



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

LUCAS CHAVES GURGEL

**ABERTURA COMERCIAL E NÃO LINEARIDADES NA POLÍTICA
MONETÁRIA DO BRASIL**

FORTALEZA

2021

LUCAS CHAVES GURGEL

**ABERTURA COMERCIAL E NÃO LINEARIDADES NA POLÍTICA
MONETÁRIA 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

2021

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)

- C439a Chaves Gurgel, Lucas.
Abertura Comercial e Não Linearidades na Política Monetária do Brasil / Lucas Chaves Gurgel. – 2021.
35 f.
- Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia, Fortaleza, 2021.
Orientação: Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda.
1. Política Monetária. 2. Taxa de Juros. 3. Regra de Taylor. 4. Abertura Comercial. I. Título.
- CDD 330
-

LUCAS CHAVES GURGEL

**ABERTURA COMERCIAL E NÃO LINEARIDADES NA POLÍTICA
MONETÁRIA 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

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. Luiz Ivan de Melo Castelar (membro)
Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC)

RESUMO

O presente trabalho investiga a existência de assimetrias na política monetária conduzida pela autoridade monetária do Brasil (BCB) considerando níveis distintos de abertura comercial. Para tanto, utilizaram-se informações mensais de janeiro de 2003 a julho de 2020 e modelos com efeito limiar (*threshold*) na presença de regressores endógenos para estimar uma função de reação do BCB não-linear tendo a abertura comercial como variável limiar (*threshold*). Os resultados atestam a presença das assimetrias na condução da política monetária brasileira e que, no regime de maior abertura comercial, o efeito do desvio das expectativas de inflação em relação à sua meta é estatisticamente nulo; ao passo que, no regime de menor abertura comercial, esse desvio é significativo. Além disso, as evidências indicam uma suavização estatisticamente robusta e hiato do produto não significativo em ambos os regimes analisados.

Palavras-chave: Política Monetária. Taxa de Juros. Regra de Taylor. Abertura Comercial.

ABSTRACT

This work investigates the presence of nonlinearities in monetary policy conducted by Brazil Central Bank (BCB) considering distinct levels of trade openness. To achieve that it was employed monthly data from January 2003 until July 2020 and a threshold model with endogenous variables to estimate a non-linear BCB's reaction function using the trade openness as threshold variable. The results indicate that there are indeed nonlinearities on Brazilian monetary policy and that, in a greater trade openness regime, the deviation effect of expected inflation has no statistical significance; in the other hand, for a smaller trade openness scenario, this deviation effect shows statistical significance. Moreover, the empirical evidence shows a strong smoothing interest rate coefficient and no statistical relevance between interest rate and the output gap for both scenarios.

Keywords: Monetary Policy. Interest Rate. Taylor's Rule. Trade Openness.

SUMÁRIO

1.	INTRODUÇÃO.....	8
2.	REFERENCIAL TEÓRICO.....	11
	2.1 A Regra de Taylor.....	11
	2.2 Regra de Taylor no Brasil.....	15
	2.3 Política Monetária e Abertura Comercial	18
3	ASPECTOS METODOLÓGICOS.....	20
	3.1 Banco de Dados	20
	3.2 Função de Reação da Autoridade Monetária com <i>Threshold</i>	21
4	RESULTADOS	26
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	31
6	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	33

1. INTRODUÇÃO

A taxa de juros é o principal instrumento de política monetária que a autoridade monetária do País tem ao seu alcance. Segundo Dornbusch (2011), se corretamente ajustada, a política monetária pode equilibrar a economia no curto-prazo. Dessa forma, uma redução na taxa de juros tende a promover um aquecimento da Economia, já um incremento nela tem influência contracionista na atividade econômica. Além disso, em Economias que implementaram o regime de metas de inflação, os movimentos da política monetária devem atuar de modo a garantir o controle inflacionário, a estabilidade da moeda e a ancoragem das expectativas.

Em seu trabalho referência, Taylor (1993) determinou qual seria a função de reação da autoridade monetária americana, *Federal Reserve*, para a determinação da taxa de juros, que estaria em função do desvio da inflação com relação a meta e do hiato entre o produto realizado e o produto potencial. Em seguida, vários economistas realizaram estudos visando averiguar a adequação da relação proposta por Taylor para outros países, dentre eles, destacam-se Clarida, Galí e Gertler (1998 e 2000) que, além dos EUA, testaram a regra de Taylor para países europeus com uma conjuntura ligeiramente diferente, utilizando expectativas racionais e o cálculo dos desvios com um ótica *forward-looking*. Os autores encontram evidências para vários países, inclusive o Brasil, de que a regra de Taylor apresenta regularidade empírica na explicação da dinâmica da taxa de juros e de que a sua não observância tende a ser problemática para a condução da política monetária.

Nesse sentido, Kydland e Prescott (1977) já apontavam para a importância da autoridade monetária seguir regras e estratégias claras na condução da política monetária de forma a ancorar as expectativas dos agentes econômicos e desenvolver credibilidade. Ao passo que, se o Banco Central executa a política monetária de maneira discricionária, suas medidas mostram-se menos eficazes e custo de políticas desinflacionárias em termos de atividade econômica se torna cada vez maior, dada a redução da credibilidade da autoridade monetária.

No entanto, economias emergentes estão sujeitas a assimetrias em suas relações macroeconômicas sejam elas oriundas de choques internos (crises políticas, problemas de qualidade das instituições, tamanho do mercado interno, etc.) ou externos (oscilações em preços de *commodities*, problemas de contágio de crises em mercados internacionais, crises cambiais etc.). Por exemplo, Mansilla, Arruda e Ferreira (2020) examinaram possíveis assimetrias na dinâmica inflacionária brasileira em regimes distintos de abertura comercial e observam a

inexistência do *trade-off* entre inflação e desemprego e a ausência de inércia inflacionária no regime de maior abertura; enquanto, num cenário de economia menos aberta, a curva de Phillips tradicional de se mostra significativa. Nesse sentido, estudos recentes como os de Moura e Carvalho (2009) e Caporale *et al* (2018) também destacam a possibilidade de um comportamento não linear da política monetária, ou da função de reação do banco central, que também pode ter como fonte o nível de abertura comercial.

Em um estudo recente para avaliar eventuais diferenças na condução da política monetária entre países com níveis distintos de abertura comercial, Leibovici (2019) analisa a regra de Taylor para 26 países no período de 1980 à 2006. As evidências indicam que, em países com maior abertura comercial, o coeficiente estimado do desvio das expectativas de inflação em relação à meta tende a ser estatisticamente insignificante, ao contrário daqueles relativamente mais fechados.

Essa evidência parece seguir a linha de estudos como os de Romer (1993), que conclui que abertura comercial tende a ser desinflacionária, e de Watson (2016), que argumenta que, num regime de maior abertura comercial, o aumento da oferta de produtos na economia doméstica promoveria maior concorrência. Nesse cenário, o nível de elasticidade-preço da demanda e os *mark-ups* pretendidos pelas firmas são ajustados aceleradamente, atenuando o *trade-off* entre inflação e desemprego e tornando a curva de Phillips mais *forward-looking*; ou seja, com expectativas mais ancoradas. Assim, espera-se que, num contexto de maior abertura comercial, a função de reação da autoridade monetária não sofra influência intensa dos desvios das expectativas em relação à sua meta.

Diante do exposto, o presente estudo se propõe a estimar uma função de reação do Banco Central do Brasil (BCB) não linear tendo como variável *threshold* o grau de abertura comercial, exercício ainda não realizado em estudos dessa natureza. Com base na literatura examinada, a hipótese testada é a de que os desvios das expectativas de inflação em relação à meta tendem a ser estatisticamente insignificantes em regimes de maior abertura comercial. Por outro lado, em um contexto mais fechado, espera-se uma necessidade maior de intervenções da autoridade monetária em resposta a esse indicador. Este exercício empírico fará uso de informações mensais entre janeiro de 2003 e julho de 2020 e modelos econométricos com efeito *threshold* na presença de regressores endógenos, nos moldes de Caner e Hansen (2004). Vale destacar ainda que a análise de Leibovici (2019) não inclui o Brasil.

Portanto, a potencial inovação desse estudo consiste na investigação de possíveis assimetrias na dinâmica da determinação da taxa de juros brasileira a partir de modelos não-

lineares da função de reação do Banco Central em que as mudanças de regime são explicadas pelo grau de abertura comercial, empregando neste intento o modelo com efeito *threshold* na presença de regressores endógenos de Caner e Hansen (2004).

O presente trabalho se divide em cinco seções. A seção seguinte traz uma revisão de literatura sobre a aplicação da Regra de Taylor no mundo e no Brasil, além de sua associação com a abertura comercial e de outras assimetrias possíveis. Na seção 3, apresenta-se a base de dados, o modelo empírico e a estratégia econométrica. Na seção seguinte, os resultados são apresentados e discutidos. Por fim, são tecidas as conclusões do estudo.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

O principal meio pelo o Banco Central conduz a política monetária é pela determinação da taxa de juros. Segundo Dornbusch (2011), a política monetária deve perseguir o equilíbrio da economia em curto prazo, tanto na perspectiva de controle inflacionário como na influência sobre a atividade econômica. Nesse sentido, a autoridade monetária pode reduzir as pressões da atividade econômica por meio da elevação da taxa de juros a ou estimular esse indicador por meio da redução da taxa de juros, perseguindo uma meta inflacionária previamente estabelecida de modo a ancorar as expectativas dos agentes econômicos.

Desde a década de 1990, vários países adotaram um sistema de metas de inflação como estratégia padrão em seus respectivos Bancos Centrais. Bernanke e Mishkin (1997) apontam como principais vantagens desse movimento: (1) uma maior independência da autoridade monetária; (2) redução da inflação e maior credibilidade da política monetária; (3) diminuição da expectativa sobre a inflação futura; (4) e melhoria da comunicação entre os gestores e o público geral, tornando a política monetária mais transparente.

Além de perseguir originalmente equilíbrio na dinâmica dos preços, há evidências de que a política monetária eventualmente pode influenciar o crescimento econômico, com efeitos, por vezes, “discutíveis”. Todavia, Basilio (2013) argumenta que os movimentos de política monetária devem ser utilizadas para uma pontual estabilização do desempenho econômico no curto-prazo e não para uma condução de crescimento de longo-prazo, para qual esta se mostra ineficiente. Portanto, o Banco Central deve se concentrar em resultados mais efetivos para seu âmbito, como a estabilização dos preços e gerenciamento da inflação.

2.1 A Regra de Taylor

Inumeráveis estudos sobre a função de reação do Banco Central já foram propostos por economistas de diversos países, um dos mais famosos foi apresentado por Jonh Taylor em 1993, segundo este a autoridade monetária (*Federal Reserve, FED*) ajustaria a taxa de juros com uma função cujas variáveis de entrada são o desvio da inflação com relação a sua meta e a o hiato entre o produto realizado e o produto potencial:

$$R_t = \bar{R} + \pi_t + \beta(\pi_t - \pi^*) + \gamma(Y - Y^*) \quad (1)$$

Em que R_t representa a taxa de juros nominal, \bar{R} é taxa de juros de equilíbrio de longo prazo. Já π_t e π^* representam a inflação observada e a meta para a inflação, respectivamente. E Y é produto observado no período e Y^* é o produto em pleno emprego (ou produto potencial). Os coeficientes β e γ representa a ponderação para o ajuste na taxa de juros que o *FED* atribui aos desvios com relação à inflação e ao produto, no seu trabalho original, Taylor propôs esses valores como iguais à 0,5.

Após o trabalho seminal de Taylor, vários autores deram suas contribuições para esta fórmula da dinâmica da taxa de juros, o que resultou em variações dessa relação. Para cada Banco Central, ou ao longo de diferentes gestões do mesmo BC, os coeficientes podem assumir diferentes valores, revelando assim a estratégia da autoridade monetária em perseguir um maior controle de preços (β mais alto em relação à γ) ou um estímulo a atividade econômica e o controle do desemprego (γ mais alto em relação à β). Em adição, podem levar em conta outras variáveis, além da inflação e hiato do produto, ou ainda, considerar outras formas de cálculo para o desvio das variáveis.

Nesse sentido, Judd e Rudebusch (1998) estimam a função de reação do *Fed* de 1970 à 1997, para as gestões de Alan Greenspan, Paul Volcker e Arthur Burns, comparam a dinâmica da taxa de juros com os valores preconizados pela fórmula de Taylor. Utilizam as observações para apontar que a gestão de Greenspan apresentou uma boa aderência com a Regra de Taylor, ao passo que a gestão de Burns, por exemplo, os juros ficaram sistematicamente abaixo do sugerido pela Regra, um dos fatores que pode explicar uma inflação mais alta neste período.

Dentre as formulações, aquela proposta por Clarida, Galí, e Gertler (2000) mostrou-se apropriada para acompanhar a reação da autoridade monetária em vários países, além dos EUA, para o qual conduziram inicialmente o estudo. Esta formulação propõe que a autoridade monetária ao reajustar a taxa de juros leva em conta as expectativas de inflação e de atividade econômica para o período seguinte (*forward-looking*) ao invés do desvio efetivamente observado (*backward-looking*).

Além disso, a Regra de Taylor pode ainda ser aumentada para incluir um vetor de variáveis explicativas adicionais. Por exemplo, a autoridade monetária de países emergentes parecem considerar a taxa de câmbio sua função de reação, como mostrou Caporale *et al.* (2018) e Leibovici (2019) utilizaram esta configuração da *Regra de Taylor Aumentada* em seu trabalho:

$$R_t^* = \bar{R} + \beta[E(\pi_{t+1}|\Omega_t) - \pi^*] + \gamma[E(y_t|\Omega_t) - y_t^*] + \varphi \cdot z_t \quad (2)$$

Em que π_{t+1} é a taxa de inflação entre os períodos t e $t + 1$ e z_t é um vetor de variáveis explicativas adicionais que podem ser inseridas na regressão, como a taxa de câmbio por exemplo. O operador E é o das expectativas com o conjunto de informação disponível Ω_t .

É muito comum que esta especificação da taxa de juros nominal considere ainda um mecanismo de suavização por meio da taxa de juros do período anterior, este instrumento mostra-se empiricamente utilizado por diversas autoridades monetárias, revelando um compromisso aos agentes de se evitar mudanças abruptas na determinação da taxa de juros. Esta suavização pode aparecer sob a forma de uma autorregressão (processo AR sendo de primeira ou segunda ordem com maior frequência) ou simplesmente como uma variável explicativa adicional:

$$R_t = \rho \cdot R_{t-1} + \beta[E(\pi_{t+1}|\Omega_{t+1}) - \pi^*] + \gamma[E(y_t|\Omega_t) - y_t^*] + \vartheta_t \quad (3)$$

Na qual $\rho \in (0,1)$ representam o grau de suavização. Além disso, insere-se ϑ_t para representar um choque na taxa nominal de juros, sendo um erro aleatório identicamente distribuído com média zero. Essa será a versão da função de reação da autoridade monetária empregada nesse estudo.

Portanto, fica evidente que cada país, dadas as suas peculiaridades conjunturais, desenvolve uma política monetária própria e que a análise da função de reação do Banco Central de cada economia constitui um exercício empírico relevante. Nesse sentido, após seu estudo seminal de 1993, Taylor (2000) traz ainda diversas considerações sobre a aplicação da Regra para países emergentes. Aponta-se que alguma discricionariedade é necessária considerando o cenário de cada país, outras informações como o preço das *commodities*, desemprego, crises de liquidez dos agentes, assim pode ser necessário alterar as taxas de juros para se adequar a conjuntura, mas desaconselha fortemente que isto se torne o padrão, o que acarretaria um descrédito da autoridade monetária.

Considerando os diferentes cenários de cada país, Moura e Carvalho (2009) desenvolveram um estudo para os 7 maiores países da América Latina, testando 16 configurações diferentes da Regra de Taylor para o período de 1998 à 2008. Os autores observaram que a configuração da regra de Taylor tradicional pode explicar bem a política monetária de um país e não explicar a do seu vizinho; por exemplo, a autoridade monetária da Colômbia parece ter um viés mais *backward-looking*, ao passo que o Brasil e o México já

adotam uma estratégia mais *forward-looking*. Os autores também incorporam não linearidades e observam, por exemplo, que a reação pode ser mais enérgica quando o desvio do produto em relação ao seu nível potencial é negativo que quando positivo, um fenômeno conhecido como “*aversão à recessão*”.

Caporale *et al.* (2018) propuseram, em seu trabalho sobre países emergentes (Indonésia, Israel, Coreia do Sul e Turquia), a existência de não linearidades na função de reação da autoridade monetária. Os autores estimam uma regra de Taylor aumentada aos moldes de Clarida, Galí e Gertler (2000) incluindo a taxa de câmbio efetiva e, em seguida, estimam um modelo não-linear com efeito *threshold* em que a variável limiar é o nível de inflação. Os autores observam um melhor ajustamento do modelo não linear para as economias emergentes.

Outro estudo relevante nessa perspectiva foi o de Basilio (2013). Na primeira parte do seu trabalho, o autor estima a Regra de Taylor empiricamente para 43 países com 4 especificações diferentes compreendendo o período de 1995 à 2012. Em seguida, divide os países em grupo de acordo com o nível de significância estatística na resposta para cada desvio (inflação e produto). Em uma segunda parte, o autor relaciona outras variáveis, como a independência da autoridade monetária, dívida pública, abertura comercial, dentre outras que podem explicar o maior ou menor peso que os Bancos Centrais dos respectivos países atribuem ao desvio da inflação (β).

Em um estudo mais recente, Leibovici (2019) faz uma estimativa da Regra de Taylor nos moldes de Clarida, Galí e Gertler (1998 e 2000) para 26 países nos cinco continentes no período de 1980 a 2006, no qual se observa que a política monetária conduzida pelo BC da maioria dos países segue a Regra de Taylor e que, apesar da magnitude dos coeficientes de ajuste em face dos desvios das expectativas de inflação em relação à meta variarem entre os países, em geral apresentam significância estatística. Países como os EUA, Japão e Chile respondem significativamente aos desvios tanto na expectativa da inflação como no hiato do produto, alguns outros como Espanha e Austrália respondem apenas aos desvios da expectativa de inflação, outros como Canadá e África do Sul parecem responder apenas aos desvios no desempenho da economia e um quarto grupo de países cujo ambos os coeficientes não apresentam significância estatística em que se enquadram a Dinamarca e Israel. Ressalta-se ainda que todos os países estudados adotam um grau de suavização para a determinação da taxa de juros.

2.2 Regra de Taylor no Brasil

No Brasil, com a adoção do sistemas de Metas de Inflação em 1999, intensificou-se o debate sobre as formas mais eficazes de mensurar os ciclos econômicos e conduzir as pressões inflacionárias. Notam-se enfoques diferentes entre as gestões do Banco Central do Brasil (BCB), como aponta Olivindo (2020):

Quadro 1 - Gestão do BCB por Períodos

Período	Presidente do BCB	Condução da Política
Mar/1999 à Dez/2002	Armínio Fraga Neto	Política em consonância com metas para inflação, metas de superávit fiscal e câmbio flutuante.
Jan/2003 à Dez/2010	Henrique de Campos Meirelles	Política em consonância com metas para inflação, metas de superávit fiscal e câmbio flutuante. Forte incerteza dos agentes econômicos com a condução da política econômica, em 2003.
Jan/2011 à Jun/2016	Alexandre Antônio Tombini	Política monetária com a redução da taxa de juros e política fiscal direcionada para o investimento, elevação de gastos, concessões de subsídios e intervenção em preços.
Jun/2016 à Fev/2019	Ilan Goldfajn	Retomada da política baseada nas metas para inflação, metas de superávit fiscal e câmbio flutuante.
Mar/2019 até o momento	Roberto Campos Neto	Política de Metas de inflação, redução da taxa de juros, câmbio flutuante. Reforma da previdência aprovada em 2019.

Fonte: Adaptado de Olivindo (2020)

Sabe-se que a credibilidade dos gestores da política monetária influencia a previsibilidade dos agentes econômicos. A quebra dessa confiança afeta de maneira direta eficácia da política monetária. Dessa forma, para a manutenção do sistema de metas para inflação e controle de preços faz-se mister uma autoridade monetária que atue de forma sistemática de acordo com regras e/ou estratégias previamente apresentadas à sociedade.

Mohanty e Klau (2005) conduzem uma investigação criteriosa para mercados emergentes, entre eles o Brasil, no período de 1995 a 2002. Seu trabalho aponta que a correlação entre a taxa de juros nominal e a taxa de inflação é altamente positiva, sendo o valor, no caso do Brasil, igual a 0,61 para o período estudado, ressaltando que o país tinha acabado de sair de décadas de hiperinflação. Além disso, encontram que o grau de suavização da taxa de juros na ordem de 0,8.

Soares e Barbosa (2006) também investigam a função de reação do BCB a partir da implementação do sistema de metas para inflação compreendendo o período do ano de 1999 a 2005 e apresentam resultados similares ao do estudo anterior. Em seu trabalho os autores estudam a dinâmica da taxa de juros (em primeira diferença) no curto e no longo prazo, encontrando que o BCB reagiu fortemente ao desvio da expectativa da inflação com relação à

meta ($1,57 < \beta < 3,54$). Os autores também observaram significância estatística das oscilações reais da taxa de câmbio na função de reação do BCB no período estudado.

Moura e Carvalho (2009), ao testarem 16 especificações para a Regra de Taylor, concluíram que o Banco Central do Brasil no período de 1999 a 2008 apresentou uma tendência *forward-looking* na determinação da taxa de juros com forte resposta aos desvios da inflação. Os autores constataram ainda assimetrias na condução da política monetária em relação aos desvios da inflação e do produto, com uma reação mais enérgica quando a inflação permanece abaixo da meta ou quando o produto está abaixo do potencial.

Diferentemente dos estudos supracitados sobre o Brasil, em seu trabalho para estimar a Regra de Taylor para vários países entre os anos de 1997 e 2012, Basilio (2013) enquadra o Brasil entre aqueles países que não respondem aos desvios na inflação ou no hiato do produto, aparentemente sem uma função de reação da autoridade monetária consistente. Além disso, o autor observa uma tendência entre os Bancos Centrais das economias emergentes de afrouxarem a reação com relação à inflação, apresentando como coeficientes de inflação valores abaixo da unidade, no caso do Brasil o β fica entre 0,15 e 0,60.

Souza Júnior e Caetano (2014) estimam a função de reação do Banco Central no período compreendido do final de 2001 ao final de 2013 nos moldes de Clarida *et al* (2000) e utilizando o método dos Momentos Generalizados (GMM), analisando em seu trabalho as peculiaridades do cálculo do hiato do produto. A mensuração do hiato do produto e sua relevância na Regra de Taylor tem sido um constante debate entre os economistas brasileiros. O autor compara duas metodologias: uma função de produção (mais complexa) e o filtro de Hodrick e Prescott ou filtro HP (mais simples). Em sua conclusão os autores apontam que a metodologia mais simples, o filtro HP, parece se adequar bem ao cenário brasileiro e que o ganho de se utilizar uma função de produção não se justifica. Não obstante, para o período analisado, independentemente do método utilizado, o hiato do produto não se mostrou significativo na função de reação do BCB, em consonância com outros autores. Já o desvio da inflação se mostrou estatisticamente significativo.

Barbosa, Camelo e João (2016) seguem a formulação proposta por Soares e Barbosa (2006) estendendo sua investigação da taxa de juros natural do Brasil e a Regra de Taylor para os governos de Lula e Dilma compreendendo o período de 2003 à 2015. Como resultados apresentados, tem-se que o coeficiente de desvio da inflação encontrado foi de 2,1 e o coeficiente do hiato do produto como sendo 1,2, ambos significativos e bem maiores que os parâmetros propostos originalmente por Taylor de 0,5. Vale destacar que esses trabalhos

utilizam a taxa de juros em primeira diferença como variável dependente. Adicionalmente, os autores observaram uma forte mudança na política monetária no governo Dilma.

Introduzindo a discussão de possíveis não-linearidades na função de reação do BCB, Medeiros (2014) utiliza o método da regressão quantílica inversa (RQIV) para estimar a função de reação do BCB e detectar possíveis não-linearidades. Em seu trabalho, a autora infere a prevalência das expectativas nos moldes *forward-looking* ao invés da *backward-looking* para a determinação da dinâmica da taxa de juros e aponta a existência de não-linearidades ao longo dos quantis analisados. Em um segundo momento, a autora utiliza o método de *bootstrap* com regressores fixados por Hansen (2000) para avaliar a existência de quebras estruturais na função de reação do BCB, e atesta que houve uma quebra significativa na linearidade dos componentes da Regra de Taylor brasileira com a mudança de gestão de Fraga para Meirelles (ver gestões do BCB no Quadro 1).

Na mesma linha, Fonseca, Oreiro e Araújo (2018) utilizam um vetor autorregressivo com modelo de correntes markovianas (MS-VAR) para os anos após a implementação do sistema de metas de inflação (2000-2013). Os resultados observados não permitem rejeitar a hipótese de que a função de reação do Brasil possui um forte componente não linear, com significância estatística de 1%. Os autores apontam dois regimes distintos: o primeiro ocorre majoritariamente do período de 2000 a 2007, e o segundo de 2007 à 2013 em que, como também atestado por Barbosa, Camelo e João (2016), a política monetária foi mais intervencionista, acarretando efeitos sobre a dívida pública e sobre a taxa de câmbio.

Olivino (2020) utiliza a estratégia do *Dynamic Model Averaging (DMA)* para investigar as não-linearidades da função de reação do BCB entre 2003 e 2017. As evidências indicam mudanças na condução da política monetária brasileira, que apresentou um maior foco na estabilização dos preços no início do período analisado e um relaxamento dessa política durante a gestão Tombini.

A economia brasileira, além de acumular fatores como alto endividamento governamental (dívida pública/PIB) e baixa integração nas cadeias globais de comércio (em termos de taxa de abertura comercial), tem experimentado mudanças na condução da política monetária nos ciclos políticos. Esses fatores afetam fortemente a eficácia da política monetária.

Diante do exposto, percebe-se que a maioria dos estudos buscam estimar a função de reação do banco central para os diferentes governos com diferentes especificações da regra de Taylor em sua maioria não levando em conta a abertura comercial, estando esta apenas indiretamente associada por meio da taxa de câmbio. Esta pesquisa pretende contribuir neste

sentido, estimando uma função de reação para a autoridade monetária brasileira com dados mensais de janeiro de 2003 até junho de 2020 considerando regimes distintos de abertura comercial.

2.3 Política Monetária e Abertura Comercial

Para um cenário de economia mais aberta, ou forte dependência do capital estrangeiro, Clarida, Gali e Gertler (2002), Lombardo e Ravenna (2014) e Caporale *et al* (2018) ressaltam a importância de não ignorar variáveis que podem influenciar a níveis significativos a política do Banco Central, como a taxa de câmbio, a inflação externa ou choques para países de grande relevância comercial para o País em análise.

Paralelamente Romer (1993), através de dados de 114 países de 1973 à 1988, mostra que uma maior abertura comercial está negativamente relacionada com a inflação, dado que os benefícios de uma expansão monetária não antecipada pelos agentes são decrescentes em relação ao nível de abertura, uma vez o viés inflacionário das ações discricionárias da autoridade monetária tendem a se agravar.

Já Watson (2016) aponta que, diante de uma maior integração comercial entre as economias, existem duas forças divergentes que atuam sobre a dinâmica da inflação. De um lado, a exposição a um maior nível de competição tende a aumentar a complementariedade empresarial na estratégia de definição dos preços gerando uma maior rigidez de preços. Por outro lado, o ambiente de maior competitividade aumenta o custo de oportunidade de não ajustar o preço, quando seus concorrentes o fazem, levando a alterações mais frequentes nos preços. Para a autora, o efeito líquido dependerá do nível inicial de competição da economia em questão e do grau de abertura comercial.

Mansilla, Arruda e Ferreira (2020) analisam a presença de não linearidades na dinâmica inflacionária do Brasil para níveis distintos de abertura comercial. Os resultados indicam a ausência do *trade-off* entre inflação e desemprego e da inflação inercial no regime de maior abertura; no regime de menor abertura esses indicadores passam a influenciar a dinâmica da inflação.

Portanto, autores como Romer (1993), Watson (2016) e Mansilla, Arruda e Ferreira (2020) analisam os impactos da abertura comercial na atividade econômica e na dinâmica inflacionária. Em síntese, seus resultados apontam para uma inflação mais controlada e menos volátil em situações de maior abertura comercial, tornando a economia menos suscetível a oscilações cíclicas em sua atividade e a reversões abruptas nas expectativas dos agentes

econômicos. De forma complementar, Basilio (2013) e Leibovici (2019) analisam como a abertura comercial afeta a função de reação da autoridade monetária (Regra de Taylor).

Em seu trabalho, Basilio (2013), após realizar uma estimativa da função de reação da autoridade monetária para 46 países, relaciona a influência de outros fatores, não listados originalmente na Regra de Taylor que podem afetar indiretamente o coeficiente do desvio da expectativa de inflação, dentre elas, a abertura comercial aparece como uma das variáveis significativas. Países com maior abertura comercial, geralmente possuem inflação mais baixa e o Banco Central responde mais fortemente a desvios na inflação, pois diante de um aumento súbito de preços toda a cadeia produtiva seria mais prejudicada que em uma economia mais fechada. Além disso, o autor expõe que países mais fechados são mais suscetíveis à surpresas inflacionárias, o que pode levar a autoridade monetária a um menor comprometimento com as metas.

Em contrapartida, no estudo para 26 países no período de 1980 a 2006, Leibovici (2019) observa que o coeficiente estimado do desvio das expectativas de inflação em relação à meta tende a ser estatisticamente igual a zero para aquelas economias cujos índices de abertura são mais elevados. Além disso, o autor não chega a evidências conclusivas de que diferentes níveis de abertura comercial podem influenciar o impacto do hiato do produto na função de reação do banco central.

Já Caporale *et al.* (2018) explicam a influência da abertura comercial por meio da inclusão da taxa de câmbio efetiva na função de reação da autoridade monetária de 5 países emergentes asiáticos. Em adição, ao propor um modelo não-linear para analisar as possíveis assimetrias na Regra de Taylor, constata uma melhor adequação de uma função de reação não-linear para o caso das economias estudadas.

Nota-se uma tendência para a modelagem não-linear da função de reação do Banco Central, como mostram trabalhos recentes com este âmbito, por exemplo, Medeiros (2014), Fonseca, Oreiro e Araújo (2018) e Olivindo (2020). Portanto, em virtude das eventuais assimetrias observadas no comportamento da atividade econômica e na dinâmica inflacionária para níveis distintos de abertura comercial e o avanço recente do uso de modelos não lineares para a modelagem das funções de reação do Banco Central, o presente estudo pretende contribuir nessa linha com a estimação de uma regra de política monetária não linear para a economia brasileira tendo como variável limiar o nível de abertura comercial, exercício ainda não realizado nessa área.

3 ASPECTOS METODOLÓGICOS

3.1 Banco de Dados

Com a finalidade de averiguar a existência de assimetrias na condução da política monetária adotada na economia brasileira considerando regimes distintos de abertura comercial, far-se-á uso de informações mensais de janeiro de 2003 e julho de 2020 e da estimação de uma função de reação do Banco Central não linear tendo a abertura comercial como variável *threshold*. O quadro 2 apresenta o resumo de cada indicador utilizado e sua fonte.

Quadro 2 - Descrição das variáveis utilizadas.

Variável	Proxy	Fonte dos Dados
Taxa de Juros	Taxa Selic	BACEN
Hiato do Produto	Diferença entre IBC-Br e sua tendência gerada pelo filtro HP	BACEN
Inflação	IPCA	BACEN
Desvio das Expectativas em relação à meta	Expectativa média da Inflação – IPCA- para os próximos 12 meses	Relatório FOCUS do BACEN.
Taxa de Câmbio Efetiva Real	Taxa de Câmbio Efetiva Real indexada pelo IPCA	BACEN
Abertura Comercial	Razão entre a soma do valor total das importações e exportações e o PIB	BACEN

Fonte: Elaboração própria.

Em harmonia com a maioria dos trabalhos observados na literatura, utilizou-se a taxa de juros SELIC, disponibilizada no Sistema Gerador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (BCB-SGS), como indicador de taxa de juros. Para a mensuração do hiato do produto fez-se uso do índice de atividade econômica do Banco Central (IBC-Br) subtraído dos valores obtidos a partir da aplicação do filtro de Hodrick- Prescott.

O Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) foi utilizado como *proxy* para inflação. Empregou-se a série de expectativa média de inflação para os próximos 12 meses, calculada pelo BCB, como variável de expectativas. O desvio das expectativas em relação à

meta foi calculado subtraindo-se a meta de inflação deste indicador. Com relação a variável de câmbio, utilizou-se o logaritmo natural da taxa de câmbio efetiva real indexada ao IPCA, também disponível no BCB.

Nos moldes de Leibovici (2019)¹, o indicador de abertura comercial foi calculado a partir da razão entre a soma das importações e exportações e o Produto Interno Bruto (PIB). Todos os dados também foram retirados do Sistema Gerador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (BCB-SGS).

3.2 Função de Reação da Autoridade Monetária com *Threshold*

Em modelos que envolvem expectativas *forward-looking*, diante da provável correlação entre os resíduos e a variável explicativa endógena, deve-se empregar uma modelagem que leve em consideração esse problema, sob pena de obter resultados espúrios. Uma importante alternativa nessa direção é Método dos Momentos Generalizados (GMM).

Como a proposta da pesquisa é a estimação de uma regra de política monetária não linear, faz-se necessário o uso de uma técnica que, além de introduzir a não linearidade, considere a presença de regressores endógenos. Caner e Hansen (2004) propõem uma modelagem que atende a essas duas necessidades.

Os autores propõem um modelo de regressão *threshold* com variáveis explicativas endógenas. Essa técnica permite a divisão da amostra em grupos que são estabelecidos de acordo com um certo valor da variável *threshold*. Na maioria dos casos, o valor do parâmetro *threshold* é desconhecido e, portanto, deve ser estimado.

Considere uma amostra observada $\{y_i, z_i, x_i\}_{i=1}^n$, em que y_i é o valor real observado, z_i é um vetor de “m” dimensões com as variáveis endógenas e x_i é um vetor de “k” dimensões com os instrumentos do modelo (ressalta-se que $k \geq m$). Além disso, a variável *threshold* $q_i = q(x_i)$ é um elemento ou função do vetor x_i e deve ter distribuição contínua. O banco de dados deve ser obtido de forma randômica, ou ser uma série temporal com fraca dependência entre as variáveis.

A equação estrutural adaptada às variáveis endógenas, será:

¹ O autor utiliza duas medidas de abertura comercial em seu trabalho, com resultados semelhantes. A razão entre a soma das exportações e importações e o PIB e a razão entre as exportações e o PIB.

$$y_i = \begin{cases} \theta_1' \cdot z_i + e_i, & q_i < \gamma \\ \theta_2' \cdot z_i + e_i, & q_i \geq \gamma \end{cases} \quad (4)$$

Que pode ser escrita da forma:

$$y_i = \theta_1' \cdot z_i \cdot I(q_i \leq \gamma) + \theta_2' \cdot z_i \cdot I(q_i > \gamma) + e_i \quad (5)$$

O modelo permite assim que os parâmetros da regressão θ_1 e θ_2 variem dependendo do valor de γ . A estimação ocorre em três etapas. Primeiramente, monta-se uma forma reduzida de regressão por mínimos quadrados ordinários (LS) para se obter um valor previsto para as variáveis endógenas. Em seguida, estima-se o valor de limiar ou *threshold* por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) utilizando os valores obtidos para a variável endógena e os demais regressores endógenos, nos moldes de Hansen (2000). Por fim, após a separação das amostras, emprega-se o método de mínimos quadrados em dois estágios (2SLS) ou método dos momentos generalizados (GMM) para o cálculo dos coeficientes em cada regime ou subamostra analisada. Essas etapas são detalhadas a seguir.

Para a estimação da forma reduzida, utiliza-se a estrutura:

$$\begin{aligned} z_i &= g(x_i, \pi) + u_i, \\ E(x_i, u_i) &= 0, \end{aligned} \quad (6)$$

Em que π é um vetor de parâmetros $p \times 1$ que mapeia $R^k \times R^p$ em R^m . A função $g(\cdot)$ é conhecida, mas o vetor π deve ser estimado. Para a função $g(\cdot)$, Caner e Hansen (2004) afirmam que podem ser admitidas diversas formas reduzidas. Os autores expõem duas formas, uma linear (eq. 7) e outra não-linear (eq. 8), descritas abaixo:

$$g(x_i, \pi) = \Pi' \cdot x_i \quad (7)$$

Em que Π é uma matriz $k \times m$.

$$g(x_i, \pi) = \Pi_1' \cdot x_1 \cdot I(q \leq \rho) + \Pi_2' \cdot x_2 \cdot I(q > \rho) \quad (8)$$

Para a estimação do parâmetro π , prossegue-se uma regressão de mínimos quadrados ordinários quando a função $g(\cdot)$ é assumida como uma forma reduzida linear. Suponha a

seguinte partição para $z_i = (z_{1i}, z_{2i})$, em que $z_{2i} \in x_i$ é a parcela exógena e z_{1i} é a parte endógena. Em paralelo, tem-se $g = (g_1, g_2)$. Assim, a forma reduzida com o parâmetro π aplica-se somente à g_1 , ou seja, a parcela envolvida com a parte endógena da variável z_i para a qual se busca prever os valores.

Assim, a estimação de mínimos quadrados seguirá a equação:

$$\hat{\pi} = \underset{\pi}{\operatorname{arg\,min}} \det \left(\sum_{i=1}^n (z_{1i} - g_1(x_i, \pi)) \cdot (z_{1i} - g_1(x_i, \pi))' \right) \quad (9)$$

E, uma vez estimado o $\hat{\pi}$, os valores previstos para z_i na primeira etapa do processo do modelo serão:

$$\hat{z}_i = \hat{g}_i = g_i(x_i, \hat{\pi}) \quad (10)$$

Após a estimação da forma reduzida, procede-se a obtenção do valor *threshold* estimado, extraído nos moldes de Hansen (2000). Por fim, conhecidos os grupos amostrais separados pelo valor limiar, aplica-se o método dos momentos generalizados (GMM) em cada subamostra para o cálculo dos coeficientes da equação estrutural 5, θ'_1 e θ'_2 . Esse processo é descrito a seguir.

Sejam $\widehat{X}_1, \widehat{X}_2, \widehat{Z}_1, \widehat{Z}_2$, as matrizes obtidas dos vetores de informação x_i (para os instrumentos) e z_i para as variáveis endógenas e o subíndice 1 e 2 refere-se à qual subamostra a matriz está relacionada, sendo 1 para valores menores que o limiar e 2 para os valores maiores que o limiar. Os coeficientes da estimação de mínimos quadrados em dois estágios (2SLS) serão:

$$\widetilde{\theta}_1 = \left(\widehat{Z}_1' \cdot \widehat{X}_1 \cdot (\widehat{X}_1' \cdot \widehat{X}_1)^{-1} \cdot \widehat{X}_1' \cdot \widehat{Z}_1 \right)^{-1} \cdot \left(\widehat{Z}_1' \cdot \widehat{X}_1 \cdot (\widehat{X}_1' \cdot \widehat{X}_1)^{-1} \cdot \widehat{X}_1' \cdot Y \right) \quad (11)$$

$$\widetilde{\theta}_2 = \left(\widehat{Z}_2' \cdot \widehat{X}_2 \cdot (\widehat{X}_2' \cdot \widehat{X}_2)^{-1} \cdot \widehat{X}_2' \cdot \widehat{Z}_2 \right)^{-1} \cdot \left(\widehat{Z}_2' \cdot \widehat{X}_2 \cdot (\widehat{X}_2' \cdot \widehat{X}_2)^{-1} \cdot \widehat{X}_2' \cdot Y \right) \quad (12)$$

Os resíduos serão calculados por:

$$\widetilde{e}_i = y_i - z_i' \cdot \widetilde{\theta}_1 I(q \leq \gamma) - z_i' \cdot \widetilde{\theta}_2 I(q > \gamma) \quad (13)$$

De posse dos resíduos, as matrizes de peso para o GMM serão:

$$\widetilde{\Omega}_1 = \sum_{i=1}^n x_i \cdot x_i' \cdot (\tilde{e}_i)^2 I(q \leq \gamma) \quad (14)$$

$$\widetilde{\Omega}_2 = \sum_{i=1}^n x_i \cdot x_i' \cdot (\tilde{e}_i)^2 I(q > \gamma) \quad (15)$$

Assim, os estimadores θ_1 e θ_2 da equação estrutural do modelo serão:

$$\widehat{\theta}_1 = \left(\widehat{Z}_1' \cdot \widehat{X}_1 \cdot (\widetilde{\Omega}_1)^{-1} \cdot \widehat{X}_1' \cdot \widehat{Z}_1 \right)^{-1} \cdot \left(\widehat{Z}_1' \cdot \widehat{X}_1 \cdot (\widetilde{\Omega}_1)^{-1} \cdot \widehat{X}_1' \cdot Y \right) \quad (16)$$

$$\widehat{\theta}_2 = \left(\widehat{Z}_2' \cdot \widehat{X}_2 \cdot (\widetilde{\Omega}_2)^{-1} \cdot \widehat{X}_2' \cdot \widehat{Z}_2 \right)^{-1} \cdot \left(\widehat{Z}_2' \cdot \widehat{X}_2 \cdot (\widetilde{\Omega}_2)^{-1} \cdot \widehat{X}_2' \cdot Y \right) \quad (17)$$

Os autores demonstram que esses estimadores são consistentes e assintoticamente normais. Assim, utiliza-se o modelo acima proposto com regressores endógenos para estimar os coeficientes da Regra de Taylor, conforme descreve-se a seguir.

Desde o seu estudo original em 1993 já foram adicionadas à Regra de Taylor inúmeras variáveis e especificações buscando considerar as peculiaridades de cada época e país. Dentre as formulações previstas, Minella *et al.* (2003) e Moura e Carvalho (2009) mostram que, empiricamente, as expectativas *forward-looking*, um indicador de hiato da atividade econômica e um mecanismo de suavização, como proposto por Clarida, Galí e Gertler (1998 e 2000), parecem modelar adequadamente função de reação da autoridade monetária brasileira.

Nesse sentido, este trabalho se propõe a averiguar se diferentes níveis de abertura comercial podem surtir efeitos assimétricos na dinâmica da determinação da taxa de juros, alterando assim os coeficientes da função de reação da Autoridade Monetária no Brasil. Para contemplar essa possibilidade, emprega-se uma Regra de Taylor, nos padrões da equação 3, com efeito *threshold* nos moldes Caner e Hansen (2004), que pode ser representada por:

$$R_t^* = (\rho^1 \cdot R_{t-1} + \beta^1 [E(\pi_{t+1} | \Omega_{t+1}) - \pi^*] + \gamma^1 [E(y_t | \Omega_t) - y_t^*]) \cdot I(\text{Abertura} \leq \varphi) + (\rho^2 \cdot R_{t-1} + \beta^2 [E(\pi_{t+1} | \Omega_{t+1}) - \pi^*] + \gamma^2 [E(y_t | \Omega_t) - y_t^*]) \cdot I(\text{Abertura} > \varphi) \quad (18)$$

Em que $I(\cdot)$ é uma função indicadora. Abertura é a variável limiar utilizada, medida pela razão entre a soma das exportações e importações e o PIB, e φ é o seu valor de limiar estimado endogenamente na segunda etapa do método proposto por Caner e Hansen (2004) explicado anteriormente.

Em suma, a equação 18 é estimada em um processo de três etapas: i) utiliza-se regressão de mínimos quadrados para estimar a forma reduzida para as variáveis endógenas (desvio das

expectativas de inflação *forward-looking*, neste caso); ii) estima-se o parâmetro limiar a partir da forma reduzida e divide-se as amostras nos moldes de Hansen (2000); iii) utiliza-se o Método dos Momentos Generalizados (GMM) para a estimação da regra de política monetária em cada subamostra de modo a obter os coeficientes para os respectivos cenários de menor ou maior abertura comercial. O desvio das expectativas de inflação defasado em 1 período e a taxa de câmbio efetiva real defasada em 1 período são utilizados como instrumentos nesta etapa do processo de estimação.

4 RESULTADOS

Para investigar possíveis assimetrias na condução da política monetária no Brasil a partir de níveis distintos de abertura comercial, procedeu-se inicialmente uma avaliação da estacionariedade das séries empregadas a partir dos testes de Dickey Fuller Aumentado (ADF), cuja hipótese nula é a presença de raiz unitária e o teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS), cuja hipótese nula é que a série analisada é estacionária. A tabela 1 mostra os resultados obtidos. Os resultados indicam que as séries empregadas se mostram estacionárias a um nível de significância de 5%.

Tabela 1: Resultados Testes de Raiz Unitária

VARIÁVEL	ADF	KPSS
Taxa de Juros	-3,13 [-2,87]	0,19* [0,21]
Desvio das Expectativas	-6,34 [-2,87]	0,26 [0,46]
Hiato do Produto	-5,85 [-2,87]	0,03 [0,46]
Abertura Comercial	-3,04 [-2,87]	0,33 [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 no KPSS é a de que as séries são estacionárias. * Estacionária a 1% de significância.

Em seguida, além da proposição teórica de uma regra de política monetária não linear exposta nas seções anteriores, o modelo também foi submetido a uma métrica estatística para atestar se, de fato, a modelagem não linear se mostra mais adequada. Para tal, empregou-se o teste proposto por Hansen (1999), conhecido como teste F sequencial que aponta primeiramente a linearidade do modelo ou não-linearidade com um *threshold* (ou seja, um modelo de dois regimes). Em seguida, caso o modelo linear seja rejeitado, o teste compara a melhor adequação dos dados a um modelo de dois ou um modelo de três regimes e assim sucessivamente até que a hipótese nula não seja rejeitada e o número de regimes definido. A tabela 2 sintetiza os resultados obtidos:

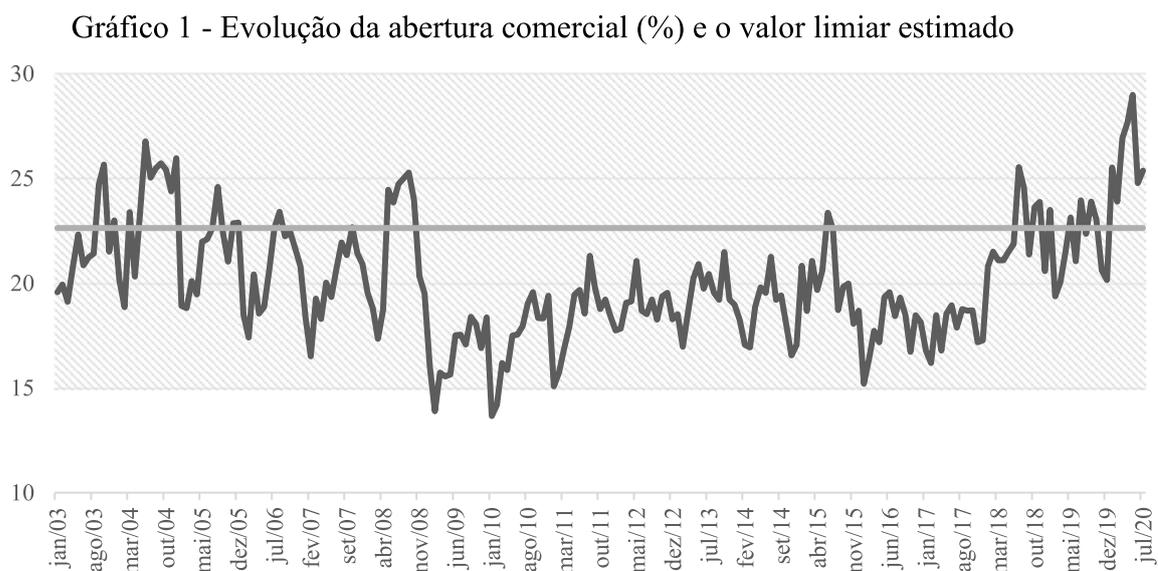
Tabela 2: Resultado do Teste de não linearidade

Teste de não Linearidade	Estatística de Teste F	Valor Crítico
Modelo linear vs. Modelo não linear (2 Regimes)	23,15*	16,19
Modelo não linear (2 Regimes) vs. Modelo não linear (3 Regimes)	16,74	18,11

Fonte: Elaboração Própria. * Significante a 5%.

O teste F sequencial de Hansen (1999) rejeita a hipótese nula na primeira rodada; em outras palavras, o modelo não linear se mostra mais adequado do que o linear. Em seguida, não é possível rejeitar a hipótese nula indicando uma melhor especificação para uma regra de política monetária não linear com dois regimes. Em seguida, empregou-se a estratégia metodológica proposta por Caner e Hansen (2004) conforme descrita na seção anterior.

O valor *threshold* estimado no modelo foi de 0,2263; ou seja, uma taxa de abertura comercial na ordem de 22,63%. Dividiu-se, portanto, a amostra em duas subamostras; uma descreve um regime de baixa abertura comercial, com 166 observações, e a outra representa o regime alta abertura comercial, que dispõe de 39 observações. O gráfico 1 descreve a evolução da abertura comercial brasileira a partir da referência do threshold estimado.



Fonte: Elaboração própria

Inicialmente, vale destacar que o gráfico confirma as evidências de que a economia brasileira ainda apresenta taxas de abertura comercial bastante discretas, conforme ressaltam Arruda e Martins (2019) e Mansilla, Arruda e Ferreira (2020), uma vez que a maioria das observações se concentram no regime da baixa abertura comercial.

No período de 2003 até 2008, observou-se um cenário externo favorável para a economia brasileira, com forte alta nos preços das *commodities* e desvalorização cambial, além de uma estabilidade institucional relativa, que possibilitou que o nível de abertura atingisse alguns picos. Com a crise internacional em 2008 e seguida do aprofundamento das crises fiscal e política que culminaram no *impeachment* da presidente Dilma Roussef, nota-se que a variável de abertura permaneceu em baixa até as novas eleições gerais em 2018. Com sinalização de maior abertura comercial pelo governo seguinte, percebe-se que o cenário de maior abertura se repetiu com maior frequência nos dois últimos anos, apesar dos níveis relativamente discretos, quando comparados, por exemplo, a países analisados por Leibovici (2019) como Bolívia, Chile, Africa do Sul e Indonésia.

Após a obtenção do *threshold* estimado e a adequada divisão amostral, procedeu-se a estimação da função de reação da autoridade monetária por GMM em cada subamostra. Ressalta-se que foram utilizados como instrumentos as variáveis de desvios das expectativas em relação à meta e a taxa de câmbio real defasadas em um período e a estatística J aponta que esses instrumentos são válidos; ou seja, não se pode rejeitar a hipótese nula. Os resultados da estimação estão dispostos na tabela 3:

Tabela 3: Resultados da Estimação da Regra de Política Monetária com *Threshold*

Variáveis	Regime de Baixa Abertura Abertura _t < 22.63 (166 Obs.)		Regime de Alta Abertura Abertura _t ≥ 22.63 (39 Obs.)	
	Coeficientes	Erro Padrão	Coeficientes	Erro Padrão
Desvio Expect.	0,02*	0,009	-0,01	0,01
Suavização	0,97*	0,011	1,04*	0,01
Hiato Produto	0,03	0,44	0,54	0,30
Teste J	7,44**		Valor Crítico	
				9,21

Fonte: Elaboração Própria. *Significante a 5%. **Significante a 1%.

Instrumentos aferidos pelo teste J: Desvio Expect. (t-1) e taxa de câmbio (t-1).

Em termos gerais, os resultados indicam que, independentemente do regime de abertura comercial, o hiato do produto não se mostra estatisticamente significativo e que, no regime de alta abertura comercial, o impacto dos desvios das expectativas de inflação em relação à meta torna-se estatisticamente igual a zero.

De maneira geral, a hipótese testada pelo trabalho foi confirmada e aponta na mesma direção de Leibovici (2019) em seu estudo para estudo para 26 países, qual seja, a de que num ambiente de maior abertura comercial o impacto dos desvios das expectativas de inflação em relação à sua meta tende a ser estatisticamente insignificante.

Portanto, esse resultado também parece indicar que, numa economia com maior abertura comercial, a política monetária tende a não responder a eventuais desvios nas expectativas de inflação, uma vez que, como destaca Watson (2016), o aumento do tamanho do mercado e a aceleração do ajuste de preços tornam mais ancoradas as expectativas de forma que a economia fica menos vulnerável as ingerências de um agente central como o BCB, aumentando assim o custo das intervenções. Não obstante, o horizonte deste estudo ainda é limitado, uma vez que há um número reduzido de observações no regime de maior abertura e, mesmo nele, a abertura comercial não é expressiva como em outros países apontados por Leibovici (2019).

Em seguida, olhando para o regime de menor abertura comercial, constatou-se que para um aumento de 1 p.p. no desvio da expectativa de inflação em relação à sua meta, a taxa de juros é majorada em 0.02 p.p. no mês. Ressaltam-se aqui os riscos apontados por Basilio (2013) e Barbosa *et al* (2016) de que, em uma economia mais fechada, a autoridade monetária está menos pressionada a seguir um compromisso com as regras e é comum observar surpresas inflacionárias influenciando a economia negativamente.

Em adição, este resultado está consoante com o apresentado por Barbosa *et al* (2016) no tocante à redução do impacto dos desvios nas expectativas de inflação em relação à meta, o autor evidenciou uma redução de 5,2 no período do Governo Lula para 0,4 no período do Governo Dilma. A redução da magnitude da resposta do BC a esse indicador também foi observada para outras economias, como observou Basilio (2013) ao estimar a Regra de Taylor para 43 países e Schmidt-Hebbel e Muñoz (2012) em estudo para 20 países, obtendo coeficientes na ordem de 0,05 ao considerar economias que adotaram o sistema de metas de inflação.

Com relação ao hiato do produto, observa-se que este não se mostra estatisticamente significativo seja no regime de maior ou menor abertura, resultado em concordância com o apresentado por Minella *et al.* (2003) e Soares e Barbosa (2006). Além disso, Leibovici (2019) não encontra resultados conclusivos sobre relação entre o hiato do produto e a dinâmica da taxa de juros considerando diferentes níveis de abertura comercial.

O alto índice de suavização, com significância estatística em ambos os regimes, pode estar relacionado com o compromisso da autoridade monetária em não alterar bruscamente da

taxa de juros, estando em harmonia com o grau estimado por Souza Júnior e Caetano (2014) e Olivindo (2020). Há que se ressaltar, ainda, que o presente estudo faz uso de dados mensais, o que provavelmente torna o coeficiente da suavização ainda maior do que numa estrutura de dados de menor frequência.

Em suma, os resultados observados neste trabalho vão ao encontro das conclusões estabelecidas por Leibovici (2019), uma vez que em um regime de maior abertura comercial, a política monetária parece não responder aos desvios das expectativas de inflação em relação à meta. Além disso, as evidências destacam a importância da introdução de versões não lineares para a estimação de regras de política monetária em estudos para países emergentes, como advogam Caporale *et al* (2018).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho buscou investigar a existência de assimetrias dinâmicas da taxa de juros determinada pela autoridade monetária brasileira (BCB) considerando níveis distintos de abertura comercial. Para tanto, utilizaram-se informações mensais de janeiro de 2003 à julho de 2020 e a estratégia de Caner e Hansen (2004) para estimar uma função de reação do BCB não-linear tendo a abertura comercial como variável *threshold*.

Os resultados encontrados apontam para a existência de assimetrias na dinâmica da taxa de juros, confirmando a hipótese formulada pelo estudo de que a autoridade monetária adota diferentes coeficientes na sua função de reação para regimes de maior ou menor abertura comercial. Em adição, observou-se, para o regime de maior abertura comercial, que o desvio das expectativas de inflação em relação à sua meta deixa de apresentar significância estatística; ao passo que, no regime de menor abertura comercial, esse desvio é significativo, como se observa em vários estudos dessa área para o Brasil.

As evidências apontam ainda que a autoridade monetária brasileira não parece responder ao hiato do produto, dado o impacto estatisticamente insignificante dessa variável, independentemente do regime de abertura considerado.

Analisando os dois regimes considerados, nota-se que para o regime de menor abertura comercial, observou-se que o desvio das expectativas de inflação em relação à meta é significativo à 5% e que para cada aumento de 1 p.p. no desvio da expectativa de inflação a taxa de juros é ajustada em 0.02 p.p. no mês. Ao passo que, para o regime de maior abertura comercial, não se observou significância estatística para essa variável. O crescimento da participação do setor externo na economia doméstica tende a ser desinflacionário, como apontou Romer (1993), e a tornar as expectativas mais ancoradas, como destacam Mansilla, Arruda e Ferreira (2020), aumentando, assim, o custo das interferências da autoridade monetária.

Os resultados observados nessa pesquisa corroboram com os achados de Leibovici (2019), que sugere que autoridades monetárias de economias mais abertas tendem a conduzir a política monetária dando menor ênfase aos desvios das expectativas de inflação. Além disso, o trabalho vem somar-se ao resultado obtido por Caporale *et al* (2018) que destacam a importância do emprego de técnicas não lineares para a modelagem de regras de política monetária em economias emergentes de modo a analisar eventuais assimetrias no comportamento de suas autoridades monetárias.

No entanto, ressalta-se que, como o Brasil ainda é uma economia relativamente fechada, é possível que a extensão das diferenças entre os dois regimes seja ainda mais acentuada para níveis de abertura maiores, como os observados para outros países emergentes como Chile, África do Sul e Indonésia estudados por Leibovici (2019).

Finalmente, à guisa de sugestões de políticas baseadas no estudo, recomenda-se uma maior inserção do Brasil nas cadeias globais de comércio, de modo a promover um ambiente de expectativas mais ancoradas e, portanto, menos suscetível à intervenções abruptas não desejadas da autoridade monetária.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARRUDA, E. F.; MARTINS, G. Taxa de câmbio e exportações líquidas: uma análise para os estados brasileiros. **Nova Economia**, vol.30, n.1 2020, vol.30, n.1, pp.111-142, 2020.

BARBOSA, F. D.; CAMÊLO, F. D.; JOÃO, I. C., A Taxa de Juros Natural e a Regra de Taylor no Brasil: 2003–2015. **Revista Brasileira de Economia**, Vol. 70(4), pp. 399–417, 2016.

BASILIO, J. R., **Empirics of Monetary Policy Rules: The Taylor Rule in Different Countries**. 2013. Tese de Doutorado. Universidade de Illinois, Chicago, 2013.

BERNANKE, B. S.; MISHKIN, F. S., Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy?, **Journal of Economic Perspectives**, Volume 11, Número 2., pp. 97-116, 1997.

CANER, M.; HANSEN, B. E., Instrumental Variable Estimation of a Threshold Model. **Econometric Theory**, pp. 813–843, 2004.

CAPORALE, G. M.; HELMI, M. H.; ÇATIK, A. N.; ALI, F. M.; AKDENIZ, C., Monetary Policy Rules in Emerging Countries: Is there an Augmented Nonlinear Taylor Rule?, **Economic Modelling** 72, pp. 306-319, 2018.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M., Monetary Policy Rules in Practice Some International Evidence. **European Economic Review** n. 42, pp. 1033-1067, 1998.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M., Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. **The Quarterly Journal of Economics**, pp. 147-180, 2000.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M., A Simple Framework for International Monetary Policy Analysis. **Journal of Monetary Economics** n.49, pp. 879-904, 2002.

DORNBUSCH, R.; FISCHER, S.; RICHARD, S., **Macroeconomics**. 11th Edition. New York: McGraw-Hill, 2011.

FONSECA, M. R. R.; OREIRO, J. J. C.; ARAÚJO, E. C., Não Linearidade da Política Monetária Brasileira no Período de Metas de Inflação: uma Análise com Base em um Modelo MS-VAR. **Análise Econômica**, v. 36, n. 70, p. 63-81, Porto Alegre, 2018.

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

HANSEN, B., Sample Splitting and Threshold Estimation. **Econometrica**, Vol. 68, No. 3, pp. 575-603, 2000.

JUDD, J. P.; RUDEBUSCH, G. D., Taylor's Rule and the Fed: 1970–1997. **FRBSF Economic Review**, n. 3, pp. 3-16, 1998.

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

LOMBARDO, G.; RAVENNA, F., Openness and Optimal Monetary Policy. **Journal of International Economics** v. 93, Issue 1, pp. 153-172, 2014.

LEIBOVICI, F., International Trade Openness and Monetary Policy: Evidence from Cross-Country Data. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, v.101, n.2, pp. 93-113, 2018.

MANSILLA, F. M.; ARRUDA, E. F.; FERREIRA, R. T., Trade Openness and Inflation Dynamics in Brazil. **Economics Bulletin**, v.40, Issue 3, pp. 1948-1957, 2020.

MEDEIROS, G. B. *Ensaio Sobre Política Monetária e Curva de Phillips no Brasil*. 2014. Tese de Doutorado. Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre 2014.

MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K., Inflation Targeting in Brazil Constructing Credibility under. **Working Paper Series nº 77. BCB.**, pp. 1-38, 2003.

MOHANTY, M. S.; KLAU, M., *Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies: Issues and Evidence*. BIS Working Papers n. 149, 2004.

MOURA, M.; CARVALHO, A. D., What Can Taylor Rules Say about Monetary Policy in Latin America? **Journal of Macroeconomics - Elsevier** v.32, pp. 392-404, 2009.

OLIVINO, M. T., *Ensaio Sobre Taxa De Juros, Inflação e Produção*. 2020. Tese de Doutorado. Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2020.

ROMER, D., Openness And Inflation: Theory And Evidence. **Quartely Journal of Economics**, v. 108, n.4, pp. 869-903, 1993.

SCHMIDT-HEBBEL, K.; MUÑOZ, F., Monetary Policy Decisions by The World's Central Banks Using Real-Time Data. Working Paper 426. PUC-Chile, 2012.

SOARES, J. J.; BARBOSA, F. D., Regra de Taylor no Brasil: 1999 – 2005. **Revista Brasileira de Economia**, 70(4), pp. 399–417, 2006.

SOUZA JÚNIOR, J. R.; CAETANO, S. M., Regra de Taylor, Inércia na Política Monetária Influência do Hiato do Produto. **Carta Conjuntura**, 2014.

TAYLOR, J. *Discretion Versus Policy Rules In Practice*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy v.39, pp. 195-214, 1993.

TAYLOR, J., *Using Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies*. 75th Anniversary Conference: "Stabilization and Monetary Policy: The International Experience.". Stanford University, 2000.