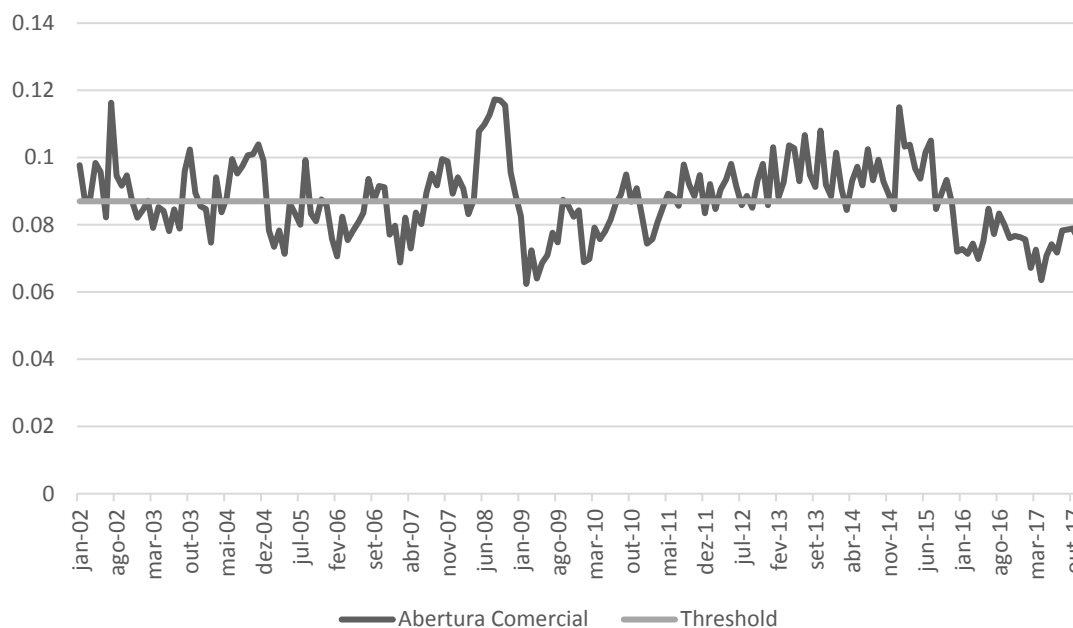
O resultado do teste indica a rejeição da hipótese nula na primeira rodada, apontando para uma melhor adequação do modelo não linear. Em seguida, ao comparar os modelos não lineares com dois e três regimes, o teste indica o primeiro como mais adequado.

Portanto, o teste de não linearidade indica a melhor adequação da abordagem não linear para a CPNKH e, ainda, que o modelo apresenta um valor *threshold*, isto é, deve-se empregar um modelo com dois regimes; ou seja, rejeita-se a hipótese nula na primeira rodada, indicando não linearidade. A partir daí, empregou-se a estratégia metodológica proposta por Caner e Hansen (2004), descrita na seção anterior.

O valor *threshold* estimado para a participação do setor externo na oferta doméstica foi 0.087, ou uma participação de 8,7% das importações no PIB. Dessa forma, as subamostras dos regimes de baixa e alta abertura dispõem de 99 e 89 observações, respectivamente. O Gráfico 1 ilustra a trajetória desse índice em torno do *threshold* estimado.

Nessa ilustração é possível observar para quais pontos os valores assumidos pela abertura econômica, mensurado pelo total de importações sobre o produto interno bruto corrente, mostram-se acima ou abaixo do parâmetro *threshold* estimado. O período do ano de 2002 até meados de 2008 foi, em grande parte, de bons resultados macroeconômicos, estabilidade institucional e um cenário externo favorável para a economia brasileira, o que possibilitou que o nível de importações estivesse em um patamar alto. A crise externa de 2008 afetou a economia local com um certo atraso, mas o seu impacto foi significativo desde metade do ano de 2008 até meados do ano de 2012. A partir dali a trajetória de importações tem um percurso de leve alta, mas é atingida pela forte crise econômica que reduziram as importações a partir da metade do ano de 2014, dadas as incertezas em relação às eleições, seguidas pelas profundas crises políticas e econômicas que culminaram com o *impeachment* da presidente, na época, Dilma Rouseff.

Gráfico 1: Evolução da Abertura Econômica e *Threshold* estimado



Fonte: Elaboração própria

Em seguida, procedeu-se à estimação da CPNKH com efeito *threshold* nos moldes da equação 11. Cabe destacar que a variável de repasse cambial foi incluída no modelo com 4 defasagens e que não se pode rejeitar a hipótese nula de que os instrumentos são válidos pelo teste J. Os resultados estão dispostos na tabela 3.

Tabela 3: Resultado da estimação para o índice de abertura econômica

Variáveis	Regime de Baixa Abertura Abertura _t < 0.087 (99 Obs.)		Regime de Alta Abertura Abertura _t ≥ 0.087 (89 Obs.)	
	Coefficientes	Erro Padrão	Coefficientes	Erro Padrão
$E_t\{\pi_{t+1}\}$	0.53*	0.12	0.97*	0.16
π_{t-1}	0.52*	0.10	0.12	0.11
x_t	-0.05*	0.02	-0.008	0.02
θ_{t-4}	0.02*	0.01	0.02*	0.008
Teste J	Estatística	Valor Crítico	Estatística	Valor Crítico
	0.03	3.84	0.03	3.84

Fonte: Elaboração Própria. * Significante a 5%.

De forma geral, pode-se inferir que a hipótese testada no trabalho foi confirmada; ou seja, verifica-se a inexistência de *trade-off* entre inflação e desemprego e uma curva de Phillips mais *forward-looking* no regime de alta abertura e a significância estatística de uma CPNKH

tradicional em um cenário de economia menos aberta. Em termos teóricos, nos moldes de Watson (2016), essas evidências parecem indicar uma prevalência da chamada complementaridade estratégica na formação de preços entre as firmas no regime de alta abertura, que amplia a rigidez real dos preços e torna a inflação menos sensível às variações cíclicas da atividade econômica. Além de corroborar com resultado seminal de Romer (1993), autores como Eijffinger e Qian (2016) e Lin *et al.* (2017) também observaram evidências nessa direção.

Especificamente, considerando o modelo estimado no regime de alta abertura, observa-se que um aumento de 1p.p. nas expectativas majoram a inflação em 0.97 p.p. e, ainda, uma desvalorização real no câmbio de 1p.p. ocorrida quatro períodos antes tende a aumentar em 0.02 p.p. a inflação corrente. Nesse cenário, não se observa significância estatística para a inércia inflacionária, nem ocorrência do *trade-off* entre inflação e desemprego. Esses resultados apontam numa direção semelhante ao que Çiçek (2012) observou para a Turquia, outro país emergente, uma vez que a curva de Phillips ficou mais plana para esse país e a inércia inflacionária também se reduziu.

Avaliando o regime de baixa abertura percebe-se impactos das expectativas *forward-looking* e da inércia inflacionária, estatisticamente, robustos e da ordem de 0.53p.p. e 0.52p.p., respectivamente. Um incremento de 1p.p. no desvio do desemprego de seu nível natural reduz em 0.05 p.p. a inflação. Por fim, o repasse cambial apresentou impacto semelhante ao do regime de alta abertura. Essas evidências confirmam a robustez da CPNKH para explicar a dinâmica inflacionária brasileira, especialmente em cenários de baixa abertura. A robustez dessa relação já foi confirmada em estudos como os de Mendonça, Sachsida e Medrano (2012) e Arruda, Oliveira e Castelar (2017).

Em suma, os resultados observados neste trabalho vão ao encontro das conclusões estabelecidas por Romer (1993) e Lane (1997), uma vez que, no regime de alta abertura comercial, a inflação corrente passa a depender unicamente das expectativas *forward-looking* e do repasse cambial e se torna insensível às oscilações cíclicas na atividade econômica e ao seu componente inercial. Em relação aos ciclos, a evidência é referendada por Watson (2016), que mostra que nesse cenário haverá uma maior rigidez real, o que tende a dissipar o *trade-off* entre inflação e desemprego. Por fim, em relação ao componente inercial, Çiçek (2012) conclui que

a globalização reduziu a persistência inflacionária na Turquia, um país emergente como o Brasil.

5. CONCLUSÃO

O problema que esse trabalho buscou investigar foi se distintos níveis de abertura comercial impactam a dinâmica inflacionária e de que forma essa influência altera o comportamento dos coeficientes da CPNKH. Para tal, empregou-se dados mensais entre janeiro de 2002 e dezembro de 2017 e a estratégia de Caner e Hansen (2004) para estimar uma CPNKH não linear tendo a medida de abertura comercial utilizada por Romer (1993) como variável *threshold*.

Em termos gerais, os resultados confirmam a hipótese do estudo de que, no regime de maior abertura comercial, o *trade-off* entre inflação e desemprego e o componente inercial da inflação se mostram insignificantes estatisticamente, enquanto que se observa uma CPNKH usual em um ambiente de economia menos aberta.

Nessa linha, Watson (2016) mostra que uma maior abertura comercial e a intensificação da competição tendem a alinhar as estratégias de formação de preços das empresas e a ampliar a rigidez real destas. Nessas condições, a dinâmica inflacionária tende a ser mais *forward-looking* e menos vulnerável a movimentos cíclicos da atividade econômica. Além disso, Çiçek (2012) mostra uma tendência de redução da inércia inflacionária e do *trade-off* entre inflação e desemprego num ambiente mais globalizado. Essas evidências também corroboram com os estudos de Eijffinger e Qian (2016) e Lin *et al.* (2017).

Especificamente, a curva de Phillips estimada para o ambiente de maior abertura se mostra completamente *forward-looking*, com impactos da ordem de 0.97 p.p. na inflação corrente. Além disso, observa-se a significância estatística do repasse cambial com efeitos de magnitude 0.02 p.p.

No regime de menor abertura, todos os coeficientes da CPNKH se mostram robustos com efeitos da ordem de 0.53 p.p. e 0.52 p.p. das expectativas e do componente inercial da inflação, respectivamente. Além disso, observa-se um efeito negativo de 0.05 p.p. na inflação em resposta a um desvio de 1 p.p. do desemprego do seu nível natural e um impacto do repasse cambial de magnitude semelhante ao observado no regime de alta abertura.

Portanto, sabendo que a economia brasileira ainda se mostra relativamente fechada, em relação aos países desenvolvidos, os resultados dessa pesquisa sugerem políticas públicas que ampliem a inserção do Brasil no comércio internacional, uma vez que, nesse cenário, a dinâmica inflacionária é menos influenciada por mudanças cíclicas da atividade econômica, menos inercial e mais *forward-looking*. Essas evidências indicam uma melhor previsibilidade para os agentes, além de melhorar o ambiente de negócios. Além disso, essa maior abertura se mostrará desinflacionaria e produzirá movimentos virtuosos na produtividade do país.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARRUDA, E.; OLIVEIRA, M.; CASTELAR, I., Dinâmica recente da inflação brasileira em ambientes distintos de expectativas *forward-looking*. **Brazilian Journal of Political Economy**, v.37, n. 4, 2017.

BADINGER, H., Globalization, the output–inflation tradeoff and inflation, **European Economic Review**, v.53, n.8, p. 888-907, 2009.

BLANCHARD, O.; GALI, J., Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model, **Journal of Money, Credit and Banking**, v.39, n. S1, p. 35-65, 2007

CANER, M., HANSEN, B., Instrumental variable estimation of a threshold model, **Econometric Theory**, v.20, p.813-843, 2004.

CHAN, K., Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model, **The Annals of Statistic**, v.21, n.1, p.520-533, 1993

ÇIÇEK, S., Globalization and flattening of Phillips Curve in Turkey between 1987 and 2007, **Economic Modelling**, v.29, n. 5, p.1655-1661, 2012.

EIJFFINGER, S.; Z. QIAN, Trade openness and the Phillips curve: The neglected heterogeneity and robustness of empirical evidence, **International Review of Economics and Finance**, v.44, p.13-18, 2016.

FERREIRA, R.; GOES, C.; ARRUDA, E., Central Bank Credibility and Inflation Dynamics in Brazil, **The Empirical Economics Letters**, v.17, n. 2, p.235-242, 2018.

GAIOTTI, E., Has Globalization Changed the Phillips Curve? Firm-Level Evidence on the Effect of Activity on Prices, Economic Outlook and Monetary Policy Department, Bank of Italy, 2010.

GALI, J.; GERTLER, M., Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis, **Journal of Monetary Economics**, v.44, n. 2, p. 195-222, 1999.

GHOSH, A., How do openness and exchange-rate regimes affect inflation? **International Review of Economics and Finance**, v.34, n. C, p.190-202, 2014.

HANSEN, B., Sample Splitting and Threshold Estimation, **Econometrica**, v.68, n. 3, p.575-603, 2000.

HANSEN, B., Testing for linearity, **Journal of Economic Surveys**, v.13, n. 5, p.551-576, 1999.

KYDLAND, P.; PRESCOTT, E., Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans, **Journal of Political Economy**, v.85, n.3, p. 473-491, 1977.

LANE, P. R., Inflation in open economies, **Journal of International Economics**, v.42, n. 3-4, p.327-347, 1997.

LUCAS, R., Expectations and the neutrality of money, *Journal of Economic Theory*, v.4, n.2, p.103-124, 1972.

LIN, F.; MEI, D.; WANG, H.; YAO, X. Romer was right on openness and inflation: Evidence from Sub-Saharan Africa. **Journal of Applied Economics**, v. 20, n. 1, p. 121- 140, 2017.

MENDONÇA, M.; SACHSIDA, A.; MEDRANO, L., Inflação versus desemprego: novas evidências para o Brasil, **Economia Aplicada**, v.16, n.3, p.475-500, 2012.

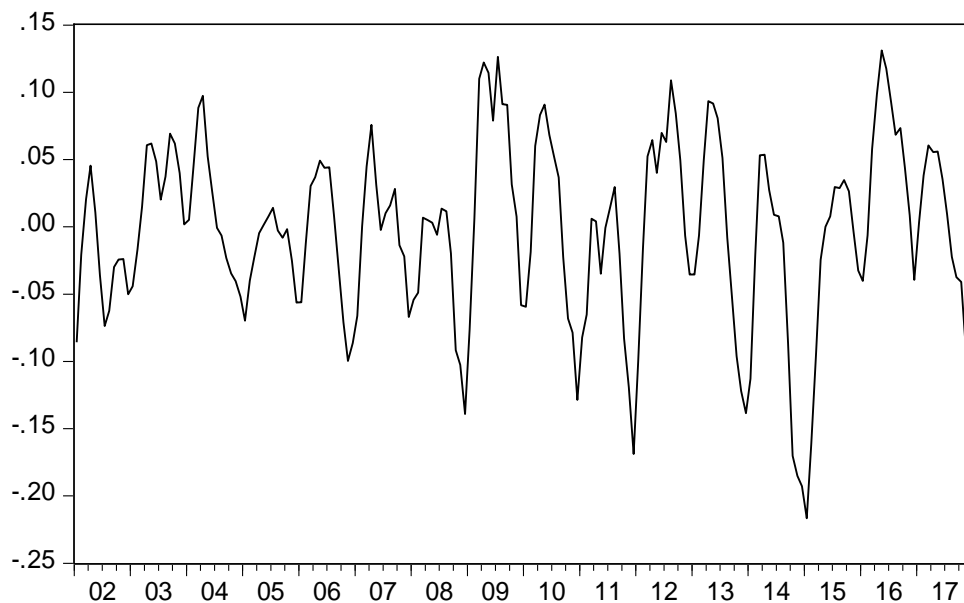
Muth, J. F., Rational Expectations and the Theory of Price Movements, **Econometrica**, v.29, n.3,p. 315-335, 1961

NASSER, O. M.; SACHSIDA, A.; MENDONÇA, M. J. C. The Openness-Inflation Puzzle: Panel Data Evidence. **International Research Journal of Finance and Economics**. v. 28, p. 169-181, 2009.

- PHILLIPS, A., The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, **Economica**, v.25, n.100, p. 283-299, 1958
- PICKERING, A.; VALLE, H., Openness, imported commodities and the Phillips curve, Discussion Paper No. 08/608, Department of Economics of the University of Bristol, 2008.
- RAZIN, A.; LOUNGANI, P., Globalization and Inflation-Output Tradeoffs, The National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper, n. 11641, 2005.
- ROGOFF, K., The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target, **Quarterly Journal of Economics**, v.100, p. 1169-1189, 1985.
- ROMER, D., Openness and inflation: theory and evidence, **The Quarterly Journal of Economics**, v.108, n. 4, p. 869–904, 1993.
- SAMIMI, A. J.; GHADERI, S.; HOSSEINZADEH, R.; NADEMI, Y. Openness and inflation: New empirical panel data evidence. *Economics Letters*. v. 117, n. 3, p. 573-577, 2012.
- SYED, S.; ZWICK, H., Convex Phillips Curve Explaining Openness and Inflation Nexus, **Scientific Research Publishing**, v.5, n. 6, p.739-748, 2015.
- WATSON, A., Trade openness and inflation: The role of real and nominal price rigidities **Journal of International Money and Finance**, v.64, p.137-169, 2016.

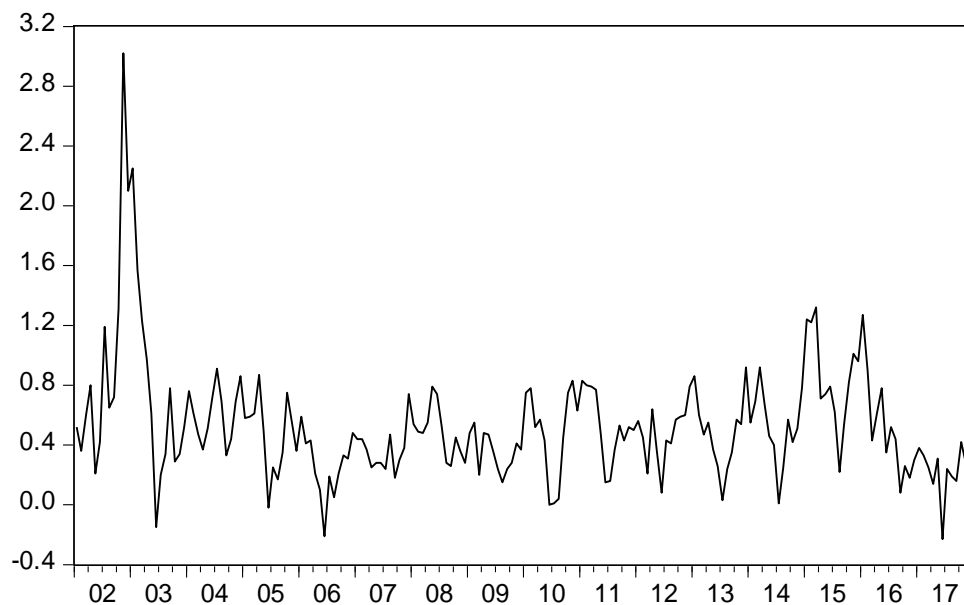
APÊNDICE

Gráfico 2: Hiato do Desemprego



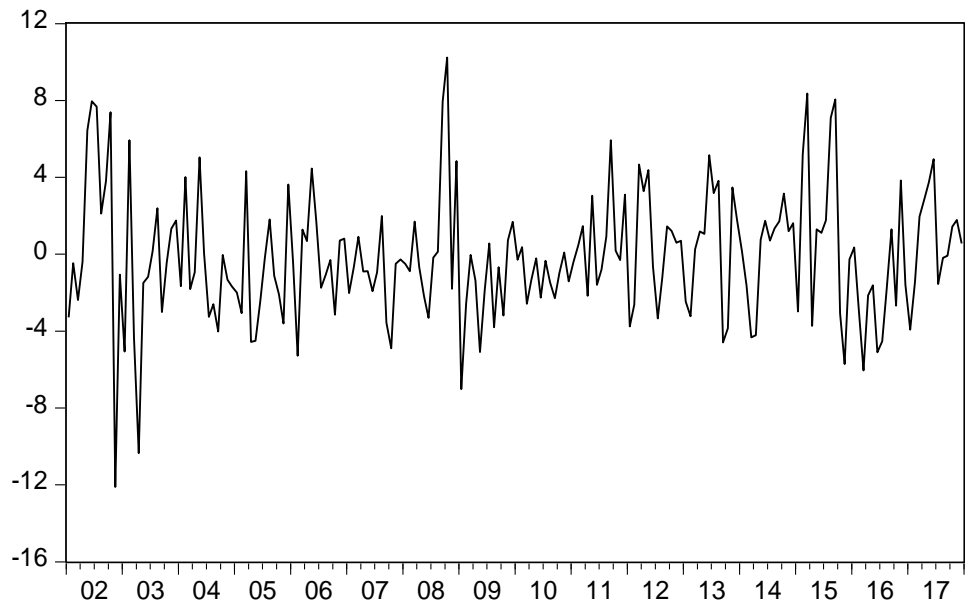
Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 3: Inflação IPCA



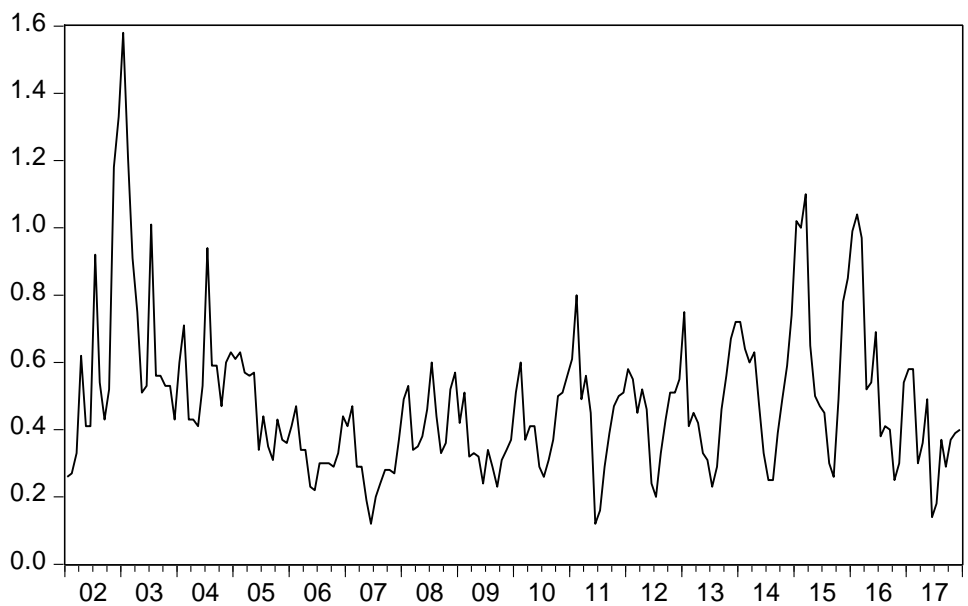
Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 4: Repasse Cambial



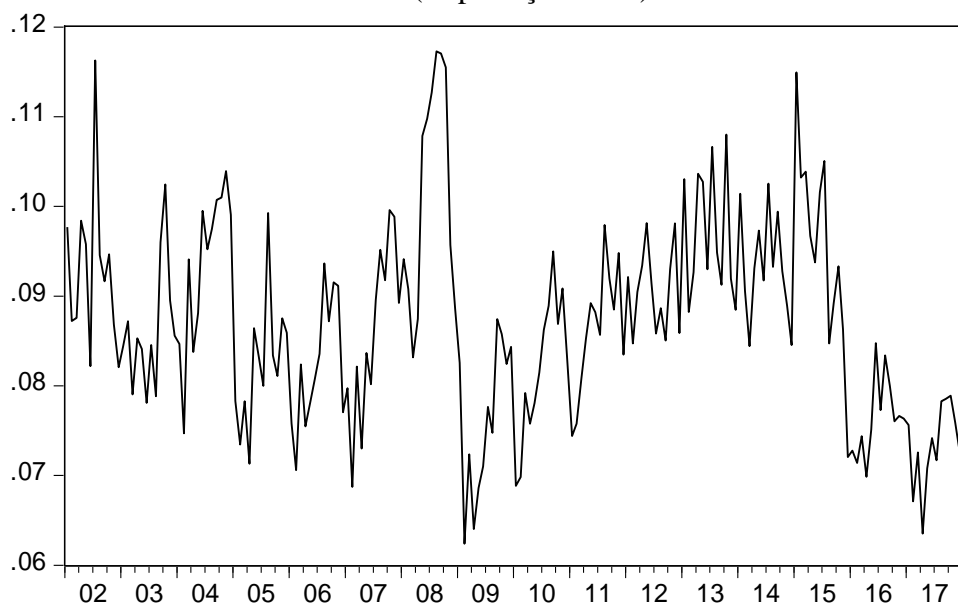
Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 5: Expetativa IPCA FOCUS primeiro dia do mês



Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 6: Abertura Comercial (Importações/PIB)



Fonte: Elaboração Própria