



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E CONTABILIDADE
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA (CAEN)

MARIA THALITA ARRUDA OLIVEIRA DE OLIVINDO

ENSAIOS SOBRE TAXA DE JUROS, INFLAÇÃO E PRODUÇÃO

FORTALEZA
2020

MARIA THALITA ARRUDA OLIVEIRA DE OLIVINDO

ENSAIOS SOBRE TAXA DE JUROS, INFLAÇÃO E PRODUÇÃO

Tese apresentada a Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de Doutora em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira.

Coorientador: Prof. Dr. Rodolfo Herald Da Costa Campos.

FORTALEZA

2020

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)

A819e Arruda Oliveira de Olivindo, Maria Thalita.
ENSAIOS SOBRE TAXA DE JUROS, INFLAÇÃO E PRODUÇÃO / Maria Thalita Arruda
Oliveira de Olivindo. – 2020.
90 f. : il. color.

Tese (doutorado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia,
Administração, Atuária e Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia,
Fortaleza, 2020.

Orientação: Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira.

Coorientação: Prof. Dr. Rodolfo Herald Da Costa Campos.

1. Regra de Taylor. 2. Curva de Phillips. 3. Curva IS. 4. Expectativas baseadas em
surveys. 5. Desvios de política monetária. I. Título.

MARIA THALITA ARRUDA OLIVEIRA DE OLIVINDO

ENSAIOS SOBRE TAXA DE JUROS, INFLAÇÃO E PRODUÇÃO

Tese apresentada a Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de Doutora em Economia.

Aprovada em: 16/12/2020.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Rodolfo Herald Da Costa Campos (Coorientador)
Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (UERN)

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

Prof. Dr. Felipe de Sousa Bastos
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Cristiano da Costa da Silva
Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (UERN)

A Deus.

Aos meus pais, Rita e Zezé.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus, pela conquista de mais um objetivo de minha vida, pela persistência necessária para desenvolver esta tese e pelas oportunidades que me foram dadas.

Aos meus queridos pais, Rita e Zezé, e aos irmãos, Rennan e Talisson, que sempre estiveram ao meu lado nos momentos difíceis, pelo apoio e pelo incentivo incansável dados a mim.

Ao meu esposo, Aglailson, por todo apoio, companheirismo, compreensão e paciência.

A meu avô Raimundo (*in memoriam*) por ter sido fonte de inspiração e por todos os seus ensinamentos.

Aos meus tios, Nonato e Jóia, pelas conversas, conselhos e por todo o apoio durante essa jornada

À amiga, Janaína, pelo seu apoio, incentivo e companheirismo.

Ao professor Roberto Tatiwa Ferreira, pela excelente orientação, apoio, confiança e pela disponibilidade de sempre.

A Rodolfo Herald, por todo o tempo despendido no auxílio desta pesquisa e por suas valiosas contribuições, as quais foram fundamentais, na realização desta tese.

Aos professores participantes da banca examinadora Felipe Bastos, Elano Arruda e Cristiano Silva pelo tempo, pelas valiosas colaborações e pelas sugestões.

A todos os professores, pelos ensinamentos repassados durante todo o período do doutorado, mestrado e graduação, e aos funcionários sempre solícitos a me ajudar quando foi preciso.

Aos colegas de graduação, mestrado e doutorado, pelo auxílio, incentivo, amizade e companheirismo durante todo esse período, em especial aos amigos Cris, Irani e Chico.

À CAPES (Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior), pelo apoio financeiro com a manutenção da bolsa de auxílio.

“Desde o início dos tempos, houve três grandes invenções: o fogo, a roda e o Banco Central.” (Will Rogers)

RESUMO

A presente tese é constituída de três ensaios que buscam analisar, para o Brasil, a dinâmica das principais variáveis macroeconômicas: taxa de juros, inflação e produção. O primeiro ensaio tem como objetivo estimar o modelo de equilíbrio geral de preços, produtos e taxas de juros, proposto por Fuhrer (2017), que é estruturado na Curva de Phillips, Curva IS e Regra de Taylor. Para tal, utilizou-se as previsões do relatório Focus como proxy para as variáveis de expectativa *sticky information* e estimou-se os parâmetros por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), a partir de informações trimestrais entre o período de 2002-2018. Com base nos resultados, é possível inferir que as variáveis de previsões da pesquisa são adequadas para descrever a dinâmica das variáveis macroeconômicas. Nesse sentido, identificou-se o trade-off entre inflação e crescimento econômico e verificou-se que a condução da política monetária brasileira seguiu conforme uma regra de Taylor. No segundo ensaio, é investigada a existência de mudanças na condução da política monetária brasileira no período de 2002-2017, a partir de uma regra de Taylor, utilizando-se a metodologia *Dynamic Model Averaging* (DMA), em que o modelo de previsão da taxa de juros pode mudar ao longo do tempo, assim como os coeficientes da regra. As evidências encontradas sugerem que ocorreram mudanças na condução da política monetária brasileira. Entre 2002-2008, os formuladores de política monetária priorizaram a estabilização dos preços, no entanto esse cenário alterou-se com a crise internacional de 2008. Para o período entre 2008-2016, tem-se a trajetória da taxa de juros sendo, principalmente, influenciada pelo hiato do produto e a taxa de câmbio. Por fim, para o período posterior a 2016, as probabilidades de inclusão dos desvios da expectativa de inflação em relação a sua meta, do hiato do produto e da taxa de câmbio à regra normativa apresentaram, em média, valores superiores a 0,5. No terceiro capítulo, é estudado o “grande desvio”, que seria um período durante a maior parte da primeira década deste século, em que as taxas de política monetária apresentaram valores abaixo dos níveis implícitos de uma regra de Taylor, tanto para economias avançadas quanto para economias de mercados emergentes. Nesse sentido, empregando-se dados mensais de janeiro de 2002 a fevereiro de 2017, descreveu-se como a taxa de política monetária brasileira desviou-se de uma regra normativa e apresentou-se uma análise de como os comovimentos de política monetária de outros Bancos Centrais, utilizando-se medidas de variáveis fatores, podem ter afetado esses desvios. A partir dos resultados encontrados, pode-se sugerir que, a partir de 2004, os desvios de política monetária no Brasil foram influenciados pelos fatores regionais da Ásia, América Latina e do Norte. Por fim, com base nos resultados dos três ensaios, pode-se inferir que o arcabouço teórico da Regra de Taylor foi adequado para indicar a condução da política monetária brasileira, para o período analisado. Assim, nos momentos em que autoridade monetária nacional adotou taxas de política sistematicamente abaixo das taxas implícitas da regra, o resultado foi inflação.

Palavras-chave: Regra de Taylor. Curva de Phillips. Curva IS. Expectativas baseadas em surveys. *Dynamic model averaging*. Desvios de política monetária.

ABSTRACT

This thesis consists of three essays that seek to analyze, for Brazil, the dynamics of the main macroeconomic variables: interest rate, inflation and production. The first essay aims to estimate the general equilibrium model of prices, products and interest rates, proposed by Fuhrer (2017), which is structured on the Phillips Curve, IS Curve and Taylor Rule. For this purpose, the Focus report forecasts were used as a proxy for the sticky information expectation variables and the parameters were estimated by Ordinary Least Squares (OLS), based on quarterly information between the period 2002-2018. Based on the results, it is possible to infer that the research forecast variables are adequate to describe the dynamics of macroeconomic variables. In this sense, the trade-off between inflation and economic growth was identified and it was found that the conduct of Brazilian monetary policy followed a Taylor rule. In the second essay, the existence of changes in the conduct of Brazilian monetary policy in the period 2002-2017 is investigated, based on a Taylor rule, using the Dynamic Model Averaging (DMA) methodology, in which the forecast model of interest rate can change over time, as can the coefficients of the rule. The evidence found suggests that there have been changes in the conduct of Brazilian monetary policy. Between 2002-2008, monetary policy makers prioritized price stabilization, however this scenario changed with the international crisis of 2008. For the period between 2008-2016, there is the trajectory of interest rates, being mainly, influenced by the output gap and the exchange rate. Finally, for the period after 2016, the probabilities of including deviations from the inflation expectation in relation to its target, the output gap and the exchange rate to the normative rule, presented, on average, values greater than 0.5. In the third chapter, the “great deviation” is studied, which would be a period during most of the first decade of this century, in which the monetary policy rates showed values below the implicit levels of a Taylor rule, both for advanced economies and for advanced economies. for emerging market economies. In this sense, using monthly data from January 2002 to February 2017, it was described how the Brazilian monetary policy rate deviated from a normative rule and an analysis of how the monetary policy movements of other banks were presented Centrals, using measures of variable factors, may have affected these deviations. From the results found, it can be suggested that, as of 2004, monetary policy deviations in Brazil were influenced by regional factors in Asia, Latin America and North. Finally, based on the results of the three essays, it can be inferred that the theoretical framework of the Taylor Rule was adequate to indicate the conduct of Brazilian monetary policy, for the analyzed period. Thus, at times when the national monetary authority systematically adopted policy rates below the implicit rates of the rule, the result was inflation.

Keywords: Taylor rule. Phillips curve. IS curve. Expectations based on surveys. Dynamic model averaging. Deviations from monetary policy.

LISTA DE QUADROS

Quadro 1– Variáveis utilizadas no modelo de equilíbrio geral de preços, produtos e taxas de juros.	19
Quadro 2- A regra de Taylor, a partir da estimação de modelos DSGE, para o Brasil.	26
Quadro 3 – Descrição da política econômica (1999 – 2019).....	45
Quadro 4 - Descrição das variáveis utilizadas na estimação da equação de desvios de política monetária.	59

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Evolução das taxas de juros brasileiras (2002-2017)	39
Gráfico 2 – Probabilidade de inclusão dos desvios da expectativa de inflação em relação à sua meta <i>versus</i> inflação medida pelo IPCA.....	46
Gráfico 3 – Probabilidade de inclusão dos regressores, por período, na regra de Taylor.	47
Gráfico 4 – Evolução da inflação medida pelo IPCA (2002-2017).	60
Gráfico 5 – Evolução da Selic em torno dos valores de Regras de Taylor (2002-2017).	63
Gráfico 6 – Taxas de política monetária dos países da América no Norte <i>versus</i> Selic (2002-2016).....	66
Gráfico 7 – Taxas de política monetária dos países da América do Sul <i>versus</i> Selic (2002-2016).....	66
Gráfico 8 – Taxas de política monetária dos países da Ásia <i>versus</i> Selic (2002-2016)	67
Gráfico 9 – Taxas de política monetária dos países da Oceania <i>versus</i> Selic (2002-2016).....	67
Gráfico 10- Taxas de política monetária dos países da Europa <i>versus</i> Selic (2002-2016)	67

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Teste de raiz unitária das variáveis utilizadas no modelo de equilíbrio geral de preços, produtos e taxas de juros.....	21
Tabela 2 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na Regra de Taylor.....	40
Tabela 3 – Testes de raiz unitária das variáveis utilizadas na Regra de Taylor	41
Tabela 4 – Média da probabilidade de inclusão dos regressores, por período, na regra de Taylor.....	47
Tabela 5 – Teste de raiz unitária das variáveis empregadas na equação dos desvios de política monetária.	61
Tabela 6 – Estimação da equação dos desvios da Regra de Taylor.....	65
Tabela 7 – Teste de Bai e Perron (1998, 2003).	68
Tabela 8 – Estimação da equação dos desvios da Regra de Taylor (Especificação I).	69
Tabela 9 – Estimação da equação dos desvios da Regra de Taylor (Especificação II).	70
Tabela 10 – Estatística descritiva das variáveis da equação dos desvios.....	83
Tabela 11- Resultados da estimação do modelo DSGE	84

SUMÁRIO

APRESENTAÇÃO	10
1 INFLAÇÃO, TAXA DE JUROS E PRODUÇÃO: EVIDÊNCIAS A PARTIR DE UM MODELO DSGE COM EXPECTATIVAS BASEADAS EM SURVEYS..	13
1.1 Introdução.....	13
1.2 Modelo Microfundamentado Com Expectativas Do Relatório Focus	15
1.3 Dados e aspectos metodológicos	18
1.3.1 <i>Fonte dos Dados</i>	18
1.4 Resultados.....	21
1.5 Considerações finais	26
2 MUDANÇAS NA CONDUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE UTILIZANDO O <i>DYNAMIC MODEL AVERAGING</i> (DMA) .	29
2.1 Introdução.....	29
2.2 Revisão de literatura.....	31
2.2.1 <i>Regras de Taylor</i>	31
2.2.2 <i>Evidências Empíricas da Regra de Taylor para o Brasil</i>	33
2.2.3 <i>Modelo de Parâmetros Variando no Tempo</i>	36
2.3 Dados e aspectos metodológicos	38
2.3.1 <i>Fonte dos Dados</i>	38
2.3.2 <i>Dynamic Model Averaging</i>	41
2.4 Resultados.....	44
2.5 Considerações Finais	48
3 EFEITO SPILLOVER DA POLÍTICA MONETÁRIA E OS DESVIOS DA REGRA DE TAYLOR: UMA ANÁLISE COM MODELOS DE FATORES LATENTES	50
3.1 Introdução.....	50
3.2 Referencial teórico.....	52
3.2.1 <i>Desvios da Taxa de Política Monetária em Relação à Regra de Taylor: O Desvio Global.</i>	52
3.2.2 <i>Descrição da Equação Empírica de Desvios</i>	55
3.3 Fonte dos dados	58

3.4	Resultados.....	62
3.5	Considerações finais	71
	CONCLUSÃO GERAL.....	73
	REFERÊNCIAS.....	76
	APÊNDICE A	83
	APÊNDICE B	84

APRESENTAÇÃO

Ao longo das últimas décadas, a macroeconomia passou por grandes modificações, partindo da hipótese de expectativas racionais, movendo-se pelos modelos de ciclos reais e pela perspectiva Novo Clássica e Novo Keynesiana. Contudo, três variáveis macroeconômicas são especialmente importantes e estão sempre no centro do debate político, a saber: o produto interno bruto (PIB) real, a taxa de inflação e a taxa de desemprego. No contexto nacional, esse cenário se repete, de tal modo que o foco das políticas macroeconômicas tem sido a manutenção da estabilidade dos preços e o crescimento econômico.

Nessa conjuntura, a Curva de Phillips New Keynesiana é capaz de retratar o *trade-off* de curto prazo existente entre inflação e crescimento econômico, ao passo que a curva IS representa graficamente a relação entre a taxa de juros e o nível de renda que surge no mercado de bens e serviços. A regra de Taylor descreve a função de reação da autoridade monetária, assim, a taxa de política é determinada levando em consideração os desvios da previsão de inflação corrente em relação a sua meta e à expectativa para o hiato do produto.

Desse modo, análises de cenários macroeconômicos, e por consequência formulação de políticas, a partir de modelos que englobam todas as variáveis supracitadas, têm sido realizadas com certa frequência por meio dos modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral (DSGE) e dos vetores autorregressivos (VAR). Contudo, a habitual estimação dos modelos DSGE não representa uma tarefa simples, ao passo que os modelos VAR apresentam problemas de fragilidade dos parâmetros perante mudanças nas políticas fiscais e monetárias.

Isto posto, este trabalho está dividido em três capítulos¹. O primeiro capítulo desta tese tem como propósito estimar um modelo de equilíbrio geral de preços, produtos e taxas de juros, substituindo-se as variáveis de expectativas racionais pelas expectativas de *survey*, via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), que é um dos métodos de análise de regressão mais importantes e propagados. Assim, o objetivo do trabalho é tanto retratar a evolução das variáveis macroeconômicas da economia brasileira, baseando-se em um modelo com referência teórica econômica, usualmente

¹ As amostras dos ensaios iniciam-se no ano de 2002, dada as informações disponíveis no momento da realização deste trabalho.

não descrita pelos modelos VAR, quanto eliminar a necessidade da utilização de expectativas racionais, comumente empregada nos modelos DSGE. Desse modo, facilitando o processo de estimação e evitando os problemas usuais enfrentados ao se estimar os modelos de expectativas racionais.

O centro da análise do segundo e do terceiro ensaio é a regra de Taylor. O capítulo dois, intitulado “Mudanças na condução da política monetária brasileira: uma análise utilizando o *Dynamic Model Averaging (DMA)*”, objetiva investigar se houve uma mudança na condução da política monetária nacional entre 2002-2017. Para tal, empregaram-se a regra de Taylor e a estratégia econométrica baseada no *Dynamic Model Averaging (DMA)*, desenvolvida por Raftery *et al.* (2010). A metodologia utilizada foi escolhida por permitir que as variáveis da regra de Taylor mudem no tempo, à medida que se modifica o cenário econômico ou as preferências dos formuladores de política. Essa análise é importante, pois, com a eliminação da âncora cambial e a adoção de metas para inflação, a credibilidade da autoridade monetária tornou-se ainda mais importante no Brasil. Desse modo, a condução da política monetária a partir de uma regra normativa foi primordial para ancorar as expectativas dos agentes econômicos e, assim, manter o cenário nacional propício para o crescimento econômico e a estabilidade macroeconômica.

Nesse contexto, também é interessante um estudo sobre a onda de transbordamento de desvios das taxas de política monetária em relação a uma regra normativa de Taylor, ocorridos a partir dos anos 2000 em várias economias avançadas. Esse estudo se justifica, pois, desvios grandes e persistentes tendem a contribuir para um acúmulo de desequilíbrios financeiros, o que poderia impactar de forma mais severa os países emergentes, e porque a partir de 2008 a autoridade monetária brasileira adotou uma política monetária mais acomodatória, o que resultou em maiores taxas de inflação. Nesse sentido, no terceiro capítulo objetivou-se identificar desvios da Selic em relação à regra de Taylor e apresentar uma análise de como os comovimentos de política monetária de outros Bancos Centrais afetam essa diferença. Para a descrição do *spillover* de política monetária, utilizam-se medidas de variáveis fatores, originadas pela decomposição de flutuações comuns entre as taxas de juros de curto prazo, modeladas a partir do modelo de fatores latentes dinâmicos com dois níveis, regional² e global, como em Campos (2018). Resumidamente, neste último

² América Latina, América do Norte, Ásia, Europa e Oceania.

ensaio busca-se investigar como a política monetária brasileira não antecipada responde a flutuações cambiais e aos comovimentos de política monetária.

Por fim, na última seção desta tese são tecidas as conclusões gerais. Além disso, são feitas recomendações sobre a condução da política monetária brasileira, que são embasadas na análise dos resultados obtidos nos três ensaios.

1 INFLAÇÃO, TAXA DE JUROS E PRODUÇÃO: EVIDÊNCIAS A PARTIR DE UM MODELO DSGE COM EXPECTATIVAS BASEADAS EM SURVEYS

1.1 Introdução

Ao longo das últimas décadas, a macroeconomia passou por grandes modificações, partindo da hipótese de expectativas racionais, movendo-se pelos modelos de ciclos reais e a perspectiva Novo Clássica e Novo Keynesiana. Nesse cenário, surgem duas abordagens econométricas para análise de questões macroeconômicas, empregadas tanto pelos Bancos Centrais como pelas instituições de pesquisas ao redor do mundo. Estabelecido no início da década de 1980, os modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral (DSGE) e os vetores autorregressivos (VAR) são os principais modelos empregados na formulação de políticas.

Desde então, inúmeros estudos, baseados no trabalho inicial de Sims (1980), empregam modelos VAR para explicar os movimentos das séries temporais. Em contrapartida, Kydland e Prescott (1982) descrevem os modelos DSGE em uma base sólida da teoria econômica, influenciando, assim, vários trabalhos posteriores na explicação das variáveis macroeconômicas.

Conforme Vereda e Cavalcanti (2010) descrevem, os modelos DSGE, comumente descritos na literatura, possuem uma estrutura teórica econômica rigorosa, uma vez que unem parâmetros estruturais que descrevem o comportamento, as preferências e a tecnologia dos agentes, com a evolução das séries macroeconômicas agregadas. No entanto, para tal, requerem a atribuição de valores numéricos para seus parâmetros estruturais. Esses coeficientes podem ser estabelecidos com base na estimação econométrica e/ou nos procedimentos de “calibragem”. Contudo, as duas circunstâncias não resultam em um trabalho simples.

Como, por um lado, os modelos de vetores autorregressivos necessitam de pouca ou nenhuma referência teórica econômica, sendo, nesse sentido, de fácil ajustamento aos dados macroeconômicos, por outro lado a fragilidade dos parâmetros perante mudanças nas políticas fiscais e monetárias é um dos problemas presente neste tipo de modelagem (STOCK e WATSON, 1996).

Um dos pontos principais desses modelos é a questão de como as

expectativas dos agentes econômicos são modeladas. Nos modelos DSGE, as expectativas dos agentes econômicos, geralmente, são consideradas racionais. Contudo, existem trabalhos que sugerem que modelos DSGE simples com expectativas racionais demonstram implicações contrafactuais interessantes (Fuhrer, 2015).

No Brasil, os trabalhos que descrevem a dinâmica dos agregados macroeconômicos tentam modelar as expectativas de três principais maneiras. Na primeira hipótese, acredita-se que os agentes repetem a inflação passada para determinar sua expectativa presente: as conhecidas expectativas adaptativas. Já nas teorias das expectativas racionais atribui-se o valor adiantado da variável, supondo, assim, que os agentes utilizam toda a informação disponível. Por fim, muitos estudos baseiam-se na teoria de informação rígida.

Conforme Mankiw, Reis e Wolfers (2003) enaltecem, na expectativa “*sticky information*”, os agentes econômicos não reajustam todo o seu conjunto informacional à medida que elaboram suas perspectivas para o período futuro. Isso ocorre porque existe um pequeno custo incluído nesta ação. Para o Brasil, Guillén (2008) descreve uma série de previsões, baseada no relatório Focus³, para representar a inflação “*sticky information*”, com o objetivo de compará-la com as demais formas de modelar a expectativa inflacionária. O autor, por um lado, conclui que os dados brasileiros apresentam alguma aderência à teoria da informação rígida, mas, por outro lado, nega a validade das expectativas racionais.

Vale destacar que a estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), um dos métodos de análise de regressão mais propagados, pode resultar em estimativas inconsistentes em modelos de expectativas racionais, dado que o termo do erro pode estar correlacionado com alguns dos regressores endógenos. Nesse sentido, para a estimação desses modelos, é necessário valer-se de ferramentas do tipo variáveis instrumentais (VI) ou método dos momentos generalizados (GMM), o que dificulta o processo da estimação e pode gerar problemas na presença de instrumentos fracos.

Nesse contexto, Fuhrer (2017) substitui as expectativas racionais por

³ A pesquisa de expectativas de mercado teve início em 1999, como parte do processo de implantação do regime de metas. Atualmente, o Sistema Expectativas de Mercado coleta informações – sobre diversas variáveis, entre as quais a inflação – junto a aproximadamente uma centena de instituições financeiras e não financeiras.

previsões de agentes econômicos coletadas através de pesquisas⁴ de variáveis macroeconômicas, em um modelo DSGE padrão, o que possibilita a estimação deste por MQO, facilitando o processo. A utilização das variáveis de previsão se justifica por serem caracterizadas pela forte dependência com valores defasados e altamente correlacionadas com choques estruturais. O resultado encontrado fez o autor afirmar que a substituição das expectativas racionais levou à redução da necessidade de variáveis dependentes.

Dito isto, objetiva-se estimar o modelo proposto por Fuhrer (2017), fazendo-se as alterações cabíveis aos dados brasileiros, e analisar como os parâmetros das equações do modelo comportam-se. Desse modo, apresentando-se uma alternativa para estimação de modelos de equilíbrio geral que tem o seu processo facilitado. Para esse fim, utilizou-se as previsões do relatório Focus como proxy para as variáveis de expectativa *sticky information* e estimou-se os parâmetros por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)⁵.

Além dessa introdução, o presente trabalho possui mais quatro seções. Na seção seguinte, descreve-se o modelo microfundamentado com expectativas do relatório Focus. Na seção 3, reserva-se a discussão sobre a base de dados e os aspectos metodológicos. A seguir, procede-se a análise e discussão dos resultados. Por fim, são tecidas as considerações finais do estudo.

1.2 Modelo Microfundamentado Com Expectativas Do Relatório Focus

Com base em um modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral⁶, estimaram-se regressões microfundamentadas que incluem *proxies* de expectativa de pesquisa, com o objetivo de substituir as variáveis de expectativas racionais, comumente empregadas nos modelos DSGE. Desse modo, a previsão dos agentes econômicos não será perfeita, porém mais próximo da realidade.

Composto por uma curva de Phillips New Keynesiana, uma curva de demanda agregada e uma regra de política monetária baseada em Taylor, o modelo

⁴ O Blue Chip Economic Indicators e Philadelphia Fed.

⁵ Foi necessário realizar as estimações por MQO com erros-padrão consistentes na presença de heterocedasticidade e autocorrelação (HAC).

⁶ No Brasil, a partir de Gouvea *et al.* (2008) desenvolvem o Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach (SAMBA), que é um modelo de uma pequena economia aberta para o Brasil que ficou popular na literatura nacional.

busca evidenciar a utilização das variáveis de expectativa de pesquisa, do relatório Focus⁷, ao retratar a evolução das variáveis macroeconômicas da economia brasileira.

Para descrever a dinâmica inflacionária, utilizou-se a formulação de Galí e Gertler (1999) da tradicional curva de Phillips. Assim, a dinâmica inflacionária assumirá a forma descrita abaixo:

$$\pi_t = \lambda m c_t + \gamma_f \pi_{t+1,t}^E + \gamma_b \pi_{t-1} \quad (1.1)$$

onde γ_f é o parâmetro das expectativas *forward-looking*, aqui representada pelas variáveis de previsão do relatório, γ_b indica o grau de persistência inflacionária e λ incorpora a contribuição do custo marginal das empresas, que neste trabalho terá o hiato do produto como *proxy*. Nesse modelo, utilizaram-se variações nos preços de alimentos e energia para representar os choques de oferta na curva. Desse modo, a curva de Phillips New Keynesiana pode ser retratada como:

$$\pi_t = \lambda \tilde{Y}_t + \gamma_f \pi_{t+1,t}^E + \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_a dp_t^a + \gamma_e dp_t^e \quad (1.2)$$

sendo γ_a e γ_e os coeficientes que descrevem como os choques transitórios nos preços dos alimentos e da energia, respectivamente, afetam a dinâmica inflacionária brasileira. Como as previsões de inflação no relatório Focus são de natureza mensal, coletadas diariamente, e a inflação se processa de maneira exponencial, a expectativa de inflação para o próximo trimestre é construída da seguinte forma:

$$\pi_{t+1,t}^E = \left[\left(\frac{\sum_{m=1}^3 \pi_m^E}{3} + 1 \right)^3 - 1 \right] \quad (1.3)$$

onde π_m^E é expectativa mensal da inflação em t para os meses de $t + 1$. Esta é composta pela média da previsão mediana de todos os dias do mês m para os três meses que compõem o trimestre $t + 1$.

Similarmente a Fuhrer (2017), para a equação da expectativa de inflação, levaram-se em consideração os valores esperados do hiato do produto, $\tilde{Y}_{t+1,t}^E$, uma medida de inflação esperada de longo prazo, calculada através dos próximos quatros

⁷ Apresenta as previsões do mercado sobre o comportamento para índices de preços, atividade econômica, câmbio, taxa Selic, entre outros indicadores.

trimestres⁸ do relatório Focus, $\Pi_{LP,t}^E$, e a expectativa de inflação defasada, $\pi_{t,t-1}^E$. A incorporação desta última variável à equação, proporciona a geração de uma “persistência intrínseca” no processo sem a inclusão de defasagens da inflação. Assim, a regra da expectativa de inflação para o próximo trimestre será dada por

$$\pi_{t+1,t}^E = \mu[\alpha^\pi \Pi_{LP,t}^E + \alpha^y \tilde{Y}_{t+1,t}^E] + (1 - \mu) \pi_{t,t-1}^E \quad (1.4)$$

em que o parâmetro $(1 - \mu)$ indexa a velocidade do ajuste.

A próxima equação do modelo é uma curva IS que descreve a evolução do hiato do produto em função da expectativa para o próximo trimestre dessa variável de ciclo e do desvio atual da taxa de juros em relação ao seu valor de equilíbrio:

$$\tilde{Y}_t = u_y \tilde{Y}_{t+1,t}^E - u_\rho (\rho_t - \bar{\rho}) \quad (1.5)$$

onde ρ_t e $\bar{\rho}$ são a taxa de juros real e o seu valor de longo prazo⁹, respectivamente. Para a construção da primeira variável, calcula-se a diferença entre taxa de juros nominal e a expectativa de inflação do relatório Focus. Para fechar o modelo pelo lado real, a expectativa do hiato do produto é construída a partir dos dados do relatório sobre o valor esperado do PIB para o próximo trimestre. De forma análoga à CPNK esperada, a equação que capta o comportamento das expectativas de ciclo econômico é expressa como:

$$\tilde{Y}_{t+1,t}^E = w_y [u_{ey} \tilde{Y}_{LP,t}^E - u_{e\rho} (\rho_t - \bar{\rho})] + (1 - w_y) \tilde{Y}_{t,t-1}^E \quad (1.6)$$

Desse modo, a previsão da variável que mede o grau de aquecimento da economia depende do hiato do produto esperado para os próximos quatro trimestres¹⁰, da expectativa de curto prazo da taxa de juros e de valores defasados da previsão da variável dependente. Assim como descrito acima, $(1 - w_y)$ cria uma persistência intrínseca no processo de expectativa do hiato do produto sem a introdução de defasagens do valor corrente da variável de ciclo. Dito isto, supõe-se que as expectativas de longo prazo da inflação e do hiato do produto estão em estado

⁸ Dado esse limite de tempo das expectativas computadas pelo relatório Focus, considerou-o longo prazo.

⁹ $\bar{\rho}$ é construído a partir da aplicação o filtro HP.

¹⁰ Dado esse limite de tempo das expectativas computadas pelo relatório Focus, considera-o longo prazo.

estacionário.

Uma equação baseada na regra de Taylor descreve a função de reação da autoridade monetária brasileira, considerando os desvios da previsão de inflação corrente em relação ao valor de longo prazo e à expectativa para o hiato do produto:

$$\tilde{i}_t = a\tilde{i}_{t-1} + (1 - a)[\beta_\pi (\pi_{t+1,t}^E - \Pi_{LP,t}^E) + \beta_y \tilde{Y}_{t+1,t}^E] \quad (1.7)$$

onde \tilde{i}_t é especificado como os desvios da taxa dos títulos públicos em relação ao seu equilíbrio de longo prazo. Para construção dessa variável dependente, primeiramente incorporaram-se no cálculo as expectativas da Selic e da inflação para os quatro trimestres seguintes, na forma de expectativa de taxa de juros real, como segue abaixo,

$$\rho_t = i_{4T,t}^E - \Pi_{LP,t}^E \quad (1.8)$$

Desse modo, para o equilíbrio de longo prazo dessa variável, $\bar{\rho}$, aplicou-se o filtro Hodrick-Prescott (1997). Assim, a taxa de juros para estimação da regra de Taylor foi construída a partir da taxa de juros nominal, do equilíbrio de longo prazo e da expectativa de inflação.

$$\tilde{i}_t = i_t - (\bar{\rho} + \Pi_{LP,t}^E) \quad (1.9)$$

Tendo em vista o que foi descrito acima, o modelo é de equilíbrio geral de preços, produtos e taxas de juros. De acordo com Fuhrer (2017), essa estrutura consegue ajustar-se a exercícios empíricos de descrição do cenário econômico, mesmo sujeito às advertências usuais.

1.3 Dados e aspectos metodológicos

1.3.1 Fonte dos Dados

Para a estimação das equações do modelo de equilíbrio geral de preços, produtos e taxa de juros, foram empregadas informações trimestrais entre o período de 2002:1 a 2018:4. O intervalo amostral foi escolhido devido à disponibilidade de dados para as variáveis de previsão do relatório Focus. O quadro 1 apresenta um

resumo das variáveis utilizadas neste exercício empírico.

Quadro 1– Variáveis utilizadas no modelo de equilíbrio geral de preços, produtos e taxas de juros.

VARIÁVEL	PROXY	FONTE
π_t	Inflação IPCA	IBGE/SNIPC
$\pi_{t+1,t}^E$	Expectativa de inflação para o próximo trimestre -Previsão Focus - Mediana	Relatório Focus Bacen
$\Pi_{LP,t}^E$	Expectativa de inflação de longo prazo - Previsão Focus - Mediana	Relatório Focus Bacen
dp_t^a	Inflação IPCA - Alimentação e bebidas	IBGE
dp_t^a	Inflação IPCA - Preços monitorados - Energia Elétrica	IBGE
\tilde{Y}_t	Hiato do Produto	IPEA
$\tilde{Y}_{t+1,t}^E$	Expectativa de Hiato do Produto - Previsão Focus - Mediana	Construído com dados do Relatório Focus e do IPEA, usando Filtro HP
$\tilde{Y}_{LP,t}^E$	Expectativa de Hiato do Produto de longo prazo - Previsão Focus - Mediana	Construído com dados do Relatório Focus e do IPEA, usando Filtro HP
\tilde{i}_t	Taxas de juros	Construído a partir de dados do BC e do Relatório Focus
ρ_t	Expectativa taxa de juros - Previsão Focus - Mediana	Construído a partir do Relatório Focus

Fonte: Elaboração própria.

O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo¹¹ (IPCA) é a proxy para a inflação, por ser considerado o termômetro oficial da inflação no país e o mais presente em exercícios empíricos que descrevem a dinâmica da economia brasileira¹². As informações para essa variável foram obtidas junto ao banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA), tendo como fonte o Sistema Nacional de Preços ao Consumidor (SNIPC) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Vale ressaltar que, na pesquisa, também foram empregados os índices de preços ao consumidor amplo nas categorias de alimentação e energia elétrica.

A variável de ciclo econômico adotada neste estudo foi o hiato do produto desenhado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Esse indicador¹³ é calculado com base na metodologia da função de produção descrita por Souza-Júnior e Caetano (2013) e Souza-Júnior (2015) e disponível no site do IPEA.

Para a construção das variáveis de expectativa de pesquisa, tanto pela perspectiva de curto prazo quanto pela de longo prazo, foram utilizadas informações do relatório Focus do Banco Central. Para a previsão de curto prazo, calculou-se a média das expectativas de inflação em todos os dias¹⁴ do trimestre para o trimestre seguinte, enquanto que, para as *proxies* de longo prazo, consideraram-se os quatro trimestres posteriores. Já o componente inercial foi captado no modelo pela inclusão de defasagens das expectativas das variáveis.

A taxa de juros empregada neste exercício é baseada na taxa referencial do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic) para títulos federais, que é a taxa básica de juros da economia brasileira e é a mais empregada nos estudos aplicados para o Brasil. A *proxy* para a variável dependente da regra de Taylor foi construída a partir do seu valor corrente, do seu valor de longo prazo e da previsão de inflação de longo prazo, sendo essas informações obtidas no site do Banco Central do Brasil (Bacen).

Conforme Assaf Neto (2017), a evolução da inflação se dá de maneira exponencial, semelhante aos juros compostos. Desse modo, as variáveis que são disponibilizadas em período diferente do adotado neste trabalho foram transformadas

¹¹ A população-objetivo do IPCA abrange as famílias com rendimentos mensais compreendidos entre um e quarenta salários-mínimos para qualquer fonte de rendimentos, incluindo residentes nas áreas urbanas das regiões metropolitanas.

¹² Tais como Schwartzman (2006), Areosa e Medeiros (2007), Mendonça, Sachsida e Medrano (2012).

¹³ Descrito na nota Técnica da Carta de Conjuntura nº 36.

¹⁴ A mediana do dia.

usando a fórmula da taxa equivalente composta, sendo expressa, assim, em período trimestral.

Vale ressaltar que, inicialmente, todas as variáveis foram submetidas ao teste de Dickey-Fuller aumentado de raiz unitária e se mostraram estacionárias aos níveis usuais de significância. Os resultados estão sintetizados na tabela 1, abaixo.

Tabela 1–Teste de raiz unitária das variáveis utilizadas no modelo de equilíbrio geral de preços, produtos e taxas de juros.

VARIÁVEL	TESTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO
π_t	-3,1622* (0,0268)
\tilde{Y}_t	-2,4061 (0.0167)
$\pi_{t+1,t}^E$	-3,2621* (0.0209)
$\Pi_{LP,t}^E$	-2,1632 (0.0304)
dp_t^e	-6,6112 (0.0000)
dp_t^a	-2,2211 (0.0264)
$\tilde{Y}_{t+1,t}^E$	-4.8036 (0.0000)
$\tilde{Y}_{LP,t}^E$	-2.7404 (0.0068)
$(\rho_t - \bar{\rho})$	-4.6182 (0.0000)
\tilde{t}_t	-3.4911 (0.0007)

Fonte: elaboração própria.

Nota: *Testes feitos com intercepto. O p-valor entre parênteses. Vale ressaltar que a hipótese nula dos testes ADF é de que as séries possuem raiz unitária.

1.4 Resultados

As equações do modelo descrito foram estimadas por MQO-HAC, que é um estimador consistente na presença de heterocedasticidade e autocorrelação. As equações do modelo estão sintetizadas a seguir:

$$\pi_t = \lambda \tilde{Y}_t + \gamma_f \pi_{t+1,t}^E + \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_a dp_t^a + \gamma_e dp_t^e \quad (1.2)$$

$$\pi_{t+1,t}^E = \mu [\alpha^\pi \Pi_{LP,t}^E + \alpha^y \tilde{Y}_{t+1,t}^E] + (1 - \mu) \pi_{t,t-1}^E \quad (1.4)$$

$$\tilde{Y}_t = u_y \tilde{Y}_{t+1,t}^E - u_\rho (\rho_t - \bar{\rho}) \quad (1.5)$$

$$\tilde{Y}_{t+1,t}^E = w_y [u_{ey} \tilde{Y}_{LP,t}^E - u_{e\rho} (\rho_t - \bar{\rho})] + (1 - w_y) \tilde{Y}_{t,t-1}^E \quad (1.6)$$

$$\tilde{t}_t = a \tilde{t}_{t-1} + (1 - a) [\beta_\pi (\pi_{t+1,t}^E - \Pi_{LP,t}^E) + \beta_y \tilde{Y}_{t+1,t}^E] \quad (1.7)$$

Os resultados¹⁵ da estimação da curva de Phillips Novo Keynesiana aumentada estão resumidos na equação abaixo,

$$\pi_t = -0,02 \tilde{Y}_t + 0,35 \pi_{t+1,t}^E + 0,22 \pi_{t-1} + 0,35 dp_t^a + 0,04 dp_t^e \quad (1.2.a)$$

(0,5238) (0,0001) (0,0002) (0,0000) (0,0000)

$$R^2 = 0,85$$

Verifica-se que a reação da inflação corrente em relação a sua expectativa de pesquisa é maior do que a do componente de inércia (inflação passada), sendo o valor do coeficiente estimado da primeira igual a 0,35, enquanto a segunda tem seu parâmetro igual a 0,22. Assim, além de a variável do relatório Focus ser significativa para explicar a inflação, ela tem um impacto superior a variável da expectativa *backing-looking*.

Vale ressaltar que, mesmo em um cenário em que se espera um valor elevado para o parâmetro da inflação inercial, que é o caso do Brasil dada a hiperinflação que devastou a economia brasileira desde os anos oitenta até começo dos anos 1990, a inclusão de defasagens adicionais enfraquece a significância estatística e o valor do parâmetro do comportamento *backward-looking* dos agentes econômicos.

Nunes e Portugal (2009) investigam a condução das políticas monetárias

¹⁵ A apresentação dos resultados em tabela está no apêndice B desta tese.

brasileiras no pós-metas de inflação, através de um modelo DSGE com uma Curva de Phillips Novo Keynesiano (2000:1-2008:4). Os autores reportam um coeficiente de expectativa racional, 0,74, próximo à soma dos parâmetros das expectativas adaptativa e de pesquisa, 0,57, estimados neste trabalho.

Geralmente, a variável do hiato do produto não é uma proxy interessante na representação da variável de ciclo econômico, pois, por vezes, o parâmetro apresenta sinal não coerente com a teoria econômica ou não significativo (AREOSA e MEDEIROS, 2007; SACHSIDA, RIBEIRO e dos SANTOS, 2009; ARRUDA, FERREIRA e CASTELAR, 2011 e ARRUDA, OLIVEIRA e CASTELAR, 2017). Como evidenciado em muitos trabalhos, o desvio do produto em relação ao seu valor potencial não apresentou significância na descrição da dinâmica inflacionária. No entanto, o uso dessa *proxy* deu-se pelo fato de o relatório Focus não conter em sua cartela de expectativas uma série que possa representar informações sobre desemprego, que é mais interessante para representar o custo marginal das empresas na curva de Phillips.

No que tange à equação da expectativa de inflação de curto prazo, os coeficientes de expectativa de ciclo econômico são significantes, contudo, a questão do sinal do parâmetro não coerente com a teoria econômica é verificada. Enquanto, o parâmetro do valor esperado do hiato do produto é estatisticamente significativo e negativo, a sua defasagem apresenta um coeficiente igual significativo e positivo. Vale destacar que, como a curva de Phillips mostra um *trade-off* de curto prazo entre inflação e desemprego, espera-se uma relação direta da primeira com a variável de ciclo.

$$\pi_{t+1,t}^E = 1,78\Pi_{LP,t-1}^E - 0,66\Pi_{LP,t}^E + 0,02\tilde{Y}_{t,t-1}^E - 0,02\tilde{Y}_{t+1,t}^E - 0,08\pi_{t,t-1}^E \quad (1.4.a)$$

(0,0002) (0,0774) (0,0041) (0,0256) (0,3758)

$$R^2 = 0,76$$

Em relação à expectativa de longo prazo da inflação, ela apresenta maior efeito sobre a variável dependente quando comparada com a expectativa de hiato do produto e a defasagem da expectativa da inflação, ambas de curto prazo. A soma dos coeficientes de longo prazo da equação é igual a 1,12.

Na equação IS, o coeficiente da expectativa de ciclo econômico, igual a 0,22, é estatisticamente significativo e coerente com a teoria. O efeito da defasagem

do hiato do produto (0,76) sobre a variável dependente é maior do que a sua expectativa. Esse resultado mostra que, ao contrário da dinâmica da inflação, há um comportamento mais *backward-looking* na produção. Ou seja, para a tomada de decisão de produção corrente, leva-se em consideração mais o passado recente da economia do que a expectativa sobre a produção futura. A expectativa de longo prazo da taxa de juros apresenta coeficiente significativo e igual a -0,67, logo, à medida que a previsão da Selic aumenta, a atividade econômica reduz.

$$\tilde{Y}_t = 0,22\tilde{Y}_{t+1,t}^E - 0,67(\rho_t - \bar{\rho}) + 0,76\tilde{Y}_{t-1} \quad (1.5.a)$$

(0,0126) (0,0249) (0,0000)

$$R^2 = 0,84$$

O próximo passo é estimar a equação da expectativa de hiato do produto de curto prazo como função de sua expectativa de longo prazo e dos desvios da expectativa da taxa de juros real em relação ao seu valor natural. Assim como na equação do hiato do produto corrente, o coeficiente da taxa de juros é significativo e negativo (-1,55). Os demais parâmetros também se mostraram estatisticamente significantes e positivos, e a expectativa de ciclo de curto prazo (0,61) teve maior peso que a de longo (0,37).

$$\tilde{Y}_{t+1,t}^E = 0,37\tilde{Y}_{LP,t}^E - 1,55(\rho_t - \bar{\rho}) + 0,61\tilde{Y}_{t,t-1}^E \quad (1.6.a)$$

(0,0553) (0,0048) (0,0000)

$$R^2 = 0,72$$

Na regra de Taylor, todos os coeficientes apresentam significância estatística e sinal coerente com a teoria.

$$\tilde{i}_t = 0,91\tilde{i}_{t-1} + 0,14(\pi_{t+1,t}^E - \Pi_{LP,t}^E) + 0,03\tilde{Y}_{t,t-1}^E \quad (1.7.a)$$

(0,0000) (0,0436) (0,0469)

$$R^2 = 0,74$$

A inclusão da taxa de juros defasada capta o comportamento de ajuste gradual (suavização) desse instrumento por parte do Banco Central. Sin e Gaglianone (2006) através de um DSGE, utilizando dados brasileiros, reportam um valor de 0,84

para esse parâmetro. Os autores verificam também que, no longo prazo, a autoridade monetária está mais preocupada com a inflação do que com o hiato do produto, dado que se deparam com parâmetros iguais a 1,33 e 0,13, respectivamente.

Furlani (2008) também estimam um DSGE com uma equação da reação do Banco Central baseada em Gali e Monacelli (2005). Os autores encontram um valor de 0,87¹⁶ para o coeficiente da taxa de juros defasada e parâmetros elevados para a reação da autoridade monetária aos movimentos da inflação, hiato do produto e taxa de câmbio, 4,18, 5,87 e 4,57¹⁷, nessa ordem¹⁸.

No entanto, Silveira (2008) usa informações para o Brasil no período de 1999T3 a 2005T3 e reporta valores de 0,59 para o coeficiente autoregressivo dos juros e coeficientes das variáveis de inflação e de hiato do produto em torno de 1,05 e 0,82, respectivamente.

Nunes e Portugal (2009) estimam um modelo DSGE para seis diferentes períodos com uma regra de Taylor clássica, entre 2000:T1-2008:T4. Em seus resultados, encontrou-se que a proxy para inflação apresentou um coeficiente, 1,64, um valor superior aos desvios da expectativa de inflação em relação à meta inflacionária, descrita nesta análise. Vale ressaltar que, em seu estudo, os autores não levam em consideração as defasagens da taxa de juros.

As estimativas do Samba¹⁹ de Castro *et al.* (2011) apontam um grau relativamente elevado da suavização da taxa de juros, com média igual a 0,79, e uma resposta alta da política monetária aos movimentos da inflação, 2,43. Já a reação do Banco Central ao coeficiente do desvio do produto em relação ao seu valor potencial foi baixa, 0,16.

Utilizando dados trimestrais, entre 1999 a 2015, Costa, Porto Junior e Almeida (2017) estimam um modelo DSGE-VAR e apresentam os valores 0,36, 0,50 e 1,17 para os parâmetros das variáveis de taxa de juros defasada, ciclo econômico e inflação, respectivamente. Para os autores, a autoridade monetária brasileira está mais interessada com a estabilização da inflação.

¹⁶ Para a função de reação do Bacen restrita. Para equação irrestrita, o valor do parâmetro foi igual a 0,52.

¹⁷ Por imporem distribuições *a priori* com médias relativamente elevadas ($\mu = 5$), os resultados encontrados pelos autores são superiores aos obtidos nos modelos DSGE nacionais.

¹⁸ Para equação irrestrita, o valor dos parâmetros foram iguais a 4,68, 5,10 e 4,75 para inflação, hiato do produto e taxa de câmbio, respectivamente.

¹⁹ Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach.

Quadro 2- A regra de Taylor, a partir da estimação de modelos DSGE, para o Brasil.

Autores	Suavização	Inflação	Ciclo econômico	Taxa de câmbio	Amosta
Sin e Gaglianone (2006)	0,84	1,33	0,13		1992T3 - 2005T2
Furlani (2008)	0,87	4,18	5,87	4,57	2000T1 - 2007T3
Silveira (2008)	0,59	1,05	0,82		1999T3 - 2005T3
Nunes e Portugal (2009)		1,64	1,04		2000T1- 2008T4
Castro <i>et al.</i> (2011)	0,79	2,43	0,16		1999T3 - 2010T2
Costa, Porto Junior e Almeida (2017)	0,36	1,17	0,50		1999T2 - 2015T3

Fonte: Elaboração própria.

O quadro 2, apresentado acima, oferece uma síntese dos principais resultados para a regra de Taylor, a partir da estimação de modelos DSGE, da literatura brasileira. Nesse sentido, a partir da estimação da equação (1.7) consegue-se descrever o comportamento mais anti-inflacionária da autoridade monetária, dado que ela reage mais fortemente aos desvios da inflação (0,14) do que ao produto (0,03). Como descrito por outros autores, o Bacen tende a gerar uma trajetória suave para a taxa de juros (0,91).

1.5 Considerações finais

Com base em um modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral²⁰,

²⁰ No Brasil, a partir de Gouvea *et al.* (2008), desenvolveu-se o Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach (SAMBA), que é um modelo de uma pequena economia aberta para o Brasil que ficou popular na literatura nacional.

estimaram-se regressões microfundamentadas que incluem *proxies* de expectativas baseadas em pesquisas do relatório Focus, com o objetivo de substituir as variáveis de expectativas racionais, comumente empregadas nos modelos DSGE. Essa troca deu-se com o objetivo de tentar eliminar os problemas de instrumentos fracos, frequentemente encontrados em modelos de expectativas racionais. Além disso, pretendeu-se utilizar um dos métodos de análise de regressão mais importantes e propagados, o Mínimos Quadrados Ordinários²¹, o que facilita o processo de estimação.

Nesse modelo de equilíbrio geral de preços, produtos e taxas de juros, utilizaram-se dados trimestrais de 2002:01 a 2018:04. A partir dos resultados, é possível inferir que as variáveis de previsões de pesquisa, tanto de longo como curto prazo, podem ser utilizadas para descrever a dinâmica das variáveis macroeconômicas ao longo do período analisado.

A estrutura do modelo permite afirmar se existe uma diminuição na dependência de variáveis macroeconômicas em relação às suas defasagens, caso esta tenha um valor inferior quando comparada com a previsão de pesquisa da variável. Para a curva de Phillips, o valor do parâmetro da expectativa de pesquisa foi superior ao da expectativa adaptativa, enquanto, para a curva IS, o contrário ocorreu.

Vale destacar que, quando a taxa de juros corrente alcança um patamar acima do seu valor de longo prazo, a consequência é um efeito negativo sobre o hiato do produto e sobre sua expectativa de curto prazo, sendo o valor absoluto desta maior do que o da variável corrente. Nesse sentido, dado que o principal instrumento de política monetária para o combate da inflação no Brasil é a taxa de juros, esse modelo apresenta que, à medida que o valor corrente dessa variável fica acima do seu valor de longo prazo, pode-se esperar uma diminuição da inflação, mas o custo de tal ação é um menor crescimento econômico. Além disso, esse *trade-off* é mais percebido nas expectativas do ciclo do produto do que em relação ao seu valor corrente.

Em relação à variável de taxa de juros, percebeu-se que a condução da política monetária brasileira, durante o período de 2002 – 2018, seguiu conforme uma regra de Taylor, ou seja, a variável supracitada foi estabelecida com o objetivo de manter o nível de inflação em torno de sua meta e o crescimento da economia próximo ao seu produto potencial. Além disso, percebe-se um comportamento de ajuste

²¹ MQO-HAC, que é um estimador consistente na presença de heterocedasticidade e autocorrelação.

gradual por parte do Banco Central. Assim, a autoridade monetária segue uma política anti-inflacionária, reage ao produto, além de gerar uma trajetória suave para a taxa de juros para o período, como descrito por outros autores.

2 MUDANÇAS NA CONDUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE UTILIZANDO O *DYNAMIC MODEL AVERAGING* (DMA)

2.1 Introdução

A eliminação da âncora cambial e a adoção de metas para inflação, a partir de 1999, modificaram a forma como a política monetária brasileira era conduzida. Com a adesão desse sistema, a fonte de estabilização dos preços da economia brasileira, com o intuito de impedir o retorno da hiperinflação que devastou o país desde os anos 1980 até o começo dos anos 1990, seria guiada pela âncora nominal.

Nesse sistema, o cerne da política monetária fundamenta-se na divulgação de meta específica para a inflação, com o objetivo de ancorar as expectativas dos agentes econômicos. Desse modo, no regime amplamente difundido durante a década de 1990 pelos países que buscavam a estabilidade dos preços, pressupõe-se que os Bancos Centrais devem operar de forma a manter suas credibilidades. Logo, a confiança na autoridade monetária pelos agentes econômicos provém de seu comprometimento com a meta anunciada.

Dito isto, a escolha entre uma gestão de política monetária discricionária ou regrada está no centro da discussão que permeia o sistema de metas de inflação. Para Kydland e Prescott (1977), a autoridade monetária deve seguir alguma regra de política para direcionar seu comportamento. A justificativa para tal está no fato de esse gerenciamento apresentar maior consistência entre a política atual e futura.

No entanto, em uma política puramente discricionária, os seus instrumentos são determinados a partir do zero a cada período, sem a existência de uma ligação com o comportamento futuro da autoridade monetária. Logo, nesta gestão, o Banco Central estaria propenso a aderir táticas de surpresas inflacionárias, o que poderia resultar simplesmente na perda de credibilidade e em persistência inflacionária.

Barro e Gordon (1994) enaltecem que políticas monetárias adotadas que não alcançam seus objetivos resultam em custos à implementação de novas políticas. Isso ocorre pelo fato de que os formuladores destas atuam em um jogo em que os agentes econômicos são racionais. Desse modo, se a autoridade monetária trapacear, o custo da inflação seria reduzido no primeiro momento, mas a perda de credibilidade resultaria em custos maiores posteriormente, pois os agentes não podem ser enganados continuamente. Logo, os custos da inflação são maiores em uma política

discricionária quando comparados a uma política regrada. Por esse ângulo, o comportamento da autoridade monetária deve ser sistemático e transparente para que possa ser crível e repercutir sobre as expectativas.

Autores como Mendonça (2002, 2004), Sicsú (2002) e Mendonça e Santos (2006) mostram que a credibilidade da autoridade monetária afeta o poder preditivo dos agentes econômicos e que boa parte da inércia da inflação é resultado da perda de reputação do governo em virtude do não cumprimento das regras previamente firmadas com os agentes. Consequentemente, no cenário econômico, com a adesão de um regime de metas inflacionárias, conjectura-se que o Banco Central do Brasil se comporte de acordo com uma regra de política.

Por conseguinte, a análise da função de reação do Banco Central do Brasil vem sendo alvo de vários estudos (ANDRADE e DIVINO, 2001; POLICANO e BUENO, 2006; TEIXEIRA, DIAS e DIAS, 2010; OLIVEIRA *et al.*, 2013), e uma ferramenta bastante difundida entre esses trabalhos é a regra de Taylor (1993). De acordo com esse modelo, a taxa de juros pode ser estabelecida com o objetivo de manter o nível de inflação (possivelmente em torno de sua meta) e/ou o crescimento da economia próximo ao seu produto potencial. No entanto, a regra passou por modificações ao longo do tempo, sendo acrescentadas em sua formulação a taxa de câmbio e as expectativas dos agentes (JUDD e RUDEBUSH, 1998; CLARIDA, GALÍ e GERTLER, 2000; MINELLA *et al.*, 2003; ARAGÓN e MEDEIROS, 2015).

Na literatura nacional, assim como na internacional, vários estudos buscam indicar quais variáveis devem estar presentes na especificação dessa regra para melhor descrever a dinâmica da trajetória da taxa básica de juros. Em outras palavras, os autores divergem sobre quais variáveis da especificação de Taylor é mais importante para descrever a dinâmica da Selic ao longo do tempo.

Minella *et al* (2003) expõem que a credibilidade da autoridade monetária é fortemente afetada pelos parâmetros da política monetária, daí a necessidade de estudar quais os coeficientes da regra de Taylor mais impactam a condução da taxa de juros e se sua importância muda ao longo do tempo.

Isto posto, o objetivo desse trabalho é estimar uma regra de Taylor para o Brasil, permitindo não apenas mudanças estruturais como em Huang e Shen (2002), Boivin (2005), Aragón e Medeiros (2014), que usam modelos com parâmetros variantes no tempo. Nesse trabalho, considera-se também a incerteza sobre a especificação do modelo ao longo do tempo. Ou seja, a metodologia utilizada permite

que as variáveis, inclusas na equação da regra de Taylor, mudem no tempo, à medida que se modifica o cenário econômico ou as preferências dos formuladores de política.

Para tal investigação, utilizou-se a estratégia econométrica baseada no *Dynamic Model Averaging* (DMA), desenvolvida por Raftery *et al.* (2010), que se adequa perfeitamente ao propósito desta pesquisa. Esta ferramenta proporciona que o modelo de previsão da taxa de juros mude ao longo do tempo e, simultaneamente, possibilita que os coeficientes da regra de Taylor alterem-se com o tempo.

Além dessa introdução, o presente estudo possui mais cinco seções. Na seção seguinte, apresentam-se os aspectos teóricos sobre a regra de Taylor e o modelo de parâmetros variando no tempo. A seção 3 reserva-se à análise e à discussão da base de dados. A seguir, apresenta-se o *Dynamic Model Averaging* (DMA). Na seção 5, procede-se à análise e à discussão dos resultados. Por fim, são tecidas as considerações finais da pesquisa.

2.2 Revisão de literatura

2.2.1 Regras de Taylor

Conforme Beju e Ciupac-Ulici (1993), a regra de Taylor cumpre bem o papel de descrever a função de reação do Banco Central. Esta afirmativa decorre tanto pela capacidade dessa regra em descrever bem as ações da autoridade monetária, quanto pela simplicidade de seu manejo nos modelos econômicos. Taylor (1993) sugere a seguinte regra de política para o *Federal Reserve System* (Fed), na qual a fixação da taxa de juros é:

$$i_t = 2 + \pi_t + 0,5(\pi_t - 2) + 0,5 \tilde{y}_t \quad (2.1)$$

$$\tilde{y}_t = y_t - \bar{y}_t \quad (2.2)$$

onde i_t é a taxa dos fundos federais, π_t a taxa de inflação nos quatros trimestres anteriores e \tilde{y} é o hiato do produto²². Como visto na equação, Taylor assumiu que a

²² Desvios do produto corrente em relação a seu valor potencial, sendo este construído a partir do filtro de Hodrick e Prescott.

meta inflacionária²³ de pleno emprego seria igual a 2, enquanto a constante “2” é a aproximação para taxa de juros real média de longo prazo. Assim, se a inflação subir um ponto além da meta, a autoridade monetária reagiria a essa mudança aumentando a taxa de juros em 1,5 pontos. Nesse contexto, a forma geral desse tipo de função de reação pode ter a seguinte especificação:

$$i_t = i_{lp} + \pi_t + \theta_\pi(\pi_t - \pi_t^*) + \theta_y \tilde{y}_t + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

em que θ_π e θ_y são os parâmetros que mensuram a reação da taxa de juros à inflação e à produção, respectivamente. Logo, para um cenário econômico em que os parâmetros do hiato do produto e dos desvios da inflação em relação a sua meta são grandes, tem-se que a regra de política monetária responde fortemente ao excesso de inflação e às expansões econômicas. No entanto, nos casos em que θ_π é maior que θ_y , tem-se que os formuladores de política estão preocupados em utilizar mais a taxa de juros para alinhar a inflação do que o nível de atividade econômica.

De acordo com Judd e Rudebush (1998), os Bancos Centrais podem não responder instantaneamente e reagir a valores defasados dos regressores da função de reação. Os autores também consideram a possibilidade de instabilidade nos parâmetros da regra, ao dividirem a amostra para três diferentes presidentes do Fed²⁴, com o objetivo de estimar a equação da condução da política monetária americana

Para acomodar os efeitos das expectativas futura dos agentes econômicos e um possível comportamento de suavização da taxa de juros por parte dos formadores de política, Clarida, Galí e Gertler (2000) reescrevem essa regra de política monetária adicionando componentes de expectativas racionais e de defasagens da taxa de juros. Assim, o caso especial da regra de Taylor assumiria a seguinte forma:

$$i_t = \gamma i_{t-1} + (1 - \gamma)(\beta_0 i_{lp} + \beta_1 (E_t \pi_{t+j} - \pi_t^*) + \beta_2 E_t \tilde{y}_{t+j}) + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

Os parâmetros β_1 e β_2 medem a resposta de longo prazo à inflação e ao hiato do produto, respectivamente. As respostas de curto prazo podem ser encontradas através de $\rho = (1 - \gamma)\beta_i$, para $i = 0,1,2$. O ajuste gradual da taxa de

²³ $(\pi_t - \pi^*) = (\pi_t - 2)$

²⁴ Fazem uso de informações entre 1970–1997.

juros corrente em relação a sua meta estabelecida pelo banco Central é dado por γ .

Em complemento, Taylor (2001) declara que, mesmo que a função de reação do Banco Central não se baseie na taxa de câmbio, esta tem um efeito indireto sobre a variável dependente da regra, resultado da inércia e das expectativas racionais.

Ao avaliar os desafios enfrentados pelo regime de metas para inflação no Brasil, Minella *et al.* (2003) usam uma regra de Taylor adicionada de uma variável que capta as variações do câmbio. Dito isto, a presente tese propõe-se a estimar uma função de reação do Banco Central do Brasil, com parâmetros variando no tempo, baseado na seguinte equação:

$$i_t = \gamma i_{t-1} + (1 - \gamma) [i_{lp} + \beta_1 (E_t \pi_{t+j} - \pi_t^*) + \beta_2 E_t \tilde{y}_{t+j} + \beta_3 \Delta e_{t-1}] + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

em que Δe_{t-1} é a variação da taxa de câmbio nominal.

2.2.2 Evidências Empíricas da Regra de Taylor para o Brasil

Muitos autores investigam a condução da política monetária brasileira baseada em alguma função de reação do tipo Taylor. Essa subseção é destinada à apresentação de algumas evidências empíricas na literatura a respeito da adequação desse arcabouço teórico aos dados da economia brasileira.

Dentre esses trabalhos, o de Andrade e Divino (2001) usam informações mensais entre 1994 e 1999 para averiguar as regras ótimas para a política monetária brasileira após a implementação do Plano Real. Eles concluem que a função de reação se mostra pouco sensível a inflação, enquanto o parâmetro do hiato do produto apresenta valor elevado. Ou seja, para o período estudado, a autoridade monetária pareceu priorizar a estabilidade do produto ao invés da estabilidade da inflação.

Para informações de período semelhante (1995.07 – 2002.12), Minella *et al.* (2003) mostram que o Banco Central do Brasil formulou suas expectativas de forma *forward-looking*. Ou seja, eles estabelecem que a autoridade monetária reagiu fortemente às expectativas de inflação, afirmativa que é consistente com o quadro de metas para inflação.

No entanto, Modenesi (2011) afirma que a política de estabilidade dos

preços brasileiros provocou um alto custo a sociedade, ao estimar uma regra de Taylor usando dados entre 2000 e 2007. Para o autor, a autoridade monetária deveria ter aplicado uma política monetária mais flexível, ou seja, diminuir o peso de componentes autorregressivos e o valor da taxa básica de juros de equilíbrio.

Para Curado e Dezordi (2004) o modelo de Taylor tradicional não se adequa aos dados brasileiros para o período de 1999 a 2002. Segundo os autores, é necessária a incorporação de defasagens do hiato do produto a modelagem clássica da regra.

Para os trimestres de 2000:1 a 2008:4, Nunes e Portugal (2009) estimam um modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral (DSGE), incorporando uma função de reação do tipo Taylor. Os autores reportam que, durante o período de 2000 a 2008, a autoridade monetária brasileira segue uma política ativa, ou seja, com foco na estabilidade dos preços.

Oliveira *et. al.* (2013) investigam a existência de mudança estrutural na função de reação do tipo Taylor, para o período de 2000 a 2011. Eles mostram que, desde a adoção de metas para inflação, os coeficientes da regra de política monetária não permanecem constantes, sendo tomadas atitudes fortes no sentido de controlar a inflação. Ademais, os autores atestam que o Bacen foi mais sensível à expectativa inflacionária em relação à sua meta do que ao hiato do produto.

Teixeira, Dias e Dias (2010) estimam uma função de reação do tipo Taylor, a partir de um modelo de vetores autoregressivos (VAR), para a economia brasileira entre 2001 e 2008. Os autores investigam a existência de um efeito calendário²⁵ na condução da política. Para tal, estimam uma especificação da regra²⁶ em que a variação da taxa básica de juros é função da diferença móvel da expectativa do IPCA do mercado em relação à meta inflacionária (*proxy* para o efeito calendário), ao valor corrente e à expectativa do hiato do produto. Eles concluem que, de forma singela, a taxa de juros é influenciada pelo efeito calendário. Em conformidade com outros estudos, a Selic reage fortemente aos movimentos futuros de expectativa inflacionária e ao hiato do produto.

Com o mesmo propósito, Fenolio (2007) estima uma regra de Taylor

²⁵ Como a política monetária possui uma defasagem temporal sobre as expectativas dos agentes, a definição da taxa de juros leva em consideração as expectativas de inflação seis meses à frente (TEIXEIRA, DIAS e DIAS, 2010).

²⁶ $i_t = \alpha + \beta(\text{LOGMEDIANA}) + \gamma(\text{DGAPIB}) + \delta(\text{EXPGAP})$.

expandida com variáveis eleitorais, para o período entre 2000 e 2006. Para o autor, o Bacen tem operado com independência desde a implementação do regime para metas, uma vez que seus resultados não encontram evidências que a condução da política monetária tenha sido manipulada com fins eleitorais.

Utilizando dados mensais entre 1999 e 2003, Gomes e Holland (2003)²⁷ verificam qual a relação entre uma função de reação do tipo Taylor e a dívida pública do país. Os resultados encontrados sustentam a descrição dos autores de que a autoridade monetária consegue reduzir a inflação e provocar o crescimento do PIB ao aumentar a taxa básica de juros. Entretanto, os impactos ficam amortizados pelo aumento da razão dívida/PIB. Logo, a autoridade monetária brasileira deveria levar em consideração a composição dessa relação ao conduzir sua política monetária.

Mendonça, Dezordi e Curado (2005) analisam o ajustamento da regra na determinação da taxa de juros após o regime de metas. Os pesquisadores não encontram significância na resposta da taxa Selic aos desvios da inflação e do produto, para o período de 07:1999 a 12:2003. No entanto, verificam forte indícios que a variável dependente estivesse sendo operada para equilibrar o balanço de pagamentos.

Supondo que tanto a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo e a meta de inflação variam no tempo, Soares e Barbosa (2006) sugerem que as variações da taxa de câmbio real corrente e defasada são estatisticamente significantes na estimação da função de reação da autoridade monetária, que tem como base a regra de Taylor, para o período de 2000:05 a 2005:10.

A partir de um modelo DSGE, Ferreira (2015) constata que, para dados trimestrais, para o período de 2000:1 a 2012:2, a regra de Taylor confirma a tendência da autoridade monetária brasileira assumir uma postura anti-inflacionária, e que a volatilidade do câmbio é um fator auxiliar na condução da política monetária nacional.

Supondo que os parâmetros da função de reação mudaram no primeiro mandato do governo Dilma e que a taxa natural de juros da economia brasileira variou ao longo do tempo, Barbosa, Camêlo e João (2016) investigam uma função de reação nacional, para o período 2003-2015. Os resultados encontrados pelos autores revelam que as variáveis usuais e a variação da taxa de câmbio foram significantes para o período analisado. Principalmente, eles encontram evidências de que, durante o

²⁷ Estimaram a função reação a partir de Vetores Autoregressivos.

primeiro governo de Dilma Roussef, o Banco Central teve um comportamento mais tolerante do que em todos os outros anos analisados, o que pode ser entendido como uma das razões da inflação ter alcançado patamares próximos ou acima da meta a partir de 2011.

Através de modelos com mudanças markovianas, Cortes e Paiva (2017) argumentam que a credibilidade da autoridade monetária foi colocada em perigo com a alteração do Conselho do Banco Central do Brasil em 2011. Em sua análise empírica, os autores encontram evidências que mostraram que o Bacen adotou um regime de política monetária mais frouxo durante o primeiro mandato da presidente Dilma, o que contribuiu para a deterioração das expectativas e da inflação.

Silva (2019) descreve a dinâmica da taxa de juros natural brasileira para o período relativo ao Tripé Macroeconômico e a Nova Matriz Econômica (2001:3 – 2018:1). Os resultados encontrados no estudo corroboram com a suposição de que a autoridade monetária brasileira reduziu a taxa real de juros aquém de seu nível natural, entre o início de 2011 e meados de 2013, o que provocou pressão inflacionária nos anos seguintes.

A exposição acima revela uma certa polaridade sobre a melhor especificação da regra de Taylor. No entanto, é evidente que a condução da política monetária, a partir da implementação de metas para inflação, adotou um papel mais voltado para a estabilização dos preços. Contudo, essa política monetária ativa é claramente deixada de lado a partir de 2011.

2.2.3 Modelo de Parâmetros Variando no Tempo

A regra de política monetária tem como base as preferências dos formuladores de políticas. Desse modo, a tomada de decisão do Bacen altera-se à medida que mudanças ocorrem no cenário econômico. Logo, os parâmetros da função de reação do Banco Central estão sujeitos a alterações, resultado da natureza mutável do comportamento da autoridade monetária e dos objetivos da política econômica.

Conforme Yüksel, Metin-Ozcan e Hatipoglu (2013), existem alguns trabalhos dedicados a descrever a mudança da condução da política monetária, a partir de modelos de parâmetros variando no tempo. A estimação desses modelos se dá por vários métodos, tais como análise de subamostra, método dos momentos

generalizados (GMM), mínimos quadrados ordinários (OLS), estimação por máxima verossimilhança (MLE), vetores autorregressivos (VAR) e o filtro de Kalman.

Ao estimarem funções de reação para subperíodos, que compreendem o mandato de diferentes presidentes do Fed, Judd e Rudebusch (1998) encontram evidências de que os parâmetros da regra de Taylor mudam para cada subamostra analisada. Desse modo, indicam que a trajetória da condução da política monetária altera-se ao longo do tempo. Kim e Nelson (2006) estimam uma regra de Taylor através de um modelo com TVP e reportam uma divisão na história da política monetária dos EUA em três períodos na amostra utilizada.

Elkhoury (2006) também usa um modelo de regra de política monetária com parâmetros variando no tempo para dados da Suíça. Segundo o autor, esse tipo de modelo cria mais incerteza na regra do que um com os parâmetros fixos. Esse elemento de insegurança pode ser decomposto em dois componentes, uma parcela oriunda dos parâmetros variáveis no tempo e a outra relacionada ao choque monetário. Ele conclui que os coeficientes da regra de Taylor variam no tempo, e a incerteza associada à regra de política dava-se, essencialmente, devido à mudança dos coeficientes ao longo do tempo.

Através de um vetor autoregressivo com parâmetros variantes no tempo (TVP-VAR), Nakajima, Kasuya e Watanabe (2011) estimam uma função de reação para a economia japonesa. Eles determinam que, durante o período de 1981 a 2008, existiu uma estrutura de política monetária variável no tempo. Através de uma metodologia similar, Mesonnier e Renne (2007) mostram que também há instabilidade nos parâmetros da regra de Taylor e, portanto, na estimativa da taxa natural de juros na zona do euro.

Para o Brasil, Teles e Brundo (2006) estimam a função de reação do Bacen a partir de uma abordagem bayesiana, baseada em simulações de Monte Carlo via Cadeias de Markov, e de um modelo *probit* ordenado dinâmico. Com a estrutura de parâmetros variando no tempo, eles encontraram um aumento significativo do coeficiente de reação da taxa de juros à inflação, no período do governo Lula.

Utilizando a mesma simulação e um modelo estrutural de vetores autorregressivos, Balbino, Colla e Teles (2011) descrevem que as respostas dos juros a uma variação da inflação estão muito acima de um, para o período pós-crise de 2008, enquanto a reação da taxa de juros à inflação manteve-se abaixo do necessário para estabilizar a inflação no início do regime de metas para inflação, em especial no

período 1999-2001.

Policano e Bueno (2006) utilizam um modelo de TVP para a função de reação do Banco Central do Brasil. A conclusão é que os coeficientes variam ao longo do tempo. Eles afirmam que se pode dividir a dinâmica da definição da taxa básica de juros em duas fases, para o período analisado. À medida que de 1995 - 1999²⁸ a taxa Selic reagiu fortemente ao hiato do produto e a variação das reservas cambiais, de 1999 a 2006 a taxa básica de juros reagiu principalmente às expectativas de inflação.

Nesse contexto, uma contribuição interessante à literatura de política monetária é a estimação de uma regra de Taylor para o Brasil, considerando-se a incerteza sobre a especificação do modelo ao longo do tempo. Ou seja, a proposta de que as variáveis, inclusas na equação da regra, mudem no tempo, à medida que se modifica o cenário econômico ou as preferências dos formuladores de política, utilizando a estratégia econométrica baseada no *Dynamic Model Averaging* (DMA), desenvolvida por Raftery *et al.* (2010), é muito válida.

2.3 Dados e aspectos metodológicos

2.3.1 Fonte dos Dados

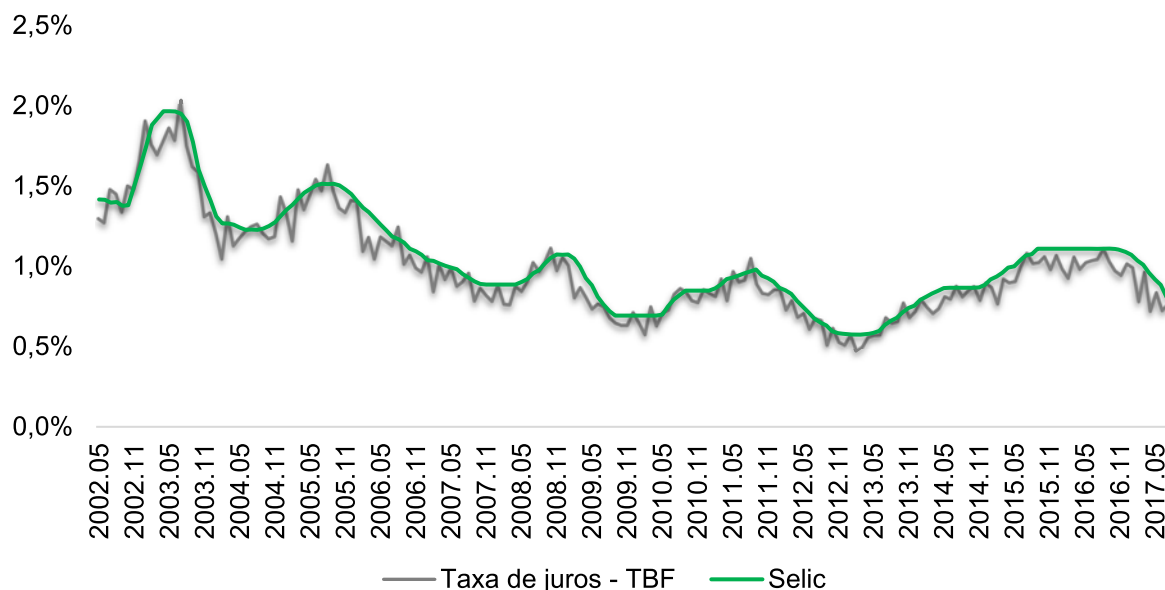
Com o objetivo de averiguar a condução da política monetária adotada na economia brasileira, aplicou-se o arcabouço teórico da regra de Taylor a dados mensais de maio de 2002 a outubro de 2017²⁹. As séries foram obtidas junto ao site do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e do Banco Central do Brasil (BACEN).

Em conformidade com a maioria dos trabalhos, utilizou-se a Selic, que é a taxa básica de juros da economia brasileira, para retratar a variável dependente da regra. Tendo sua meta definida pelo Comitê de Política Monetária (COPOM), essa proxy leva em consideração a estabilidade dos preços brasileiros e é referência para as demais taxas de juros do mercado financeiro.

²⁸ Período de câmbio fixo.

²⁹ O período analisado deu-se pela disponibilidade de informações da variável de expectativa.

Gráfico 1 - Evolução das taxas de juros brasileiras (2002-2017)



Fonte: Elaboração Própria.

Para exemplificar a característica descrita acima, o gráfico 1 mostra o comportamento da Selic³⁰ e da Taxa Básica Financeira (TBF)³¹, sendo esta a média das taxas de uma cesta de Certificados e Recibos de Depósitos Bancários escolhidos pelo governo³². Nele se pode visualizar que as duas variáveis seguem a mesma trajetória, corroborando com a afirmativa de que a Selic é uma taxa referência para as demais do mercado.

Em relação à trajetória das taxas de juros da economia brasileira, pode-se visualizar no gráfico acima a tendência de queda dessas variáveis até meados de 2013³³. A possível explicação desse resultado dar-se-á pelo aumento da credibilidade da economia brasileira perante o resto do mundo e pelo comportamento aceitável apresentado pela inflação brasileira até 2015.

No presente trabalho empírico, para a construção dos desvios da expectativa de inflação em relação à sua meta, utilizou-se a previsão da inflação desenvolvida pelo Banco Central do Brasil, assim como em Minella *et. al* (2003). Em relação à variável de meta inflacionária, obteve-se a série junto ao site do BACEN,

30 Calcularam-se as taxas equivalentes para obter os valores mensais.

31 Refere-se ao primeiro dia do mês.

32 Dado que a série da Taxa Referencial de Juros (TR) apresenta muitos valores nulos, empregou-se a Taxa Básica Financeira, mesmo processo de cálculo da TR, mas tem um redutor menor, para construção do gráfico.

33 Nesse ano, foi apontado o valor mínimo da Selic para o período, como é apresentado na tabela das estatísticas descritivas.

dado que, com a implementação do Sistema de Metas para inflação em 1999, o Conselho Monetário Nacional (CMN) começou a divulgar anualmente a meta e o intervalo de tolerância para o período, com o objetivo de ancorar as expectativas dos agentes econômicos.

O Índice de Produção Industrial, obtido a partir da Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), é usado para representar os ciclos da economia brasileira.

Por fim, a taxa de câmbio, que pode exercer papel importante no processo decisório da autoridade monetária, empregada neste exercício empírico, foi obtido no Sistema Gerenciador de Séries Temporais do BACEN.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na Regra de Taylor

VARIÁVEIS	MÉDIA	MEDIANA	MÁXIMO	MÍNIMO	DESVIO-PADRÃO	FONTE
Selic	13.57	12.31	26.32	7.11	4.55	BACEN
Metas para Inflação	4.46	4.50	5.50	3.50	0.40	BACEN
Expectativas de Inflação	5.52	5.48	13.24	3.40	1.48	BACEN
Taxa de Câmbio - R\$/US\$	2.32	2.21	3.91	1.56	0.57	BACEN
Produção Industrial - Índice	93.60	93.60	112.60	69.70	10.07	IBGE/PIM-PF

Fonte: Elaboração Própria.

A tabela 2 apresenta algumas estatísticas descritivas das variáveis empregadas à Regra de Taylor. Vale ressaltar que, inicialmente, todas as variáveis foram submetidas ao teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)³⁴ de raiz unitária e se mostraram estacionárias aos níveis usuais de significância. A tabela 3 resume os resultados encontrados para as séries usadas nesta tese.

³⁴ A hipótese nula do teste ADF é que as séries possuem raiz unitária.

Tabela 3 – Testes de raiz unitária das variáveis utilizadas na Regra de Taylor

Série	TESTE ADF							
	Intercepto				Intercepto e Tendência Linear			
	<i>t-Stat</i>	Prob.	Lag	Max Lag	<i>t-Stat</i>	Prob.	Lag	Max Lag
Selic	-2.673	0.081	1	12	-3.685	0.026	1	12
D_j	-3.274	0.018	1	12	-3.249	0.079	1	12
Produção Industrial - Índice	-4.224	0.001	3	12	-4.207	0.006	3	12
Taxa de Câmbio	-2.840	0.055	1	12	-3.179	0.092	1	12

Fonte: Elaboração Própria

Nota: A série D_j representa os desvios da expectativa de Inflação em relação à sua meta.

2.3.2 Dynamic Model Averaging

As técnicas de combinação de previsões e de modelos se proliferaram a partir do trabalho de Bates e Granger (1969). A ideia inicial consistia em adicionar uma variável por vez em um modelo que servia de base e em combinar suas previsões. Wrigth (2003) sugeriu utilizar uma distribuição posterior para fornecer os pesos de cada uma dessas previsões na combinação. Esse método é denominado de combinação de modelos bayesiano (*Bayesian model averaging* – BMA).

Mais recentemente Raefly, Madigan e Hoeting (1997) sugeriram um método baseado na escolha aleatória, para considerar a possibilidade de testar inúmeros subconjuntos de regressores nas combinações. Em Raftery *et al.* (2010), a técnica de combinação de modelos é ampliada para permitir que as variáveis e seus pesos na combinação mudem ao longo do tempo. Esse método é denominado de combinação dinâmica de modelos (*dynamic model averaging* – DMA), podendo ser representado da seguinte forma:

$$y_t = z_t \theta_t + \varepsilon_t \quad (2.6a)$$

$$\theta_{t+1} = \theta_t + \eta_t \quad (2.6b)$$

para $t = 1, \dots, T$. No caso da presente tese, y_t é a taxa básica de juros, z_t o vetor de variáveis explicativas da taxa Selic³⁵ e θ_t é vetor de coeficientes. Vale ressaltar $\varepsilon_t \stackrel{iid}{\sim} N(0, V_t)$ e $\eta_t \stackrel{iid}{\sim} N(0, W_t)$. As possíveis combinações desses regressores compõem k modelos (M_1, \dots, M_k) , formados a partir de subconjuntos das variáveis no vetor z_t . Esses modelos são representados como:

$$y_t = z_t^{(k)} \theta_t^{(k)} + \varepsilon_t^{(k)} \quad (2.7a)$$

$$\theta_{t+1}^{(k)} = \theta_t^{(k)} + \eta_t^{(k)} \quad (2.7b)$$

onde $\varepsilon_t^{(k)} \sim N(0, V_t^{(k)})$ e $\eta_t \sim N(0, W_t^{(k)})$. Seja L_t o indicador do modelo utilizado, ou seja, $L_t = k$ significa que o modelo k foi selecionado para prever a variável dependente, o *Dynamic Model Averaging* (DMA) calcula $\Pr(L_t = k | Y^{t-1})$, para $L_t = 1, \dots, k$ e $Y^{t-1} = \{y_1, \dots, y_{t-1}\}$. Ou seja, essa ferramenta computa a probabilidade de o modelo k poder ser usado para prever y_t , dado o conjunto informacional até $t - 1$. Essas probabilidades são obtidas de diversas formas. Uma delas é calcular o valor estimado ou previsto da variável dependente como:

$$\hat{y}_t = E(y_t | Y^{t-1}) = \sum_{k=1}^K \Pr(L_t = k | Y^{t-1}) z_t^{(k)} \hat{\theta}_{t-1}^{(k)} \quad (2.8)$$

O emprego do filtro de Kalman e da inferência bayesiana para computar grande número de parâmetros exige muito em termos computacionais. No entanto, Raftery *et al.* (2010) sugerem uma aproximação que tem vantagens em relação a modelos de estado-espço padrões. Segundo Koop e Korobilis (2012), essas aproximações são computacionalmente simples e parecem funcionar bem na prática. Esta estrutura envolve dois parâmetros, λ e α , chamados fatores de esquecimento e com valores levemente abaixo de um. Desse modo, o filtro de Kalman é aplicado para gerar:

³⁵ Incluindo o intercepto.

$$\theta_{t|t-1}^{(k)} = \theta_{t-1|t-1}^{(k)} \quad (2.9)$$

$$\sum_{t|t-1}^{(k)} = \lambda^{-1} \sum_{t-1|t-1}^{(k)} \quad \text{para } 0 < \lambda \leq 1 \quad (2.10)$$

onde $\sum_{t|t-1}^{(k)}$ é a matriz de variância-covariância de $\theta_{t-1}^{(k)}$, calculada como $W_t^{(k)} = (\lambda^{-1} - 1) \sum_{t-1|t-1}^{(k)}$. Essa forma de calcular a matriz de variância e covariância, que não necessita do uso dos algoritmos do filtro de Kalman nessa etapa, reduz o problema computacional. O parâmetro λ funciona como um dos fatores de esquecimento dessa abordagem. A outra etapa usual nos modelos de estado-espço (modelos com TVP) que usam o filtro de Kalman é a de atualização, na qual as inferências iniciais sobre os parâmetros do modelo são calculadas incluindo-se as informações do tempo t e ajustando o erro de previsão dos mesmos, através de:

$$\hat{\theta}_{t|t}^{(k)} = \hat{\theta}_{t|t-1}^{(k)} + \sum_{t|t-1}^{(k)} z_t^{(k)'} \left(V_t^{(k)} + z_t^{(k)} \sum_{t|t-1}^{(k)} z_t^{(k)'} \right)^{-1} (y_t - z_t^{(k)} \hat{\theta}_{t-1}^{(k)}) \quad (2.11)$$

$$\sum_{t|t}^{(k)} = \sum_{t|t-1}^{(k)} - \sum_{t|t-1}^{(k)} z_t^{(k)'} \left(V_t^{(k)} + z_t^{(k)} \sum_{t|t-1}^{(k)} z_t^{(k)'} \right)^{-1} z_t^{(k)} \sum_{t|t-1}^{(k)} \quad (2.12)$$

Seja $\tau_{t|t-1}$ a probabilidade que o modelo k seja selecionado no tempo t usando informações até o momento $t - 1$ mencionada anteriormente. Raftery *et al.* (2010) sugerem calcular essa probabilidade através de:

$$\tau_{t|t-1,k} = \frac{\tau_{t-1|t-1,k}^\alpha}{\sum_{l=1}^K \tau_{t-1|t-1,l}^\alpha} \quad \text{para } 0 < \alpha \leq 1 \quad (2.13)$$

sendo α o outro parâmetro de esquecimento com interpretação similar a λ . Com o emprego de α na equação de previsão do modelo, não existe a necessidade do uso de um algoritmo de Monte Carlo via Cadeias de Markov (MCMC) ou algo similar para estimar as probabilidades de transições entre modelos, utilizados por exemplo em modelo com mudanças de Markov. Nesse contexto, $\tau_{t|t,k}$ assume a forma:

$$\tau_{t|t,k} = \frac{\tau_{t|t-1,k} p_k(y_t|y^{t-1})}{\sum_{l=1}^K \tau_{t|t-1,l} p_l(y_t|y^{t-1})} \quad (2.14)$$

onde $p_l(y_t|y^{t-1})$ é a densidade preditiva para o modelo l valorada em y_t .

Nesta pesquisa, pressupõe-se para quaisquer modelos distribuições não informativas, ou seja, almeja-se que a informação dos dados seja dominante. Assim, faz-se que sejam igualmente prováveis, além de atribuir $\theta_0^{(k)} \sim N(0, 100I_{n_k})$, sendo n_k o número de variáveis no modelo k , como em Koop e Korobilis (2012).

2.4 Resultados

Para estimar uma função de reação do Banco Central, que considere a incerteza sobre qual a melhor especificação e as possíveis mudanças na condução da política monetária ao longo do tempo, estimou-se uma Regra de Taylor através da metodologia do *Dynamic Model Average* (DMA). Na versão da regra estimada, a taxa básica de juros é afetada pelos desvios da expectativa de inflação em relação à sua meta, pela produção em relação ao seu valor potencial e pela taxa de câmbio, assim como em Minella *et al.* (2003).

Como o objetivo do trabalho é verificar quais os fatores que influenciam a função de reação do Banco Central, além de verificar se esses elementos ou a sua importância mudam ao longo do tempo, empregou-se o DMA com um horizonte de previsão $h = 0$ e $\alpha = \lambda = 0,99^{36}$. Na estimação, empregaram-se duas defasagens da variável dependente, e os regressores serão incluídos ao modelo se exibirem probabilidade de inclusão superiores a $0,5^{37}$.

Conforme descrito ao longo do texto, a credibilidade dos formuladores de política afeta o poder preditivo dos agentes econômicos. A perda da confiança na autoridade monetária, devido ao não cumprimento das regras previamente firmadas, resulta em inércia inflacionária. Dessa forma, para a manutenção da estabilização dos preços de uma economia, é necessário delegar um agente econômico que mantenha a credibilidade nas regras monetárias. Nesse sentido, no quadro 2, há a exposição

³⁶ Conforme Raftery *et al.* (2010) e Koop e Korobilis (2012).

³⁷ Como em Koop e Korobilis (2012).

dos presidentes do Banco Central do Brasil e a descrição da política econômica, para o período analisado.

Quadro 3 – Descrição da política econômica (1999 – 2019)

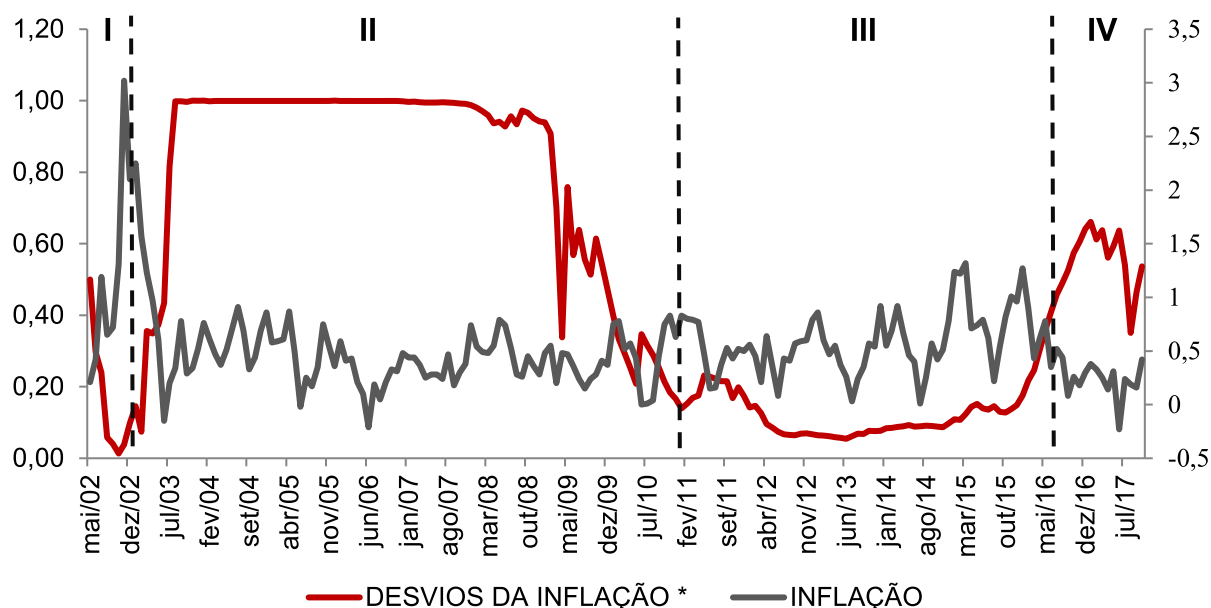
PERÍODO	PRESIDENTE DO BC	CONDUÇÃO DA POLÍTICA
I: 04/03/1999 – 01/01/2003	Arminio Fraga Neto	Política em consonância com metas para inflação, metas de superávit fiscal e câmbio flutuante.
II: 01/01/2003 – 01/01/2011	Henrique de Campos Meirelles	Política em consonância com metas para inflação, metas de superávit fiscal e câmbio flutuante. Forte incerteza dos agentes econômicos com a condução da política econômica, em 2003.
III: 01/01/2011 – 08/06/2016	Alexandre Antonio 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.
IV: 08/06/2016 – 27/02/2019	Ilan Goldfajn	Retomada da política baseada nas metas para inflação, metas de superávit fiscal e câmbio flutuante.

Fonte: Elaboração Própria

Dito isto, o gráfico 2 descreve a probabilidade de inclusão da variável de desvio de expectativa de inflação em relação à sua meta, no período que compreende os anos entre 2002 a 2017. Pode-se visualizar que, para o período entre 2003 a 2009, a autoridade monetária brasileira reagiu fortemente a essa variável. Segundo Gremaud, Vasconcellos e Toneto Jr. (2017), o início do ano de 2003 foi um período de

incerteza dos agentes econômicos com a condução da política econômica brasileira. Dessa forma, houve uma busca pela estabilização dos preços. Corroborando com esse resultado, Nunes e Portugal (2009) concluem que a autoridade monetária brasileira adotou uma política monetária ativa entre o período de 2003-2008. A adoção desse tipo de política refletiu sobre a inflação que se manteve ao redor de sua meta.

Gráfico 2 – Probabilidade de inclusão dos desvios da expectativa de inflação em relação à sua meta *versus* inflação medida pelo IPCA.



Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do DMA.

Nota: * Desvios da expectativa de inflação em relação à meta inflacionária

Vale ressaltar que, à medida que se aproximam as fronteiras entre os períodos, ou seja, quando ocorre a mudança do presidente do Banco Central, existe uma alteração na condução da política monetária em relação ao período anterior. Para o período II, a trajetória da taxa de juros está mais voltada para a estabilização dos preços, enquanto no intervalo III esse cenário altera-se. A mudança do período III para o IV representa a volta da política monetária mais direcionada ao controle da inflação, como pode ser visto na tabela 4.

Tabela 4 – Média da probabilidade de inclusão dos regressores, por período, na regra de Taylor

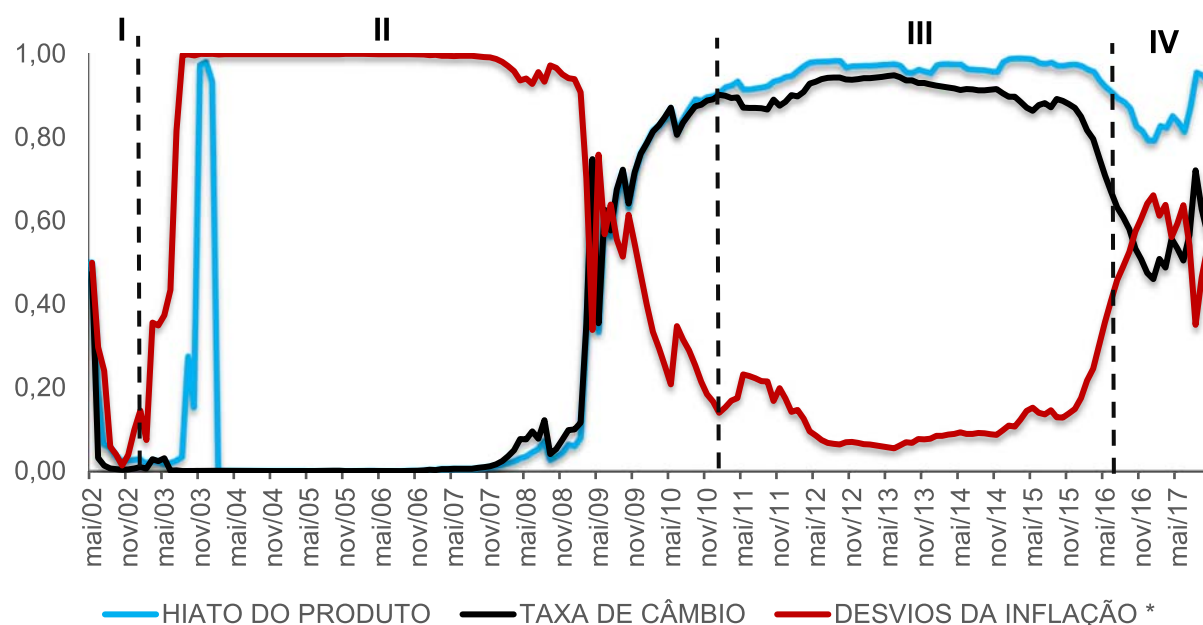
VARIÁVEL	PERÍODOS			
	I	II	III	IV
Desvios da Inflação*	0,1606 (0,1602)	0,8094 (0,2908)	0,1292 (0,0718)	0,5556 (0,0811)
Hiato do Produto	0,1189 (0,1546)	0,2134 (0,3405)	0,9593 (0,0226)	0,8572 (0,0511)
Taxa de Câmbio	0,0680 (0,1545)	0,1833 (0,3150)	0,8967 (0,0519)	0,5546 (0,0664)

Fonte: Elaboração Própria a partir dos resultados do DMA.

Nota: * Desvios da expectativa de inflação em relação à meta inflacionária. Desvio-padrão entre parênteses.

Em relação à inclusão do hiato do produto à regra, verificou-se uma probabilidade de inclusão superior a 0,5 a partir de 2009, como pode ser visto no gráfico 3. Conforme Lanzana (2017), os últimos anos de Henrique Meirelles a frente do Bacen foram assombrados pelos reflexos da crise financeira de 2008, o que desencadeou uma política de incentivo à demanda agregada com desoneração tributária de alguns setores, expansão dos gastos públicos e ampliação do crédito.

Gráfico 3 – Probabilidade de inclusão dos regressores, por período, na regra de Taylor.



Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do DMA.

Nota: * Desvios da expectativa de inflação em relação à meta inflacionária

Nesse sentido, é importante destacar os pontos de cruzamento entre as probabilidades de inclusão no gráfico 3, dado que representa uma mudança na

direção da política monetária brasileira, conseqüentemente, na indicação para escolha da melhor especificação da regra de Taylor. No primeiro ponto de interseção a ser destacado, que coincide com o período da crise financeira internacional de 2008, percebeu-se que os formuladores de política monetária parecem reagir fortemente ao hiato do produto e ser mais tolerantes à inflação. Esse comportamento vai de encontro com a atuação do Bacen no período anterior ao cruzamento. A política monetária mais frouxa se estendeu até o final do mandato de Alexandre Tombini à frente do Banco Central do Brasil. Essa mudança na presidência representa o segundo momento de encontro, em que as probabilidades de incorporação a regra de Taylor ficam próximas.

Silva (2019) observa que a taxa real de juros foi mantida abaixo de sua taxa natural entre o início de 2011 e meados de 2013. No entanto, após a perda de confiança dos agentes econômicos no conjunto de políticas econômicas adotadas a partir de 2011, que eram fundamentadas na intervenção governamental na economia e englobavam a combinação de uma política monetária mais tolerante com a inflação e política fiscal voltada para o investimento, elevação dos gastos, concessões de subsídios e intervenção nos preços, essas taxas voltam a se aproximar.

Para os períodos I e II, os modelos escolhidos para descrever a dinâmica da taxa de juros brasileira não levaram em consideração a taxa de câmbio na maior parte do tempo. A variável apresentou probabilidade, de incorporação à regra de Taylor, baixa ou igual a zero, com média igual 0,068 no período I e 0,183 no II. No entanto, a partir de 2008, os resultados mostram a necessidade de adição dessa variável à regra de Taylor.

2.5 Considerações Finais

Neste capítulo, analisou-se a regra de Taylor com parâmetros variando no tempo, a partir do *Dynamic Model Averaging* (DMA), para identificar possíveis mudanças na condução da política monetária brasileira no período de 2002-2017. Esta ferramenta proporcionou que o modelo de previsão da taxa de juros mudasse ao longo do tempo e, simultaneamente, possibilitou que os coeficientes da regra de Taylor se alterassem também a partir do filtro de Kalman.

As evidências encontradas sugerem que ocorreram mudanças na condução da política monetária brasileira para a amostra utilizada. Para o início do

período analisado, os formuladores de política monetária priorizaram a estabilização dos preços, no entanto esse cenário alterou-se com a crise internacional de 2008. Com a taxa de inflação batendo o teto da meta em 2011, o insucesso das políticas econômicas após a ascensão de Alexandre Tombini à presidência do Bacen e a recessão da economia brasileira a partir de 2014, a probabilidade de inclusão da inflação na regra de Taylor volta a apresentar valores acima de 0,5, em 2016.

A resposta da política ao hiato do produto apresentou probabilidade de inclusão superior a 0,5, para o período pós-crise de 2008. Logo, durante a implementação do conjunto de medidas fundamentadas na intervenção governamental na economia, que englobava a combinação de uma política monetária mais tolerante com a inflação e política fiscal voltada para o investimento, elevação dos gastos, concessões de subsídios e intervenção nos preços, a autoridade monetária pareceu priorizar a estabilidade do produto em vez da estabilidade da inflação. Um resultado parecido foi encontrado em relação à taxa de câmbio, ou seja, o Bacen não levou em conta os choques cambiais na sua função de reação até a crise financeira de 2008, fato que se alterou a partir desse ano.

Por fim, para o período posterior a 2016, as probabilidades de inclusão dos desvios da expectativa de inflação em relação à sua meta, do hiato do produto e da taxa de câmbio à regra normativa de Taylor apresentaram, em média, valores superiores a 0,5.

3 EFEITO SPILLOVER DA POLÍTICA MONETÁRIA E OS DESVIOS DA REGRA DE TAYLOR: UMA ANÁLISE COM MODELOS DE FATORES LATENTES

3.1 Introdução

Desde 1999, com a eliminação da âncora cambial, adota-se no Brasil um regime de metas para a inflação. Nesse contexto, a condução da taxa de política monetária passa a ter papel ainda mais significativo na manutenção da estabilidade dos preços, sendo este cenário necessário para o crescimento econômico e a estabilidade macroeconômica nacional. Nesse contexto, defende-se que uma política monetária sistemática e transparente pode exercer um importante impacto sobre a inflação e o desemprego, conseqüentemente podendo contribuir com a melhora na performance econômica do país.

Vale destacar que, um dos principais arcabouços teóricos à disposição dos Bancos Centrais ao redor do mundo, para definir o principal instrumento de política monetária, é a chamada Regra de Taylor (1993). Essa ferramenta, que inicialmente consistiu em descrever tanto a trajetória da taxa de juros a partir dos desvios da inflação corrente em relação à sua meta inflacionária quanto a diferença entre o crescimento de uma economia na correlação com seu produto potencial, tornou-se um indicador popular para análise da política monetária não só em economias avançadas, mas também em economias emergentes (EMEs).

Segundo Mundell (1963), em uma economia aberta, existe a impossibilidade de uma autoridade monetária eleger, conjuntamente, o sistema de taxa de câmbio fixo, a perfeita mobilidade de capitais e a independência da política monetária. Assim, apenas dois desses objetivos podem ser sustentados em um regime político estável. Em outras palavras, se um país visa a uma perfeita mobilidade de capital e vincula sua taxa de câmbio de forma permanente à economia de outro país, então, a taxa de juros doméstica tende a se aproximar da do país-base. Desse modo, à medida que algum Banco Central conduz sua política monetária conforme as ações de outras economias, haverá o efeito *spillover*. No caso dos países de mercado emergentes, é ainda mais importante o entendimento dos reflexos do trilema sobre o desempenho econômico, visto que essas economias apresentam sistemas

financeiros limitados e estão mais suscetíveis a choques externos.

Durante as décadas de 1980 e 1990, os ganhos da coordenação internacional da política monetária eram pequenos quando comparados com o simples ajuste da política doméstica, no entanto, a partir do século XXI esse cenário de equilíbrio internacional foi interrompido. Segundo Taylor (2013), houve uma onda de transbordamento de desvios das taxas de política monetária em relação a regras normativas, que se iniciaram por volta de 2003-2005. Esse período é caracterizado pela manutenção das taxas de juros americanas abaixo das indicadas por uma regra do tipo Taylor, o que teria resultado no que foi denominado como “o grande desvio”.

Nesse sentido, alguns trabalhos ressaltam que, durante a maior parte da primeira década desse século, as taxas de juros de política monetária apresentaram valores abaixo dos níveis implícitos de uma regra de Taylor, tanto para economias avançadas quanto para economias de mercados emergentes (AHRED, 2010; HOFMANN e BOGDANOVA, 2012; HOFMANN e TAKÁTS, 2015). Contudo, desvios grandes e persistentes tendem a contribuir para um acúmulo de desequilíbrios financeiros, o que poderia afetar de forma mais severa o segundo grupo de países. Daí a necessidade de identificá-los.

Associado a esse contexto, alguns autores analisaram a dinâmica da taxa de política monetária nacional e encontraram evidências que mostraram que o Bacen adotou um regime de política monetária mais frouxo, durante os anos finais da gestão de Henrique de Campos Meirelles e todo o mandato de Alexandre Antonio Tombini na presidência do Banco Central do Brasil (FERREIRA, 2015; BARBOSA, CAMÊLO e JOÃO, 2016; PAIVA, 2017; SILVA, 2019). Esse comportamento mais tolerante com a inflação pode ter resultado em uma taxa Selic abaixo do indicado por uma regra normativa, dado que a inflação alcançou patamares próximos ou acima da meta a partir de 2011.

Dito isto, a contribuição deste estudo é descrever como a taxa de política monetária brasileira desviou-se de uma regra normativa do tipo Taylor e apresentar uma análise de como os comovimentos de política monetária de outros Bancos Centrais afetaram essa diferença, para o período descrito como o grande desvio. Para a descrição do *spillover* de política monetária, utilizaram-se medidas de variáveis fatores, originadas pela decomposição de flutuações comuns entre as taxas de juros de curto prazo, modeladas a partir do modelo de fatores latentes dinâmicos com dois níveis, regional e global, como em Campos (2018).

Além dessas considerações introdutórias, o presente exercício empírico possui mais quatro seções. Na seção seguinte a esta, apresentam-se os aspectos bibliográficos sobre os desvios da taxa de política monetária em relação à regra de Taylor, o que ficou conhecido como “o grande desvio”, e descreve-se uma equação empírica para esses desvios. A seção 3 reserva-se à descrição da base de dados utilizada e da metodologia empregada. Em sequência, procede-se com a análise e a discussão sobre os resultados obtidos. Por fim, na última seção, são tecidas as considerações finais deste ensaio.

3.2 Referencial teórico

3.2.1 Desvios da Taxa de Política Monetária em Relação à Regra de Taylor: O Desvio Global.

Taylor (2012) descreve o “grande desvio” como um prolongado período, a partir dos anos 2000, no qual as taxas de política monetária estavam sistematicamente abaixo das taxas implícitas de regras que funcionaram bem nas décadas de 1980 e 1990, em várias economias avançadas. Segundo o autor, esse regime de política monetária mais acomodatória foi apontado como um dos fatores que provocaram os desequilíbrios financeiros que resultaram na crise global de 2008.

Ao analisarem o grau em que a política monetária americana se desvia de uma regra sistemática, Scott e Barari (2017)³⁸ afirmam que existiu um desvio significativo da política do *Federal Reserve Board* (Fed) nos anos anteriores do declínio do mercado imobiliário, confirmando que o Banco Central dos EUA apresentou um comportamento mais acomodatório de 2002 a 2006.

Madeira e Palma (2018), sustentados em um Modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral (DSGE), estimaram os desvios da taxa de fundos federais em relação à regra de Taylor, levando em consideração a endogeneidade do produto e da inflação às mudanças nas taxas de juros. Eles concluem que o Fed se desviou, de forma significativa, do que a regra de Taylor teria prescrito para o início do século XXI.

De acordo com Nikolsko-Rzhevskyy, Papell, Prodan (2019), entre 2000 e 2007, a política do Fed não pôde ser explicada por nenhuma variante da regra de

³⁸ O modelo é estimado usando filtro Kalman e métodos bayesianos.

Taylor, enquanto que, entre 2007 e 2015, a política foi consistente com uma regra em que a taxa de fundos federais não se ajustou à inflação, mas respondeu fortemente ao hiato do produto.

Nesse cenário, ao manterem as taxas de juros de curto prazo em níveis inferiores à de uma regra normativa por um longo período, a política monetária do Federal Reserve (Fed) pôde ter promovido uma bolha nos preços das habitações, além de incentivarem os agentes econômicos a investirem em ativos que apresentavam maior risco, à medida que estes buscavam maiores retornos, conforme Kahn (2010).

O trabalho de Taylor (2013) reforça que, conforme os modelos monetários de economia aberta com expectativas racionais e mobilidade de capital, as forças de arbitragem tendem a alinhar a taxa de retorno em diferentes moedas. Deste modo, durante o tempo em que o Banco Central americano mantém sua taxa de juros em um nível muito baixo, isso pode resultar em uma depreciação do dólar, à medida que os demais Bancos Centrais tendem a resistir a grandes apreciações de sua moeda respondendo com uma redução de suas taxas de juros.

Ahred (2010), baseado em dados de vinte países da OCDE³⁹ entre o período de 1985 a 2007, analisou a relação entre a política monetária e os excessos nos mercados financeiros e de ativos reais. O autor apresenta evidências sugerindo que os maiores desvios das taxas de política monetária no período estão associados ao acúmulo de desequilíbrios financeiros no mercado imobiliário e, em alguns casos, no mercado de crédito, além de encontrar embasamento para uma ligação da política monetária mais frouxa no período 2002-2005 dos países examinados com a extensão em que seus setores financeiros foram atingidos durante a crise global.

Çekin, Gupta e Olson (2020) utilizaram a curva de Taylor para medir os desvios da política monetária para o Reino Unido, Alemanha, França, Itália e Espanha entre o período 2000-2018. Os autores sugerem que os desvios no Reino Unido ocorreram principalmente em meio à crise financeira global e no período pós-Brexit, enquanto os membros da zona do euro sofreram desvios mais voláteis por volta de 2001, durante a crise financeira global e a crise da dívida soberana da zona do euro.

Baseado em informações de economias avançadas⁴⁰ e de mercados

³⁹ Estados Unidos, Canadá, Dinamarca, Noruega, Austrália, Portugal, Espanha, Grécia, Holanda, Itália, França, Irlanda, Finlândia, Suíça, Reino Unido, Japão, Bélgica, Alemanha, Nova Zelândia e Suécia.

⁴⁰ Austrália, Canadá, Dinamarca, Zona do Euro, Japão, Nova Zelândia, Noruega, Suécia, Suíça, Reino

emergentes⁴¹ e utilizando como base a regra de Taylor tradicional, Hofmman e Bogdanova (2012) descrevem que, na maior parte do período, a partir dos anos 2000, as taxas de políticas globais ficaram abaixo dos níveis indicados pela regra de Taylor. Esse fenômeno, que os autores descreveram como o desvio global, foi mitigado por um curto período de 2009. No entanto, os desvios da taxa de política em relação à regra só voltaram a apresentar uma tendência de diminuição a partir de 2012.

Vale ressaltar que, ao investigarem se a política monetária americana se desviou da regra de Taylor entre o período de 1965 a 2013, Nikolsko-Rzhevskyy, Papell e Prodan (2014) encontraram uma era discricionária de 2001 a 2013 e fizeram inferência sobre o desempenho econômico nesse contexto. Os autores calcularam várias funções de perda e atestam que a performance econômica é melhor durante épocas baseadas em regras. Desse modo, eles descrevem evidências de que o desempenho econômico seria melhor em momentos de baixo desvio do que em períodos de alto desvio, não importando se a regra de Taylor utilizada é baseada em uma versão original ou numa modificação.

Ao investigarem a existência de *spillovers* de política monetária, Hofmann e Takáts (2015) estimaram várias versões da regra de Taylor, incluindo uma equação que caracteriza os desvios de política monetária, a partir de um painel de efeitos fixos com 30 economias de mercados emergentes e avançadas no pós-2000. Eles descrevem a existência de repercussões de política monetária significativas dos Estados Unidos para as EMEs e economias avançadas menores em todas as especificações.

Beckmann, Belke e Dreger (2017) analisaram a relação entre os desvios da taxa de política em relação aos níveis da regra de Taylor e o *spillovers* de política internacional para os EUA, Japão, Reino Unido e Zona do Euro. Eles afirmam que os desvios tiveram um aumento significativo após a virada do século e que a inclusão de uma variável que capte o *spillovers* de política em uma dinâmica não linear da regra melhora o poder explicativo das funções de reação, resultando em desvios menores.

Nesse contexto, a análise de como os comovimentos de política monetária de outros Bancos Centrais, utilizando fatores latentes para a modelagem destes, afetam os desvios da taxa de política em relação a uma regra normativa de Taylor

Unido e Estados Unidos.

⁴¹ Argentina, Brasil, China, Taipé Chinês, República Tcheca, RAE de Hong Kong, Hungria, Índia, Indonésia, Coreia, Malásia, México, Peru, Polônia, Cingapura, África do Sul e Tailândia.

para o Brasil é uma contribuição interessante à literatura de política monetária nacional.

3.2.2 Descrição da Equação Empírica de Desvios

A regra de Taylor (1993) origina-se da ideia de que os Bancos Centrais ao redor do mundo visam a estabilizar a inflação próximo à sua meta e ao nível de produção ao redor do seu produto potencial. A equação que descreve a escolha da taxa de política monetária pode ter a seguinte especificação:

$$i_t^{Taylor} = i_{lp} + \pi_t + 1,5(\pi_t - \pi_t^*) + 0,5\tilde{y}_t \quad (3.1.a)$$

onde i_t^{Taylor} é a taxa de juros dos fundos federais segundo Taylor, i_{lp} uma taxa de juros de equilíbrio, π_t a taxa de inflação, π_t^* a meta inflacionária e \tilde{y} é o hiato do produto⁴², onde i_{lp} é a taxa de juros de longo prazo, π_t^* a meta inflacionária, π_t a inflação e \tilde{y}_t o hiato do produto, construído a partir do filtro de Hodrick-Prescott (HP). Taylor sugere os valores de 1,5 e 0,5 para os parâmetros que representam os desvios da inflação em relação à sua meta e da produção em relação ao seu nível potencial, respectivamente, para o *Federal Reserve System* (Fed). O autor também assumiu que a meta inflacionária de pleno emprego seria igual a 2, assim como a aproximação da taxa de juros real média de longo prazo⁴³.

Nesse contexto, Hoffmann e Bogdanova (2012), utilizando dados para economias avançadas e de mercados emergentes, estimaram os parâmetros do desvio da inflação em relação à sua meta e do hiato do produto, empregando diferentes medidas⁴⁴ para o período entre 1995 e 2012. Para as EMEs, os autores encontraram o valor de 1,3 para as respostas das taxas de políticas aos desvios da produção em relação ao seu produto potencial e de 1,5 para o parâmetro estimado da reação a inflação.

⁴² Desvios do produto corrente em relação a seu valor potencial, sendo construído a partir do filtro de Hodrick e Prescott.

⁴³ $i_t^{Taylor} = 2 + \pi_t + 0,5(\pi_t - 2) + 0,5\tilde{y}_t$

⁴⁴ Os autores consideraram quatro medidas diferentes de inflação e três medidas de hiato do produto para EMEs e quatro para economias avançadas. No geral, foram doze combinações possíveis de inflação hiato do produto para EMEs e dezesseis combinações para economias avançadas.

Desse modo, para a construção dos desvios da taxa de política em relação a uma regra normativa de Taylor, utilizaram-se duas especificações: uma levando em consideração os parâmetros tradicionais da regra de Taylor e outra com os parâmetros estimados de Hoffmann e Bogdanova (2012) para as economias de mercado emergente. Desse modo, tem-se também:

$$i_t^{Taylor} = i_{lp} + \pi_t + 1,5(\pi_t - \pi_t^*) + 1,3\tilde{y}_t \quad (3.1.b)$$

Nessa conjuntura, a forma geral da função de reação da autoridade monetária é descrita conforme:

$$i_t = i_{lp} + \pi_t + \theta_\pi(\pi_t - \pi_t^*) + \theta_y\tilde{y}_t + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

Ou seja, enquanto um coeficiente de reação à inflação, θ_π , maior descreve que as taxas de juros reais respondam de maneira estabilizadora as pressões inflacionárias, um valor elevado para θ_y representa a preocupação dos formuladores de política monetária em alinhar o nível de atividade econômica. Ao longo das últimas décadas, esse arcabouço tornou-se um dos principais alvos dos estudos relacionados à literatura sobre política monetária. Muitas são as estimações de funções de reações de Bancos Centrais ao redor do mundo que seguem uma regra normativa do tipo Taylor.

Nesse contexto, no início desse século muitos trabalhos descreveram como as taxas de política monetária desviaram-se dos níveis da taxa de Taylor, o que pôde ser apontado como um fator decisivo na crise financeira global de 2008. Segundo Scott e Barari (2017), é predominante na literatura definir esses desvios da regra de política escolhendo-se livremente valores para os coeficientes de regra e medindo a diferença entre a regra e os dados realizados.

Assim, supondo que as taxas de política das economias podem ser descritas a partir da regra normativa de Taylor, é possível se obterem os desvios da política monetária ao se diminuir a equação (3.1) de (3.2). Desse modo, tem-se que:

$$i_t - i_t^{Taylor} = \varepsilon_t \quad (3.3)$$

Alguns estudos analisaram a relação entre os desvios da taxa de política

no que concerne aos níveis da regra de Taylor e o *spillovers* da política internacional para o período do desvio global, e descrevem como os comovimentos da política monetária internacional podem retratar esse fenômeno (HOFMANN e TAKÁTS, 2015; BECKMANN, BELKE e DREGER, 2017). Vale ressaltar também que há evidências empíricas de que os comovimentos da política monetária podem influenciar a regra de Taylor (CANOVA, 2005; MOON e PERRON, 2007; LINDENBERG e WESTERMANN, 2012; BYRNE *et al.*, 2012; HENRIKSEN *et al.*, 2013; AROURI *et al.*, 2013; CHATTERJEE, 2016; TAKÁTS e VELA, 2014). Por essas razões, para tentar explicar os desvios da taxa de juros em relação à regra de Taylor, incluíram-se fatores comuns em (3.3). Assim,

$$i_t - i_t^{Taylor} = \beta_1 f_t^W + \beta_2 f_t^{AL} + \beta_3 f_t^{AN} + \beta_4 f_t^A + \beta_5 f_t^E + \beta_0 f_t^{OC} + u_t \quad (3.4)$$

onde $i_t - i_t^{Taylor}$ é a diferença entre a taxa de política monetária e a taxa do tipo Taylor, f_t^W é a medida de flutuação global e f_t^{AL} , f_t^{AN} , f_t^A , f_t^E e f_t^{OC} são os fatores regionais da América Latina, América do Norte, Ásia, Europa e Oceania, respectivamente. Isto significa dizer que essas variáveis fatores são originadas pela decomposição de flutuações comuns entre as taxas de juros⁴⁵ de curto prazo, modeladas a partir do modelo de fatores latentes dinâmicos com dois níveis, regional e global, como em Campos (2018). A forma funcional é dada por:

$$\Delta r_{i,t} = \lambda_i^G f_t^G + \lambda_i^R f_{j,t}^R + \varepsilon_{i,t} \quad (3.5)$$

sendo $\Delta r_{i,t}$ a variação da taxa de juros do i –ésimo país no período t , f_t^G o fator global que reflete as flutuações comuns entre as variações das 29 taxas de juros levadas em consideração, $f_{j,t}^R$ retrata as flutuações comuns para cada grupo de países que compõem uma das $j = 1, 2, \dots, 5$ regiões⁴⁶ e $\varepsilon_{i,t}$ é o termo do erro da i –ésima unidade, com $E(\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{k,t-s}) = 0$ para $i \neq k$, que descreve as interferências puramente nacionais ou erros de medidas. Supõe-se que os fatores f_t^G e $f_{j,t}^R$ seguem um processo autorregressivo de ordem 2⁴⁷ e $\varepsilon_{i,t}$ exibe uma distribuição

⁴⁵ Dada a presença de raiz unitária em alguns países e a suposição de estacionaridade requerida pelo modelo de fatores, preferiu-se utilizar a primeira diferença desta variável.

⁴⁶ Levaram-se em consideração as características geográficas e econômicas para englobar os países por região.

⁴⁷ Os termos de erros desses processos seguem uma distribuição normal e não apresentam

normal, além de poder apresentar algum padrão de correlação serial⁴⁸. Vale destacar que os erros desses processos não são correlacionados contemporaneamente em todos os seus *lags* e *leads*.

Para a estimação desses fatores, procedeu-se conforme a abordagem bayesiana elaborada por Otkrok e Whiteman (1998) e Kose *et al.* (2003). Nesse sentido, tem-se que, na equação (3.5), as distribuições *a priori* das cargas dos fatores seguem uma distribuição normal multivariada e para as variâncias dos termos dos erros seguem uma distribuição gama inversa⁴⁹, assim:

$$(\lambda_i^G \lambda_i^R) \sim N(0, I_2) \quad (3.6)$$

$$(\rho_{i,1}, \dots, \rho_{i,p})' \sim N(0, \text{diag} (1 \ 0,5 \ \dots \ 0,5^{p-1})) \quad (3.7)$$

$$(\rho_1^G, \dots, \rho_q^G)' \sim N(0, \text{diag} (1 \ 0,5 \ \dots \ 0,5^{q-1})) \quad (3.8)$$

$$(\rho_{j,1}^R, \dots, \rho_{j,q}^R)' \sim N(0, \text{diag} (1 \ 0,5 \ \dots \ 0,5^{q-1})) \quad (3.9)$$

Em complemento, Taylor (2001) declara que, mesmo que a função de reação do Banco Central não se baseie na taxa de câmbio, esta tem um efeito indireto sobre a variável dependente da regra, resultado da inércia e das expectativas racionais. Dito isto, uma das variáveis que poderiam estar omitidas em u_t seria a taxa de câmbio, dada que não foi incluída na construção da variável de desvio. Ou seja, tem-se que a equação a ser estimada é dada por:

$$\begin{aligned} i_t - i_t^{Taylor} = & \beta_0 + \beta_1 f_t^W + \beta_2 f_t^{AL} + \beta_3 f_t^{AN} + \beta_4 f_t^A + \beta_5 f_t^E + \beta_0 f_t^{OC} \\ & + \Delta e_t + \epsilon_t \end{aligned} \quad (3.14)$$

onde Δe_t é a variação em doze meses da taxa de câmbio nominal R\$/US\$.

3.3 Fonte dos dados

Com o intuito de examinar se os desvios da taxa de política monetária

correlação serial.

⁴⁸ A ordem do processo autorregressivo do erro idiossincrático também foi 2.

⁴⁹ $\sigma_i^2 \sim IG(6, 0.001)$.

brasileira em relação ao nível de uma regra de Taylor podem ser explicados por *spillovers* de política internacional, estimou-se uma equação de desvios com variáveis latentes como regressores e empregou-se dados mensais de janeiro de 2002 a fevereiro de 2017. A descrição das variáveis empregadas neste exercício empírico está retratada no quadro 3.

Quadro 4 - Descrição das variáveis utilizadas na estimação da equação de desvios de política monetária.

VARIÁVEL	PROXY	FONTE
i_t	Taxa de juros	BCB-Demab
i_{lp}	Taxa de juros de longo prazo	BCB-Demab
π_t	Inflação IPCA	IBGE/SNIPC
π_t^*	Meta inflacionária	BCB
\tilde{y}_t	Hiato do produto	IPEA
Δe_t	Variação da taxa de câmbio	BIS
f_t^i	Variáveis fatores globais e regionais	IFS-IMF

Fonte: elaboração própria.

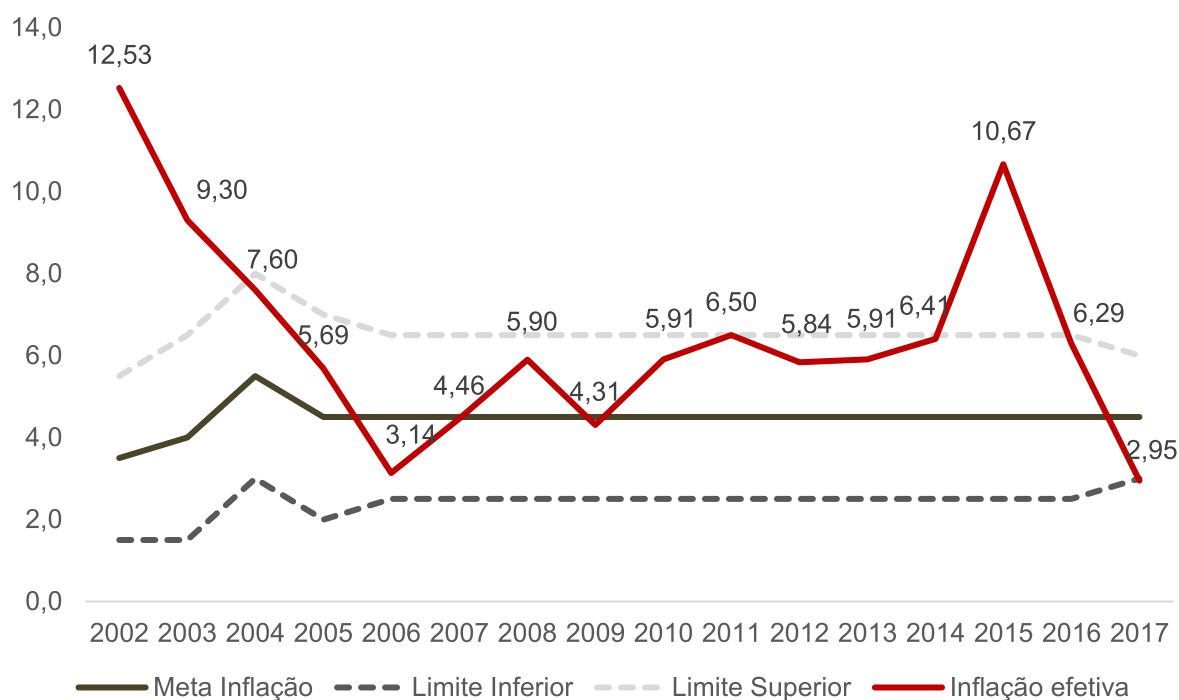
Para construção da variável explicativa, usou-se a taxa referencial do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic) para títulos federais, obtida junto ao Banco Central do Brasil, como *proxy* para a taxa de juros da política monetária. A escolha dessa medida deu-se por ter representatividade para a economia brasileira e por ser a mais empregada nos estudos aplicados para o Brasil.

Em relação ao segundo componente dos desvios, a taxa de juros do nível de Taylor, utilizou-se uma medida de taxa de juros de equilíbrio, de taxa de inflação, de meta inflacionária e de hiato do produto para sua composição. Para a primeira variável, empregou-se a taxa de juros de longo prazo do Departamento de Operações de Mercado Aberto (Demab) do BCB como *proxy*.

O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo⁵⁰ (IPCA) foi usado para a medição da inflação, por ser considerado o termômetro oficial da inflação no país e o mais presente em exercícios empíricos que descrevem a dinâmica da economia brasileira⁵¹. As informações para essa variável foram obtidas junto ao banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA), tendo como fonte o Sistema Nacional de Preços ao Consumidor (SNIPC) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

A meta inflacionária foi obtida junto ao site do BACEN. Com a implementação do Sistema de Metas para inflação em 1999, o Conselho Monetário Nacional (CMN) começou a divulgar anualmente a meta e o intervalo de tolerância para o período, com o objetivo de ancorar as expectativas dos agentes econômicos. No gráfico 4, pode-se visualizar a trajetória da inflação em torno de sua meta.

Gráfico 4 – Evolução da inflação medida pelo IPCA (2002-2017).



Fonte: Elaboração Própria.

O hiato do produto, que representa a medida de ciclo econômico deste trabalho, corresponde à diferença percentual entre o produto efetivo e o potencial. Os

⁵⁰ A população-objetivo do IPCA abrange as famílias com rendimentos mensais compreendidos entre um e quarenta salários-mínimos para qualquer fonte de rendimentos, incluindo residentes nas áreas urbanas das regiões metropolitanas.

⁵¹ Tais como Schwartzman (2006), Areosa e Medeiros (2007), Mendonça, Sachsida e Medrano (2012).

dados da produção nacional tiveram como fonte o Banco Central do Brasil, e, para construção do valor potencial, aplicou-se o filtro de Hodrick-Prescott (HP). Vale destacar que essa metodologia é condizente com a teoria e os trabalhos que compõem a literatura da regra de Taylor.

Em relação aos regressores da equação, para as variáveis de fatores comuns⁵², empregaram-se as taxas de juros do mercado monetário de 28 países⁵³, mais a taxa interbancária praticada na Zona do Euro, EURIBOR. No contexto do fator global, todas as taxas foram incorporadas para a construção de f_t^W . Enquanto, no caso das variáveis regionais, agregaram-se as taxas de juros em cinco regiões econômica-geográficas⁵⁴ como em Kose *et al.* (2003), Neely e Rapach (2011) e Campos (2018). Os dados utilizados foram obtidos nas Estatísticas Financeiras Internacionais do Fundo Monetário Internacional (IFS – IMF).

Além das variáveis de comovimentos, uma medida de câmbio compõe o grupo de variáveis explicativas da equação dos desvios, dada a importância do efeito desse tipo de variável na regra de Taylor. Essa *proxy* é calculada a partir da variação em 12 meses da taxa de câmbio nominal R\$/US\$ em $t - 1$, construída a partir de dados do Bank for International Settlements (BIS).

Tabela 5 - Teste de raiz unitária das variáveis empregadas na equação dos desvios de política monetária. (continuação)

VARIÁVEL	TESTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO
$i_t - i_t^{Taylor 1}$	-5,8965 (0,0000)
$i_t - i_t^{Taylor 2}$	-5,7643 (0,0000)
f_t^W	-6,1035 (0,0000)
f_t^{AL}	-9,3167 (0,0000)
f_t^{AN}	-3,6821 (0,0051)
f_t^A	-15,1023 (0,0000)

⁵² Para informações adicionais sobre variáveis latentes, cf. Campos (2018).

⁵³ O Brasil foi eliminado da amostra.

⁵⁴ América do Norte, América Latina, Europa, Ásia e Oceania.

Tabela 5 - Teste de raiz unitária das variáveis empregadas na equação dos desvios de política monetária. (continuação)

VARIÁVEL	TESTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO
f_t^E	-7,4598 (0,0000)
f_t^{OC}	-4.1529 (0,0010)
Δe_t	-2,7059 (0,0751)

Fonte: elaboração própria.

Nota: Todos os testes foram feitos apenas com o intercepto. O p-valor entre parênteses. Vale ressaltar que a hipótese nula dos testes ADF é de que as séries possuem raiz unitária.

É importante ressaltar que um dos pressupostos para a realização de análise de séries temporais é que os processos sejam estacionários. Desse modo, inicialmente, todas as variáveis foram submetidas ao teste de Dickey-Fuller aumentado de raiz unitária e se mostraram estacionárias aos níveis usuais de significância. Os resultados estão sintetizados na tabela 5, acima.

3.4 Resultados

Empregando-se dados mensais (2002.01-2017.02) buscaram-se averiguar se os desvios da taxa de política monetária brasileira em relação ao nível de uma regra de Taylor podem ser explicados por *spillovers*, para tal se utilizaram duas especificações do modelo apresentado na equação (3.14). A diferença entre as modelagens reside na forma de se calcular a variável dependente. Assim, duas alternativas da regra de Taylor, com diferentes valores para os parâmetros da equação foram utilizados.

Na primeira regra (Regra de Taylor I), levaram-se em consideração os valores tradicionais dos parâmetros descritos por Taylor (1993) e apresentados na equação abaixo. O resultado foi denominado de i_t^{Taylor}

$$i_t^{Taylor} = i_{lp} + \pi_t + 1,5(\pi_t - \pi_t^*) + 0,5\tilde{y}_t \quad (3.1.a)$$

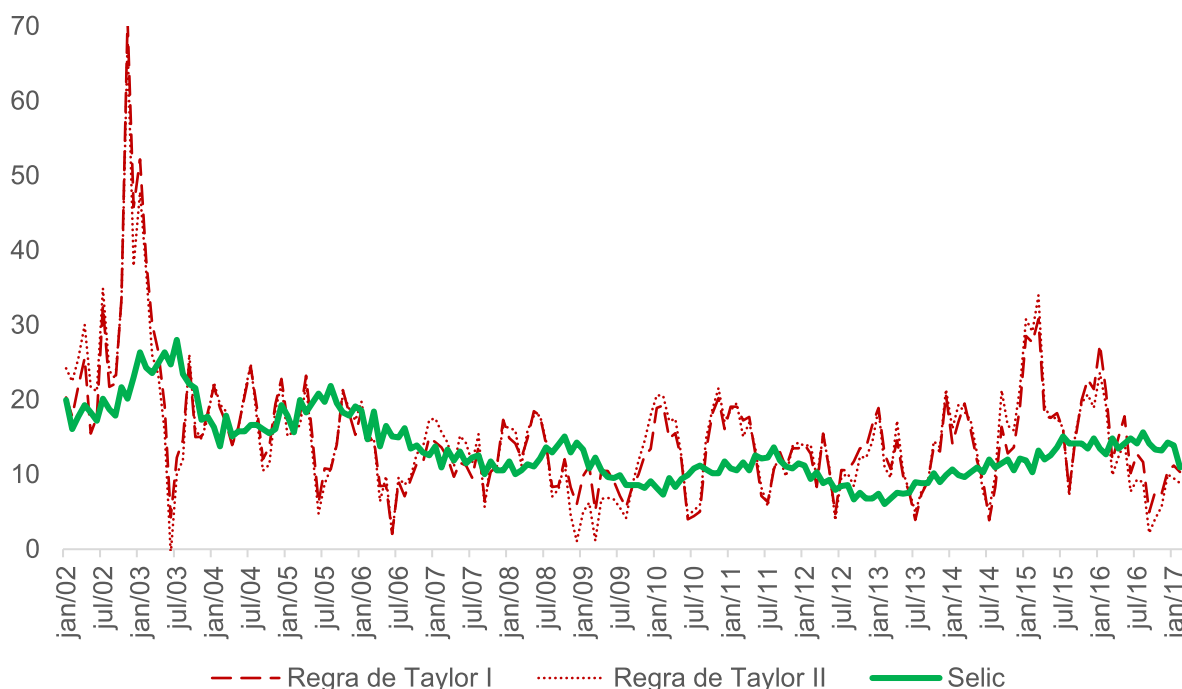
A outra variante (Regra de Taylor II) apresentada na equação (3.1.b) foi

baseada em Hoffmann e Bogdanova (2012) e denominada de $i_t^{Taylor'}$. Vale ressaltar que a escolha dos parâmetros da segunda especificação deu-se pela análise mais profunda e completa sobre os desvios, que foi realizada pelos autores supracitados.

$$i_t^{Taylor'} = i_{lp} + \pi_t + 1,5(\pi_t - \pi_t^*) + 1,3\tilde{y}_t \quad (3.1.b)$$

O gráfico 5 descreve a trajetória da Selic em torno das duas regras de Taylor utilizadas neste exercício. No início da série, é visualizada a instabilidade do cenário econômico nacional durante a campanha eleitoral de 2002, ano em que a inflação alcançou um patamar muito acima do teto da meta, resultado das incertezas quanto ao curso da política econômica a partir de 2003. Para o período entre 2003 a 2007, a taxa de política monetária brasileira manteve-se muito próxima ou acima das taxas desenhadas a partir da regra de Taylor. Enquanto, para o intervalo de 2007 a 2015, pode-se perceber um acentuado desvio negativo entre as taxas, que somente é amenizado durante a crise financeira de 2008 e a partir de 2016.

Gráfico 5 - Evolução da Selic em torno dos valores de Regras de Taylor (2002-2017).



Fonte: Elaboração Própria.

Nota: A regra de Taylor I foi construída com os parâmetros tradicionais, enquanto a regra de Taylor II foi desenhada com valores de 1,5 para o coeficiente de reação a inflação e de 1,3 para as respostas das taxas de políticas aos desvios da produção em relação ao seu produto potencial.

Após a construção das duas variáveis dependentes, o modelo da equação (3.14) foi estimado, e um correlograma dos seus resíduos mostraram a necessidade de se introduzir um termo autorregressivo de primeira ordem (AR(1)) e um de média móvel defasado em 7 períodos (MA(7)) para torná-lo ruído branco. Esses termos foram incluídos, e o modelo foi novamente estimado. Na tabela 6, são apresentados os resultados obtidos a partir das duas especificações para o período entre 01:2002 e 02:2017⁵⁵. No que se refere à variação da taxa de câmbio, incluída em ambas as estimações e não adicionada na construção da regra de Taylor, observou-se um parâmetro significativo e positivo em todas as mensurações.

Os valores dos coeficientes foram iguais a 0,19 e 0,18 para $i_t - i_t^{Taylor}$ e $i_t - i_t^{Taylor'}$, respectivamente. Conforme Calvo e Reinhart (2002), o fenômeno *fear of floating*, que se refere a situações em que a política monetária é usada para suavizar as flutuações cambiais, é percebido principalmente em países emergentes. Nesse sentido, esse resultado reforça a relevância da incorporação da taxa de câmbio na regra de política monetária, conforme Taylor (2001).

Em relação ao conjunto de medidas que aferem os comovimentos ou *spillovers* entre as políticas monetárias dos países, o fator de ordem global não se mostrou estatisticamente significativo em nenhuma das duas especificações. Tal fato também foi verificado para os coeficientes dos fatores regionais da Europa e Oceania.

Por outro lado, o parâmetro do fator regional da América Latina é significativo e positivo em ambas as especificações. Os valores dos parâmetros foram iguais a 8,6 para a especificação I e 8,92 para a especificação II. Isso significa que uma parte significativa dos desvios da Selic em relação a uma regra do tipo Taylor é descrita pelos movimentos das taxas de juros dos países emergentes próximos. Esses desvios também são explicados, em menor grau, pelo fator regional da Ásia, cujo coeficiente estimado é de 1,61 e 1,63 nas especificações I e II, respectivamente.

É importante destacar que, dada a importância da economia dos EUA, os Bancos Centrais podem observar a decisão do *Federal Reserve Board* para depois tomar a sua própria decisão, como em um jogo com líder e seguidores. Como o fator da América do Norte possui dinâmica muito similar à dos EUA, as especificações alternativas são estimadas com esse fator defasado. O parâmetro da defasagem desse fator é significativo e positivo em ambas as especificações. Os valores dos

⁵⁵ Amostra disponível no momento da realização deste trabalho.

parâmetros foram iguais a 1,16 para a especificação I e 1,06 para a especificação II. Os sinais positivos desses fatores mostram que dado um choque, as políticas monetárias dessas economias apresentam um comovimento com correlação positiva, ou seja, na mesma direção.

Tabela 6 - Estimação da equação dos desvios da Regra de Taylor.

Variável	Desvios de uma Regra de Taylor	
	I	II
Taxa de Câmbio	0,19 (0,00)	0,18 (0,01)
Fator Mundo	-0,16 (0,81)	-0,35 (0,60)
Fator América Latina	8,60 (0,00)	8,92 (0,00)
Fator América do Norte t_{-1}	1,16 (0,06)	1,06 (0,10)
Fator Ásia	1,61 (0,02)	1,63 (0,03)
Fator Europa	-0,20 (0,72)	-0,48 (0,40)
Fator Oceania	0,24 (0,79)	0,01 (0,99)
AR (1)	0,73 (0,00)	0,75 (0,00)
MA (7)	-0,36 (0,00)	-0,36 (0,00)
R^2	0,59	0,58

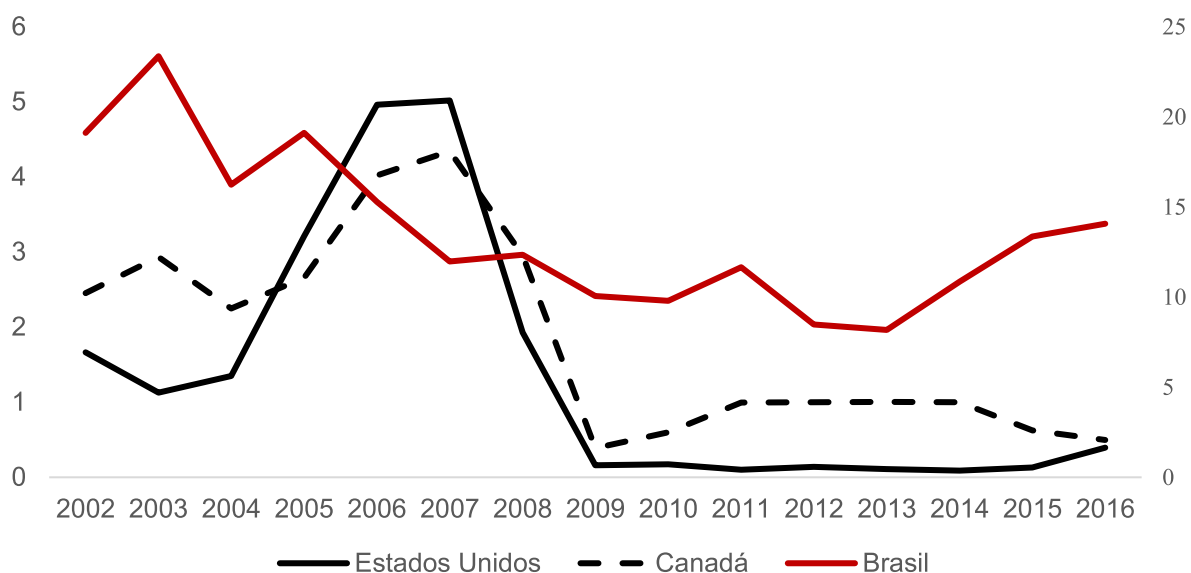
Fonte: Elaboração Própria.

Nota: P-valor entre parênteses. Para o melhor ajustamento do modelo, adicionou-se o efeito autorregressivo e de médias móveis.

O gráfico 6 apresenta a trajetória das taxas de juros do Brasil e dos demais países que compõem as variáveis de fatores regionais. Nele se pode observar períodos em que as taxas de juros doméstica seguem, em vários momentos, o caminho anterior percorrido pelas taxas dos países da América do Norte. Por outro

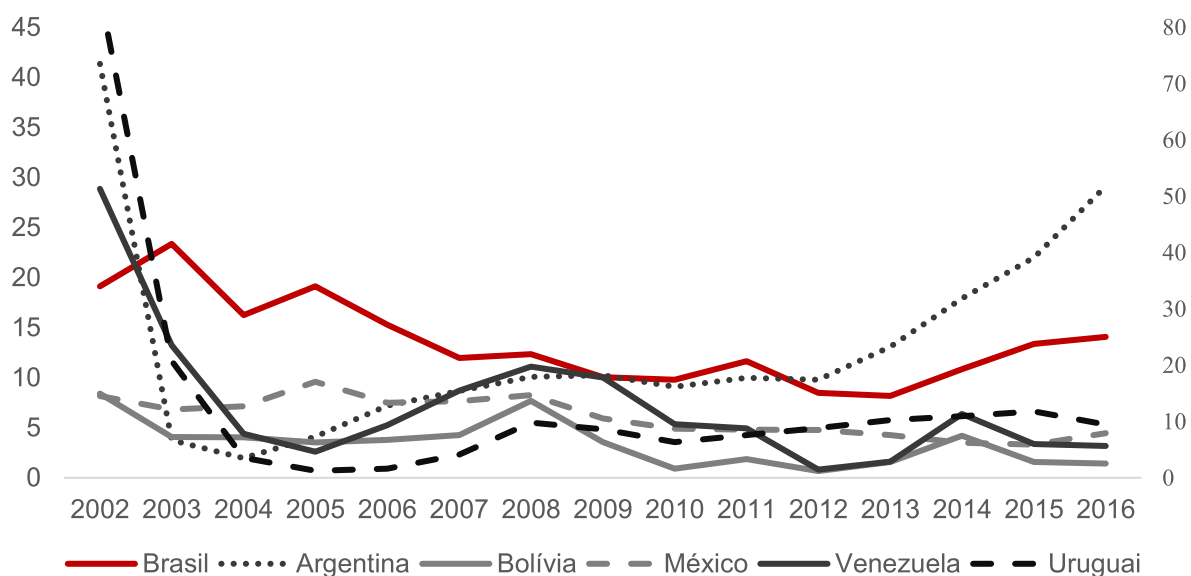
lado, a trajetória da Selic foi semelhante as taxas de juros dos países da Ásia e da América Latina.

Gráfico 6 - Taxas de política monetária dos países da América no Norte *versus* Selic (2002-2016)



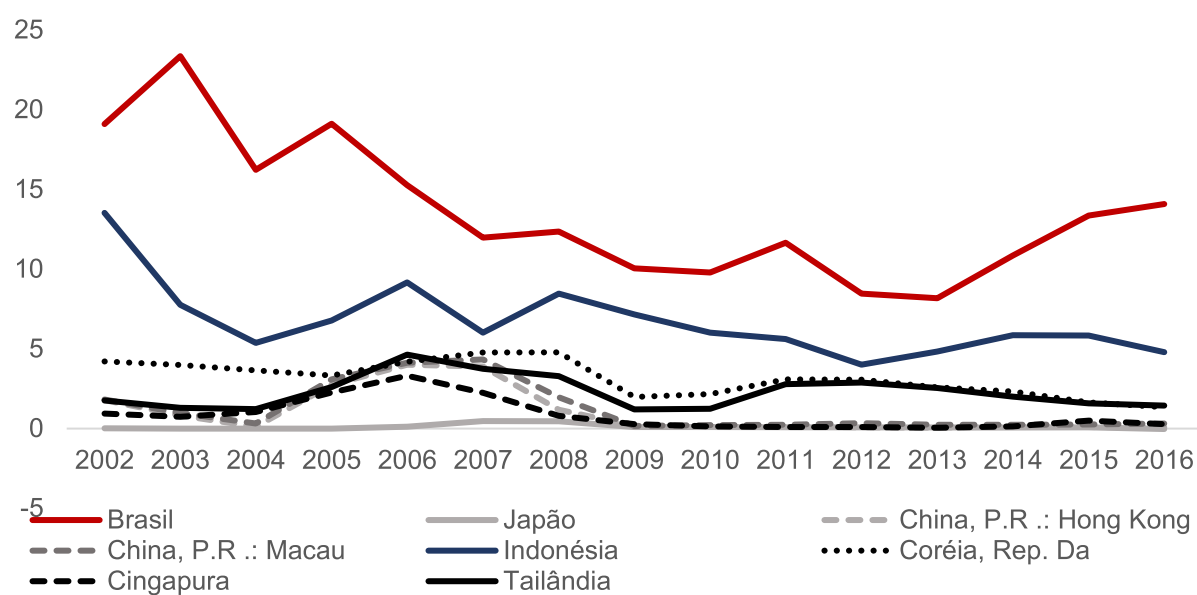
Fonte: Elaboração Própria.

Gráfico 7 - Taxas de política monetária dos países da América do Sul *versus* Selic (2002-2016)



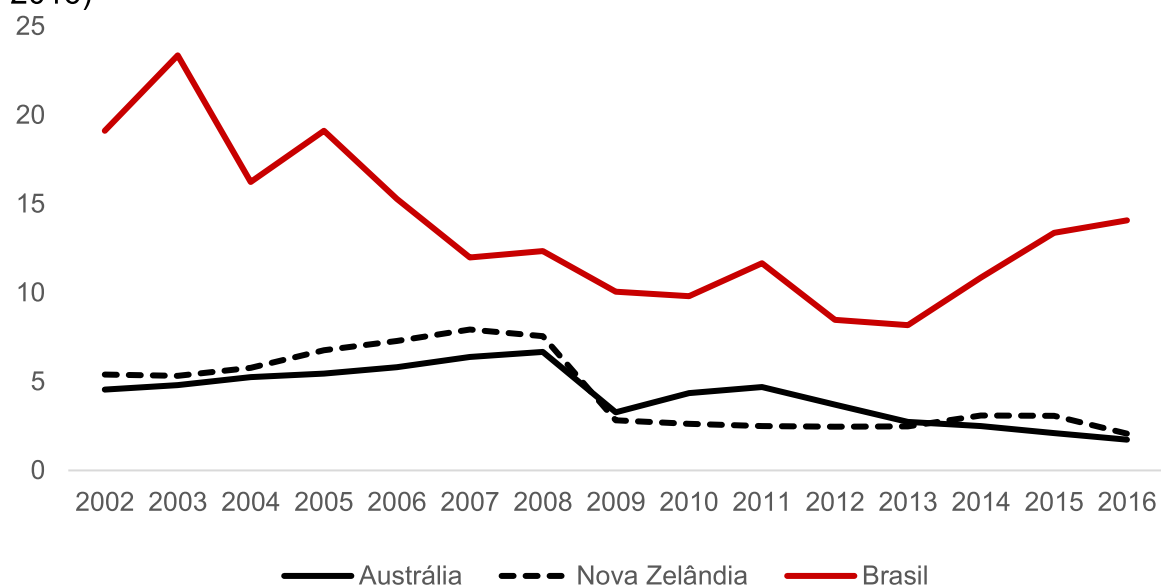
Fonte: Elaboração Própria.

Gráfico 8 - Taxas de política monetária dos países da Ásia versus Selic (2002-2016)



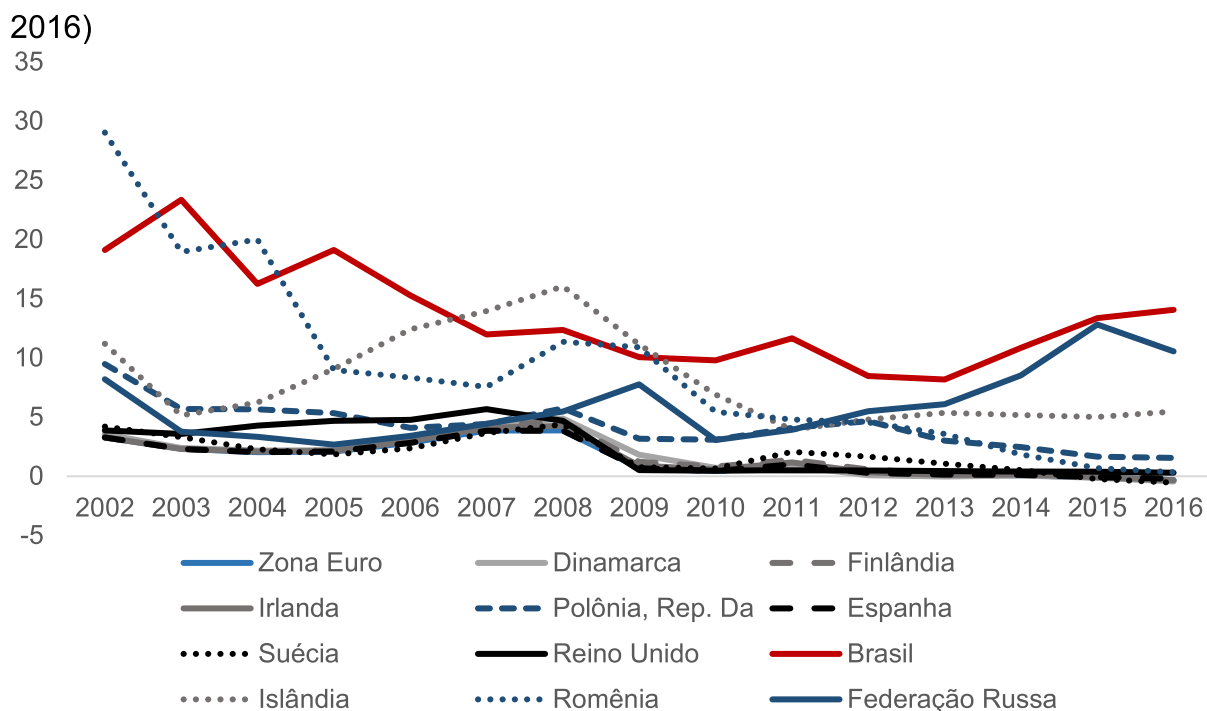
Fonte: Elaboração Própria.

Gráfico 9 - Taxas de política monetária dos países da Oceania versus Selic (2002-2016)



Fonte: Elaboração Própria.

Gráfico 10- Taxas de política monetária dos países da Europa versus Selic (2002-



Fonte: Elaboração Própria.

Alguns trabalhos enfatizam a existência de mudanças na condução da política monetária brasileira para o período analisado (OLIVEIRA *et. al*, 2013; CORTES e PAIVA, 2017; SILVA, 2019). Para testar a existência de (múltiplas) quebras estruturais, utiliza-se o teste de Bai e Perron (1998, 2003). Conforme os autores indicam, examinou-se primeiro o Teste de ℓ quebras *versus* nenhuma para verificar a existência de pelo menos uma mudança no intervalo analisado. Em seguida, a partir do exame sequencial da função $\sup F(\ell + 1 | \ell)$, foram decididos a quantidade e o intervalo dessas quebras. Os resultados do teste estão sintetizados na tabela 7.

Tabela 7 - Teste de Bai e Perron (1998, 2003).

	Teste de ℓ versus $\ell + 1$ quebras			
	I		II	
	SupF(1 0)	SupF(2 1)	SupF(1 0)	SupF(2 1)
Estatística de teste	29,44	12,19	31,57	14,38
Valor crítico*	21,87	24,17	21,87	24,17
Datas das quebras	05:2004		04:2004	

Fonte: Elaboração Própria.

Nota: 1) Teste realizado com no máximo cinco quebras e com *trimming* $\varepsilon = 0,15$. 2) *Valor crítico de Bai-Perron (2003).

Com base no teste descrito acima, verificou-se uma quebra para ambas as

estimações. Em relação à primeira, a quebra é indicada em maio de 2004, enquanto, na segunda, a data da mudança estrutural acontece em abril de 2004. Desse modo, os regimes são praticamente idênticos em ambas as estruturas. Os resultados das estimações, para os diferentes períodos, das especificações $i_t - i_t^{Taylor}$ e $i_t - i_t^{Taylor'}$, são apresentados na tabela 8 e 9, respectivamente.

Tabela 8 - Estimação da equação dos desvios da Regra de Taylor (Especificação I).

Variável	Desvios de uma Regra de Taylor	
	01:2002 – 05:2004	06:2004 – 02:2017
Taxa de Câmbio	0,30 (0,30)	0,16 (0,03)
Fator Mundo	1,54 (0,71)	-0,93 (0,11)
Fator América Latina	9,01 (0,14)	5,21 (0,02)
Fator América do Norte	0,16 (0,97)	1,05 (0,06)
Fator Ásia	14,53 (0,21)	1,48 (0,02)
Fator Europa	-0,60 (0,83)	0,02 (0,96)
Fator Oceania	-9,96 (0,49)	0,97 (0,21)
AR(1)	0,72 (0,00)	0,74 (0,00)
MA(7)		-0,32 (0,00)
R^2	0,63	0,57

Fonte: Elaboração Própria.

Nota: P-valor entre parênteses. Para o melhor ajustamento do modelo, adicionou-se o efeito autorregressivo e de médias móveis.

Em relação ao primeiro intervalo analisado, os desvios da política monetária nacional em relação a uma regra de Taylor não podem ser explicados pelos

comovimentos das taxas de juros de outros países ou da taxa de câmbio, dado que nenhum dos coeficientes foram significantes. Segundo Nakano (2005), a hiperinflação, que assombrou a economia brasileira desde o final dos anos 1980, levou as taxas reais de juros no Brasil aos patamares mais altos do mundo no início do século. Esse contexto pode ser explicado pela condução da política monetária nacional mais ativa com base num arcabouço de metas para a inflação, adotado a partir de 1999, e uma maior preocupação com os problemas econômicos nacionais.

No que tange ao segundo período examinado, em ambas as estimações, observou-se que os desvios reagiram positivamente a taxa de câmbio e aos fatores regionais da Ásia, da América Latina e do Norte. Ou seja, a partir de 2004, a política monetária não antecipada (desvios da taxa de juros em relação a regra de Taylor) brasileira passa a responder a flutuações cambiais e a apresentar comovimentos com as de determinadas economias, dentre as quais a do FED parece ser um sinalizador para a do Brasil.

Tabela 9 - Estimação da equação dos desvios da Regra de Taylor (Especificação II).

Variável	Desvios de uma Regra de Taylor	
	01:2002 – 04:2004	05:2004 – 02:2017
Taxa de Câmbio	0,23 (0,56)	0,16 (0,01)
Fator Mundo	1,61 (0,70)	-1,18 (0,05)
Fator América Latina	9,17 (0,15)	5,19 (0,03)
Fator América do Norte	-0,70 (0,87)	1,01 (0,09)
Fator Ásia	15,78 (0,18)	1,49 (0,02)
Fator Europa	-1,45 (0,59)	-0,14 (0,79)

Fonte: Elaboração Própria.

Nota: P-valor entre parênteses. Para o melhor ajustamento do modelo, adicionou-se o efeito autorregressivo e de médias móveis.

Tabela 9 - Estimação da equação dos desvios da Regra de Taylor (Especificação II).

Variável	Desvios de uma Regra de Taylor	
	01:2002 – 04:2004	05:2004 – 02:2017
Fator Oceania	-11,47 (0,44)	0,75 (0,35)
AR(1)	0,74 (0,00)	0,76 (0,00)
MA(7)		-0,33 (0,00)
R^2	0,63	0,59

Fonte: Elaboração Própria.

Nota: P-valor entre parênteses. Para o melhor ajustamento do modelo, adicionou-se o efeito autorregressivo e de médias móveis.

Em termos gerais, observou-se que apenas o fator regional da Oceania e da Europa não se mostrou estatisticamente significativo aos níveis usuais, em todas as especificações e regimes analisados.

3.5 Considerações finais

O presente estudo teve como foco contribuir para a literatura nacional acerca dos desvios da taxa de política monetária em relação a uma regra do tipo Taylor, além de analisar o efeito *spillovers* de política monetária. Utilizando dados mensais de janeiro de 2002 a fevereiro de 2017, e dados das taxas de juros do mercado monetário de 28 países⁵⁶ mais a taxa interbancária praticada na Zona do Euro, EURIBOR, foram estimados fatores comuns globais e regionais (cinco regiões econômica-geográficas)⁵⁷ como em Kose *et al.* (2003), Neely e Rapach (2011) e Campos (2018).

Depois, estes fatores e variações da taxa de câmbio foram usadas em uma regressão para explicar os desvios da taxa de juros brasileira em relação a duas especificações da regra de Taylor. A partir dos resultados, é possível inferir que a variação da taxa de câmbio foi significativa e positiva na maioria das estimações,

⁵⁶ O Brasil foi eliminado da amostra.

⁵⁷ América do Norte, América Latina, Europa, Ásia e Oceania.

principalmente a partir de 2004. Esse resultado parece indicar um comportamento do tipo *fear of floating*, no qual o Banco Central tende a suavizar os possíveis efeitos que uma variação cambial pode ter no nível de preços.

Na mesma direção dos estudos sobre *spillovers* de política monetária, os resultados encontrados permitem concluir que uma parte significativa dos desvios da Selic em relação a uma regra do tipo Taylor é descrita pelos movimentos das taxas de juros dos países da Ásia, América Latina e do Norte. O impacto da variável de comovimento da América Latina é o maior para explicar os desvios das taxas de política monetária, à medida que o fator regional da Oceania e da Europa não se mostraram estatisticamente significante aos níveis usuais, em todas as especificações e regimes analisados.

Cabe destacar que os parâmetros para construção das regras de Taylor empregadas neste estudo são genéricos. Desse modo, para pesquisas futuras, seria interessante a utilização de métodos diferentes para moldar a variável dependente da equação de desvios.

CONCLUSÃO GERAL

A presente tese é composta por três ensaios que tiveram como objetivo investigar a dinâmica recente de três das principais variáveis macroeconômicas, em especial, aquela que representa o principal instrumento de política monetária, bem como a relação entre elas. O período dessa análise engloba a gestão de quatro presidentes do Banco Central do Brasil (Arminio Fraga Neto, Henrique de Campos Meirelles, Alexandre Antonio Tombini e Ilan Goldfajn) e inclui a crise financeira internacional de 2008.

No primeiro exercício, em que se estimou um modelo de equilíbrio geral de preços, produtos e taxas de juros, no qual as variáveis de expectativas racionais foram substituídas por expectativas baseadas em *surveys*, é possível inferir que as variáveis de previsões de pesquisa, tanto de longo como curto prazo, podem ser utilizadas para descrever a dinâmica das variáveis macroeconômicas brasileiras ao longo do período analisado. A estrutura do modelo também permitiu afirmar que, à medida que o valor corrente da taxa de juros fica acima do seu valor de longo prazo, pode-se esperar uma diminuição da inflação, mas o custo de tal ação é um menor crescimento econômico. Ademais, essa política monetária mais contracionista tende a ser mais percebida nas expectativas do ciclo do produto do que em relação ao seu valor corrente. Nesse sentido, visualizou-se que a condução da política monetária brasileira seguiu conforme uma regra de Taylor, contudo os valores baixos dos parâmetros permitiram levantar a suspeita de que houve mudanças nos objetivos do Banco Central ao decidir a política monetária nacional, para o período analisado.

Nesse contexto, no segundo capítulo desta tese, investigou-se se a autoridade monetária brasileira mudou seus objetivos ao definir o valor da Selic, empregando-se uma regra de Taylor com parâmetros variando no tempo e utilizando-se a metodologia do *Dynamic Model Averaging* (DMA). Os resultados encontrados corroboram com a sugestão de mudanças na condução da política monetária brasileira para a amostra utilizada. Para o início do período até a crise financeira de 2008, os formuladores de política monetária priorizaram a estabilização dos preços. Contudo, no período posterior à crise, foi iniciada uma política econômica de incentivo à demanda agregada com desoneração tributária de alguns setores, expansão dos gastos públicos e ampliação do crédito. Assim, visualizou-se que os formuladores de política monetária pareceram reagir fortemente ao hiato do produto e ser mais

tolerantes a inflação, sendo essa política monetária mais frouxa estendida até o final do mandato de Alexandre Tombini à frente do Banco Central do Brasil. No entanto, com a taxa de inflação batendo o teto da meta em 2011, o insucesso das políticas econômicas e a recessão da economia brasileira a partir de 2014, a probabilidade de inclusão dos desvios da expectativa de inflação em relação à sua meta, do hiato do produto e da taxa de câmbio⁵⁸ à regra normativa de Taylor, passou a apresentar, em média, valores superiores a 0,5.

Vale destacar que, enquanto no Brasil adotou-se uma política monetária mais acomodatória a partir dos anos 2008, e isso resultou na inflação brasileira ultrapassando o teto superior da meta em 2011, na literatura internacional, estudos começaram a apontar um fenômeno que foi descrito como “o grande desvio”, no início desse século. Esse foi um período, a partir de 2002, em que as taxas de política monetária estavam sistematicamente abaixo das taxas implícitas de regras que funcionaram bem nas décadas de 1980 e 1990, em várias economias avançadas. Segundo Taylor (2012), esse regime de política monetária foi apontado como um dos fatores que provocaram os desequilíbrios financeiros que resultaram na crise global de 2008.

Nesse contexto, o terceiro estudo realizado na presente tese teve como foco contribuir para a literatura nacional acerca dos desvios da taxa de política monetária em relação a uma regra do tipo Taylor, ao estimar uma equação empírica de desvios e levar em consideração o efeito *spillovers* de política monetária. Ou seja, utilizando dados das taxas de juros do mercado monetário de 28 países⁵⁹ mais a taxa interbancária praticada na Zona do Euro, EURIBOR, foram estimados fatores comuns globais e regionais, e depois, estes fatores e variações da taxa de câmbio foram usadas em uma regressão para explicar os desvios da taxa de juros brasileira em relação a duas especificações da regra de Taylor. A partir dos resultados, é possível indicar que existe um comportamento do tipo *fear of floating* na economia brasileira. Além disso, na mesma direção dos estudos sobre *spillovers* de política monetária, os resultados encontrados permitem concluir que uma parte significativa dos desvios da Selic em relação a uma regra do tipo Taylor é descrita pelos movimentos das taxas de juros dos países da Ásia, América Latina e do Norte, principalmente a partir de 2004.

⁵⁸ O Bacen não levou em conta os choques cambiais na sua função de reação até a crise financeira de 2008, fato que se alterou a partir desse ano.

⁵⁹ O Brasil foi eliminado da amostra.

Resumidamente, mesmo se empregando diferentes métodos, o arcabouço teórico da Regra de Taylor foi adequado para indicar a condução da política monetária brasileira, para o período analisado. Assim, nos momentos em que autoridade monetária adotou uma conduta mais acomodatória, nesse sentido praticando taxas de política monetária sistematicamente abaixo das taxas implícitas da regra, o resultado foram maiores taxas de inflação.

REFERÊNCIAS

- AHREND, Rudiger. **Monetary ease: A factor behind financial crises**. Some Evidence from OECD Countries, 2010.
- AIZENMAN, Joshua; CHINN, Menzie D.; ITO, Hiro. **The emerging global financial architecture: Tracing and evaluating new patterns of the trilemma configuration**. Journal of international Money and Finance, v. 29, n. 4, p. 615-641, 2010.
- ANDRADE, Joaquim Pinto de; DIVINO, José Angelo CA. **Optimal rules for monetary policy in Brazil**. 2001.de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA. Rio de Janeiro, jul. 2001.
- ARAGÓN, Edilean Kleber da Silva Bejarano; MEDEIROS, Gabriela Bezerra de. **Monetary policy in Brazil: evidence of a reaction function with time-varying parameters and endogenous regressors**. Empirical Economics, [s.l.], v. 48, n. 2, p.557-575, 11 jan. 2014. Springer Science and Business Media LLC.
- AREOSA, Waldyr Dutra; MEDEIROS, Marcelo. **Inflation dynamics in Brazil: The case of a small open economy**. Brazilian Review of Econometrics, v. 27, n. 1, p. 131-166, 2007.
- ARRUDA, Elano Ferreira; FERREIRA, Roberto Tatiwa; CASTELAR, Ivan. **Modelos lineares e não lineares da curva de Phillips para previsão da taxa de inflação no Brasil**. Revista Brasileira de Economia, v. 65, n. 3, p. 237-252, 2011.
- ARRUDA, Elano Ferreira; OLIVEIRA, Maria Thalita Arruda; CASTELAR, Ivan. **Dinâmica recente da inflação brasileira em ambientes distintos de expectativas forward-looking**. Brazilian Journal of Political Economy/Revista de Economia Política, v. 37, n. 4, 2017.
- ASSAF NETO, A. **Matemática financeira**: edição universitária. São Paulo: Atlas, 2017.
- BALBINO, Christian Eduardo; COLLA, Ernesto; TELES, Vladimir Kuhl. **A Política Monetária Brasileira sob o Regime de Metas de Inflação**. Rev. Bras. Econ., Rio de Janeiro, v. 65, n. 2, p. 113-126, June 2011.
- BARBOSA FILHO, Fernando de Holanda. **A crise econômica de 2014/2017**. Estudos Avançados, v. 31, n. 89, p. 51-60, 2017.
- BARBOSA, Fernando de Holanda; CAMÊLO, Felipe Diogo; JOÃO, Igor Custodio. **A Taxa de juros natural e a regra de Taylor no Brasil: 2003-2015**. Revista Brasileira de Economia, v. 70, n. 4, p. 399-417, 2016.
- BECKMANN, Joscha; BELKE, Ansgar; DREGER, Christian. **The relevance of international spillovers and asymmetric effects in the Taylor rule**. The Quarterly Review of Economics and Finance, 2017, 64: 162-170.

BEJU, Daniela-Georgeta; CIUPAC-ULICI, Maria-Lenuta. **Taylor rule in emerging countries**. Romanian case. *Procedia Economics and Finance*, v. 32, p. 1122-1130, 2015.

BOIVIN, Jean. "Has U.S. **Monetary Policy Changed? Evidence from Drifting Coefficients and Real-Time Data.**" *Journal of Money, Credit and Banking* 38, 5 (August 2006): 1149-1174.

BORK, Lasse; MØLLER, Stig V. **Forecasting house prices in the 50 states using Dynamic Model Averaging and Dynamic Model Selection.** *International Journal of Forecasting*, v. 31, n. 1, p. 63-78, 2015.

BOX, George EP; JENKINS, Gwilym M. **Time series analysis: Forecasting and control** San Francisco. Calif: Holden-Day, 1976.

CAMPOS, Rodolfo Herald da Costa Campos. **Comovimentos de Política Monetária e Ciclos de Negócios: Uma Abordagem através de Modelos de Fatores** / Rodolfo Herald da Costa Campos Campos. Tese – 2018.

CEKIN, Semih Emre, *et al.* **The Taylor Curve: International Evidence.** 2020.

CLARIDA, Richard; GALI, Jordi; GERTLER, Mark. **Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory.** *The Quarterly journal of economics*, v. 115, n. 1, p. 147-180, 2000.

CLARIDA, Richard; GALI, Jordi; GERTLER, Mark. **Optimal monetary policy in open versus closed economies: an integrated approach.** *American Economic Review*, v. 91, n. 2, p. 248-252, 2001.

CALVO, Guillermo A.; REINHART, Carmen M. **Fear of floating.** *The Quarterly journal of economics*, v. 117, n. 2, p. 379-408, 2002.

CORTES, Gustavo S.; PAIVA, Claudio AC. **Deconstructing credibility: The breaking of monetary policy rules in Brazil.** *Journal of International Money and Finance*, v. 74, p. 31-52, 2017.

COSTA, H. C.; PORTO JUNIOR, S. S.; ALMEIDA, H. J. F. . **Dinâmica da Inflação para uma economia sob metas de inflação: Evidências para o Brasil usando modelos DSGE-VAR.** 45º Encontro Nacional de Economia (ANPEC). 2017

DE-CASTRO, Marcos R. *et al.* **Samba: Stochastic analytical model with a bayesian approach.** Central Bank of Brazil. Research Department. (Working Papers Series 239), 2011.

DE HOLANDA BARBOSA, Fernando. **Crises econômicas e política de 2015: origens e consequências.** *Revista Conjuntura Econômica*, v. 69, n. 9, p. 53, 2015.

DE MENDONÇA, Helder Ferreira; DEZORDI, Lucas Lautert; CURADO, Marcelo Luiz. **A determinação da taxa de juros em uma economia sob metas para inflação: o caso brasileiro.** *Indicadores Econômicos FEE*, v. 33, n. 3, p. 97-110, 2005.

DE OLIVEIRA, Nadja Simone Menezes Nery *et al.* **Testando mudanças estruturais na regra de Taylor: um estudo empírico para o Brasil (2000-2011)**. Revista de Economia, v. 39, n. 2, 2013.

DE SOUSA, Marcius Medson Campelo; LIMA, Edivane. **Política monetária brasileira no período de 2005 a 2012: uma aplicação da regra de Taylor**. REVISTA INFORME ECONÔMICO, v. 1, n. 1, p. 90, 2013.

DORNBUSCH, Rudiger, FISCHER, Stanley, STARTZ, Richard. **Macroeconomics**, 11th Edition. The McGraw-Hill Companies, Inc., New York, 2011.

ELKHOURY, Marwan. **Time-varying parameter model of a monetary policy rule in the Switzerland**. The case of the Lucas and, 2006.

FENOLIO, Fernando Roberto. **Ciclos eleitorais e política monetária: evidências para o Brasil**. 2007. Tese de Doutorado. Universidade de São Paulo.

FERREIRA, Diego. **Regra de Taylor e política monetária no Brasil: considerações empíricas a partir de um modelo DSGE para uma pequena economia aberta**. Revista Teoria e Evidência Econômica, v. 21, n. 44, 2015.

FRANCO, Glauro C.; GAMERMAN, Dani; SANTOS, T. R. **Modelos de espaço de estados: abordagens clássica e bayesiana**. São Paulo: Associação Brasileira de Estatística, 2009.

FUHRER, Jeff. **Expectations as a source of macroeconomic persistence: Evidence from survey expectations in a dynamic macro model**. Journal of Monetary Economics, v. 86, p. 22-35, 2017.

FUHRER, Jeffrey C. **Expectations as a source of macroeconomic persistence: An exploration of firms' and households' expectation formation**. 2015.

FURLANI, Luiz Gustavo Cassilatti. **Flutuações cambiais e política monetária no Brasil: evidências econométricas e de simulação**. 2008.

GALI, Jordi; GERTLER, Mark. **Inflation dynamics: A structural econometric analysis**. Journal of monetary Economics, v. 44, n. 2, p. 195-222, 1999.

GALI, Jordi; MONACELLI, Tommaso. **Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy**. The Review of Economic Studies, v. 72, n. 3, p. 707-734, 2005.

GOMES, Cleomar; HOLLAND, Márcio. **Regra de Taylor e política monetária em condições de endividamento público no Brasil**. Economia. Niterói, p. 333-361. 2003

GOUVEA, Solange *et al.* **Samba: Stochastic analytical model with a bayesian approach**. Central Bank of Brazil, 2008.

GREMAUD, Amaury Patrick, VASCONCELLOS, Marco Antonio de, TONETO Jr., Rudinei. **Economia Brasileira Contemporânea**, – 8. ed. – São Paulo: Atlas, 2017.

GUILLÉN, D. **Expectativas de inflação no Brasil**: Racionais, adaptativas ou sticky information. Seminários IPEA, 2008.

GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. **Econometria básica** – 5. Ed.–Porto Alegre : AMGH Editora, 2011.

HUANG, Ho-Chuan; LIN, Shu-Chin. Time-varying discrete monetary policy reaction functions. *Applied Economics*, v. 38, n. 4, p. 449-464, 2006.

HODRICK, R. J. & PRESCOTT, E. C. **Post-war US Business Cycles**: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 29, p.1-16, 1997

HOFMANN, Boris; BOGDANOVA, Bilyana. **Taylor rules and monetary policy**: a global'Great Deviation'?. *BIS quarterly review* September, 2012.

JUDD, John P. RUDEBUSCH Glenn D. **Taylor's Rule and the Fed**: 1970-1997. *Economic Review-Federal Reserve Bank of San Francisco*, p. 3-16, 1998.

KAHN, George A. et al. **Taylor rule deviations and financial imbalances**. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, Second Quarter, v. 2010, p. 63-99, 2010.

KYDLAND, F.; E. PRESCOTT (1982), “**Time to build and aggregate fluctuations**”, *Econometrica*, 50, 1345-1371.

KOOP, Gary; KOROBILIS, Dimitris. **Forecasting inflation using dynamic model averaging**. *International Economic Review*, v. 53, n. 3, p. 867-886, 2012.

LANZANA, Antônio ET. *Economia brasileira: fundamentos e atualidade*. 5. ed. – São Paulo : Atlas, 2017.

MADEIRA, João; PALMA, Nuno. **Measuring monetary policy deviations from the Taylor rule**. *Economics Letters*, 2018, 168: 25-27.

MANKIW, N. Gregory. **Macroeconomics**. 8. ed. New York: WORTH PUBLISHERS, 2013.

MANKIW, N. Gregory; REIS, Ricardo; WOLFERS, Justin. **Disagreement about inflation expectations**. *NBER macroeconomics annual*, v. 18, p. 209-248, 2003.

MENDONÇA, Helder Ferreira. **Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro**. *Economia e Sociedade*, v. 10, n. 1, p. 65-81, 2001.

MENDONÇA, Mário Jorge Cardoso de; SACHSIDA, Adolfo; MEDRANO, Luis Alberto Toscano. **Inflação versus desemprego**: novas evidências para o Brasil. *Economia Aplicada*, v. 16, n. 3, p. 475-500, 2012.

MINELLA, André et al. **Inflation targeting in Brazil**: lessons and challenges. Banco Central do Brasil Working Paper, n. 53, 2002.

MINELLA, André et al. **Inflation targeting in Brazil**: constructing credibility under exchange rate volatility. *Journal of international Money and Finance*, v. 22, n. 7, p. 1015-1040, 2003.

MODENESI, André de Melo. **Conservadorismo e rigidez na política monetária**: uma estimativa da função de reação do BCB (2000-2007). *Brazilian Journal of Political Economy/Revista de Economia Política*, v. 31, n. 3, 2011.

MORETTIN, Pedro A. TOLOI, Clélia M. C.; **Análise de séries temporais**. – 3. ed. – São Paulo : Blucher, 2018.

NAKAJIMA, Jouchi; KASUYA, Munehisa; WATANABE, Toshiaki. **Bayesian analysis of time-varying parameter vector autoregressive model for the Japanese economy and monetary policy**. *Journal of the Japanese and International Economies*, v. 25, n. 3, p. 225-245, 2011.

NAKANO, Yoshiaki. **O regime monetário, a dívida pública e a alta taxa de juros**. *Revista Conjuntura Econômica*, Rio de Janeiro, v. 59, n. 11, p. 10-12, nov. 2005. ISSN 0010-5945. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rce/article/view/28218>>. Acesso em: 27 Mai. 2020.

NIKOLSKO-RZHEVSKYY, Alex; PAPELL, David H.; PRODAN, Ruxandra. **Deviations from rules-based policy and their effects**. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2014, 49: 4-17.

NIKOLSKO-RZHEVSKYY, Alex; PAPELL, David H.; PRODAN, Ruxandra. **The Taylor Principles**. *Journal of Macroeconomics*, 2019, 62: 103159.

NUNES, André Francisco Nunes de; PORTUGAL, Marcelo Savino. **Políticas fiscal e monetária ativas e passivas**: uma análise para o Brasil pós-metas de inflação. Encontro Nacional de Economia (37.: 2009, 08-11 dez.: Foz do Iguaçu, PR).[Anais.] Foz do Iguaçu: ANPEC, 2009. 1 CD-ROM., 2009.

OREIRO, José Luis. **Macroeconomia do desenvolvimento**: uma perspectiva keynesiana. Rio de Janeiro: LTC, p. 219-232, 2016.

POLICANO, R. M.; BUENO, R. D.; LS, A. **sensibilidade da política monetária no Brasil**: 1999-2005. Encontro Nacional de Economia, v. 34, 2006.

SCHWARTZMAN, Felipe Farah. **Estimativa de curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados**. *Economia Aplicada*, v. 10, n. 1, p. 137-155, 2006.

SCOTT, C. Patrick; BARARI, Mahua. **Monetary policy deviations: A Bayesian state-space analysis.** The Quarterly Review of Economics and Finance, 2017, 63: 1-12.

SILVA, Matheus Teodoro Gaglianone da. **Do tripé macroeconômico à nova matriz econômica: uma análise da taxa de juros natural do Brasil.** 2019. 43 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2019. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.14393/ufu.di.2019.945>

SILVEIRA, Marcos Antonio C. da. **Utilizando uma abordagem bayesiana para estimar e comparar novos modelos DSGE keynesianos para a economia brasileira: o papel da persistência endógena.** Rev. Bras. Econ. Rio de Janeiro, v. 62, n. 3, p. 333-357, set. 2008.

SIN, Hui Lok; GAGLIANONE, Wagner Piazza. **Stochastic simulation of a DSGE model for Brazil.** 2006.

SIMS, Christopher A. **Comparison of interwar and postwar business cycles: Monetarism reconsidered.** National Bureau of Economic Research, 1980.

SHIN, Hyun. **Macroprudential tools, their limits, and their connection with monetary policy.** Progress and Confusion: The State of Macroeconomic Policy, 2016, 328-352.

SOARES, João José Silveira; BARBOSA, F. de H. **Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005.** Encontro Nacional de Economia, v. 34, 2006.

STOCK, James H .; WATSON, Mark W. **Evidências sobre instabilidade estrutural nas relações macroeconômicas de séries temporais.** Journal of Business & Economic Statistics, v. 14, n. 1, p. 11-30, 1996.

TAYLOR, John B. **Aggregate dynamics and staggered contracts.** Journal of political economy, v. 88, n. 1, p. 1-23, 1980.

TAYLOR, John B. **Discretion versus policy rules in practice.** In: **Carnegie-Rochester conference series on public policy.** North-Holland, 1993. p. 195-214.

TAYLOR, John B. **The great deviation. The Taylor rule and the transformation of monetary policy,** p. 163-172, 2012.

TEIXEIRA, Anderson Mutter; DIAS, Maria Helena Ambrosio; DIAS, Joilson. **A conduta de política monetária do Banco Central e o efeito calendário no Brasil.** Economia Aplicada, v. 14, n. 3, p. 293-311, 2010.

TELES, V. K.; BRUNDO, M. **Medidas de política monetária e a função de reação do Banco Central do Brasil.** ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, v. 34, 2006.

VEREDA, Luciano; CAVALCANTI, Marco AFH. **Modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE) para a economia brasileira: versão 1.** Texto para Discussão, 2010.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna** São Paulo, SP: Cengage Learning, 2016.

YÜKSEL, Ebru; METIN-OZCAN, Kivilcim; HATIPOGLU, Ozan. **A survey on time-varying parameter Taylor rule: A model modified with interest rate pass-through.** Economic Systems, v. 37, n. 1, p. 122-134, 2013.

APÊNDICE A

Tabela 10 – Estatística descritiva das variáveis da equação dos desvios.

VARIÁVEIS	MÉDIA	MEDIANA	MÁXIMO	MÍNIMO	DESVIO-PADRÃO
$i_t - i_t^{Taylor 1}$	-1,5551	-1,0075	20,5068	-50,6486	7,4799
$i_t - i_t^{Taylor 2}$	-1,4487	-1,3611	25,4316	-47,7111	7,8792
f_t^W	-0,1204	-0,0499	1,8816	-6,0649	0,9336
f_t^{AL}	0,0003	-0,0031	0,8215	-1,2789	0,2345
f_t^{AN}	-0,0152	0,0468	1,4375	-2,9892	0,5880
f_t^A	-0,0013	0,0090	2,2432	-2,5488	0,4180
f_t^E	-0,1069	-0,0568	1,9039	-4,3385	0,7721
f_t^{OC}	-0,0512	0,0171	0,9216	-3,4866	0,5408
Δe_t	0,0428	-0,1953	32,0466	-35,1809	15,4356

Fonte: Elaborada pela autora.

APÊNDICE B

Tabela 11- Resultados da estimação do modelo DSGE (continuação)

CURVA DE PHILLIPS	
Variável	Parâmetro
\tilde{Y}_t	-0,02 (0,52)
$\pi_{t+1,t}^E$	0,35 (0,00)
π_{t-1}	0,22 (0,00)
dp_t^a	0,35 (0,00)
dp_t^e	0,04 (0,00)
EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO DE CURTO PRAZO	
Variável	Parâmetro
$\Pi_{LP,t-1}^E$	1,78 (0,00)
$\Pi_{LP,t}^E$	-0,66 (0,08)
$\tilde{Y}_{t,t-1}^E$	0,02 (0,00)
$\tilde{Y}_{t+1,t}^E$	-0,02 (0,02)
$\pi_{t,t-1}^E$	-0,08 (0,38)
IS	
Variável	Parâmetro
$\tilde{Y}_{t+1,t}^E$	0,22 (0,01)
$(\rho_t - \bar{\rho})$	-0,67 (0,02)
\tilde{Y}_{t-1}	0,76 (0,00)

Fonte: elaboração própria.

Nota: Todos os testes foram feitos apenas com o intercepto. O p-valor entre parênteses

Tabela 13 - Resultados da estimação do modelo DSGE

(continuação)

EXPECTATIVA IS	
Variável	Parâmetro
$\tilde{Y}_{LP,t}^E$	0,37 (0,06)
$(\rho_t - \bar{\rho})$	-1,55 (0,00)
$\tilde{Y}_{t,t-1}^E$	0,61 (0,00)
REGRA DE TAYLOR	
Variável	Parâmetro
\tilde{i}_{t-1}	0,91 (0,00)
$(\pi_{t+1,t}^E - \Pi_{LP,t}^E)$	0,14 (0,04)
$\tilde{Y}_{t,t-1}^E$	0,03 (0,05)

Fonte: elaboração própria.

Nota: Todos os testes foram feitos apenas com o intercepto. O p-valor entre parênteses