

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO ESPÍRITO SANTO  
CENTRO DE CIÊNCIAS JURÍDICAS E ECONÔMICAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

**AUGUSTO CÉSAR KLASSEN AMORIM ALVES DE LIMA**

**A EVOLUÇÃO DA REGRA DE TAYLOR NO BRASIL: COMPARAÇÃO ENTRE OS  
MANDATOS PRESIDENCIAIS NO BANCO CENTRAL**

**VITÓRIA**

**2022**

**AUGUSTO CÉSAR KLASSEN AMORIM ALVES DE LIMA**

**A EVOLUÇÃO DA REGRA DE TAYLOR NO BRASIL: COMPARAÇÃO ENTRE OS  
MANDATOS PRESIDENCIAIS NO BANCO CENTRAL**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

**Orientador: Prof. Dr. Ricardo Ramalhte  
Moreira**

**VITÓRIA**

**2022**

Ficha catalográfica disponibilizada pelo Sistema Integrado de Bibliotecas - SIBI/UFES e elaborada pelo autor

---

L732e Lima, Augusto César Klassen Amorim Alves de, 1991-  
A evolução da Regra de Taylor no Brasil : compração entre os mandatos presidenciais no Banco Central / Augusto César Klassen Amorim Alves de Lima. - 2022.  
79 f. : il.

Orientador: Ricardo Ramalhete Moreira.  
Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal do Espírito Santo, Centro de Ciências Jurídicas e Econômicas.

1. Política monetária. 2. Regras de Taylor. 3. Metas para a inflação. I. Moreira, Ricardo Ramalhete. II. Universidade Federal do Espírito Santo. Centro de Ciências Jurídicas e Econômicas. III. Título.

CDU: 330

---

**AUGUSTO CÉSAR KLASSEN AMORIM ALVES DE LIMA**

**A EVOLUÇÃO DA REGRA DE TAYLOR NO BRASIL: COMPARAÇÃO ENTRE OS  
MANDATOS PRESIDENCIAIS NO BANCO CENTRAL**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Vitória, 26 de janeiro de 2022.



Documento assinado digitalmente com senha eletrônica através do Protocolo Web, conforme Portaria UFES nº 1.269 de 30/08/2018.  
<https://api.lepisma.ufes.br/arquivos-assinados/348383?tipoArquivo=O>

---

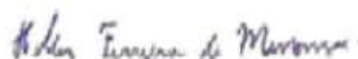
Prof. Dr. Ricardo Ramalhte Moreira  
Universidade Federal do Espírito Santo  
Orientador



Documento assinado digitalmente com senha eletrônica através do Protocolo Web, conforme Portaria UFES nº 1.269 de 30/08/2018.  
<https://api.lepisma.ufes.br/arquivos-assinados/348579?tipoArquivo=O>

---

Prof. Dr. Edson Zambon Monte  
Universidade Federal do Espírito Santo



---

Prof. Dr. Helder Ferreira de Mendonça  
Universidade Federal Fluminense

À minha mãe, Mônica, e às minhas tias-avós,  
Nora e Norma.

## AGRADECIMENTOS

Primeiramente, agradeço à minha mãe, Mônica, que se viu obrigada a conviver nos últimos dois anos com um estranho, uma figura sombria que raramente era vista à luz do dia e que transitava pela casa à noite – às vezes fazendo barulho –, tal como uma assombração. Obrigado pela paciência, pelo companheirismo, pelo encorajamento e pelo apoio material, sem o qual a realização deste projeto seria inviável. Obrigado por ter me convencido a tentar fazer a prova da ANPEC, mesmo com o meu pessimismo e a minha sensação de absoluto despreparo para realizar o teste. A senhora é a única pessoa que sempre esteve presente, acreditando em mim quando nem eu acreditava. Te amo!

À minha família e, em especial, às minhas tias-avós, Norma e Nora, que me ajudaram quando eu mais precisei, e às quais, certamente, sempre será atribuída uma relevante parcela de toda e qualquer realização pessoal que eu venha a concretizar ao longo da minha vida.

Novamente, à minha orientadora na graduação, Prof.<sup>a</sup> Mirela Guedes Bosi, que me ensinou a escrever trabalhos acadêmicos – o que foi crucial para a concepção deste –, e que me encorajou a fazer o mestrado. Sou muito grato pela amizade e sempre serei grato pela influência que a senhora exerceu sobre o meu trabalho.

Ao meu orientador, Prof. Ricardo Ramallete Moreira, que conseguiu enxergar potencial neste reles "outsider" das ciências econômicas. Mesmo podendo ter dúvidas por eu não ser um economista, não apenas foi extremamente receptivo, como também conduziu uma orientação exemplar ao longo dos últimos dois anos. Professor, sua paciência, receptividade, dedicação, parcimônia e capacidade de gerir as expectativas tornaram o processo de concepção deste trabalho uma experiência harmoniosa, natural. Sempre serei grato pelos ensinamentos e pela oportunidade de aprimoramento pessoal. Este trabalho, que marca minha recém iniciada trajetória nas ciências econômicas, não seria possível sem a sua orientação.

Aos Professores Edson Zambon Monte e Helder Ferreira de Mendonça, sou muito grato (e fico honrado) por terem aceitado participar da minha banca. Suas observações e sugestões foram muito enriquecedoras para o meu trabalho.

Aos meus queridos colegas, que dividiram comigo a estranha experiência de realizar o mestrado durante uma pandemia, espero que possamos nos encontrar em breve, com saúde e pessoalmente.

Por fim, aos demais professores do PPGECO, com quem pude aprender muito ao longo do processo, à secretaria, na pessoa de Liliana Alencar, sempre muito gentil e atenciosa, à CAPES, pelo período em que financiou esta pesquisa e, por fim, ao PPGECO como um todo.

“Sound monetary policy is essential for strong economic growth and stability. Monetary policy is often only noticeable when the Federal Reserve gets it wrong, as it has several times in recent history. In order to get it right, it helps to follow a rules-based policy instead of one based on discretion.”

*John Brian Taylor*

## RESUMO

Em 1993, John B. Taylor propôs a formulação de uma regra (regra de Taylor) que explicasse o comportamento da autoridade monetária em reação a variações da inflação e do produto, tendo como instrumento de curto prazo alterações na taxa de juros básica da economia. Além do regramento, que estimula a confiança dos agentes econômicos por conferir maior transparência às decisões, surgiu uma ampla literatura que associa a flexibilidade – capacidade de manter a inflação sob controle a custos sociais reduzidos – à credibilidade da política e à reputação da autoridade monetária. Este trabalho se propôs a estimar regras que descrevessem a condução da política monetária do Banco Central do Brasil ao longo do período entre janeiro de 2003 e julho de 2021, que contempla as administrações de Henrique Meirelles (2003-2010), Alexandre Tombini (2011-2016), Ilan Goldfajn (2016-2019) e Roberto Campos Neto (2019-2021), a fim de analisar a evolução da regra de Taylor no Brasil e comparar sua aplicação entre os mandatos presidenciais contemplados pela amostra. Foram usados o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e o Método Generalizado do Momentos (MGM). Os resultados sugerem que as gestões Meirelles e Goldfajn foram mais conservadoras no controle da inflação do que as gestões Tombini e Campos Neto.



## ABSTRACT

In 1993, John B. Taylor proposed a rule (Taylor's rule) which was aimed at explaining the monetary authority's reactions to inflation rate and output level changes, by means of adjustments of the basic interest rate. In addition to the adoption of a rule, which stimulates confidence by increasing transparency to monetary decisions, there existed an increase of the research associating flexibility – i.e. ability to keep inflation under control at reduced social costs – with both the monetary policy's credibility and the authority's reputation. This paper was aimed estimating rules that describe Brazil's monetary policy's behavior over the period between January 2003 and July 2021, thereby including Henrique Meirelles (2003-2010), Alexandre Tombini (2011 -2016), Ilan Goldfajn (2016-2019) and Roberto Campos Neto (2019-2021) mandates, in order to analyze the evolution of the Taylor's rule in Brazil and to compare its application over the presidential mandates covered by the sample. The Ordinary Least Squares (OLS) and the Generalized Method of Moments (GMM) were used. The results suggest that the Meirelles and Goldfajn administrations were more conservative in controlling inflation than the Tombini and Campos Neto administrations.

## LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1 – Taxa básica de juros - Selic meta.....	49
GRÁFICO 2 – Expectativas de inflação ( $\pi^e$ ) e meta interpolada – 12 meses à frente ...	50
GRÁFICO 3 – Índice de atividade econômica do Banco Central – IBC-Br.....	51
GRÁFICO 4 – Hiato do produto – Y .....	51
GRÁFICO 5 – Taxa de câmbio nominal ( $e$ ) – R\$/US\$.....	52

## LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – Regras de Taylor testadas para economias estrangeiras por Clarida, Galí e Gertler (1997) – MGM .....	24
TABELA 2 – Reações das expectativas de inflação estimadas por Minella et al. (2002) .....	25
TABELA 3 – Regras de Taylor estimadas por Minella et al. (2002) – Regressões da taxa Selic .....	26
TABELA 4 – Regras de Taylor estimadas por Minella et al. (2002) – Regressões do desvio da taxa Selic .....	27
TABELA 5 – Curvas IS estimadas por Holland (2005).....	28
TABELA 6 – Curvas de Phillips estimadas por Holland (2005) .....	29
TABELA 7 – Regras de Taylor testadas por Holland (2005) – MGM .....	30
TABELA 8 – Regras de Taylor testadas por Barbosa e Soares (2006) – Coeficientes de curto prazo .....	33
TABELA 9 – Coeficientes de longo prazo estimados por Barbosa e Soares (2006) .....	34
TABELA 10 – Regras de Taylor testadas por Modenesi (2011) .....	36
TABELA 11 – Regras de Taylor testadas por Moreira e Nobre (2014) – MQO .....	38
TABELA 12 – Regras de Taylor testadas por Moreira (2015) – MQO com correção de Newey-West.....	40
TABELA 13 – Regras de Taylor testadas por Moreira (2015) – MGM .....	40
TABELA 14 – Presidências do Bacen – Períodos amostrais .....	43
TABELA 15 – Outros trabalhos empíricos para o Brasil – Amostras .....	44
TABELA 16 – Séries temporais (dados mensais).....	44
TABELA 17 – Metas para a inflação e inflação observada no ano .....	47
TABELA 18 – Estatísticas descritivas das séries temporais – por período analisado .....	48
TABELA 19 – Ordem de integração das séries por período amostral .....	52
TABELA 20 – Regras de Taylor estimadas com base no Método Generalizado dos Momentos (MGM) .....	56
TABELA 21 – Regras de Taylor estimadas de acordo com a equação (3.1) para períodos subsequentes agregados (dois a dois) .....	62

TABELA A.1 – Estatísticas descritivas – Máximos e Mínimos entre os períodos subamostrais .....	68
TABELA A.2 – Testes de raiz unitária – Amostra Total .....	69
TABELA A.3 – Testes de raiz unitária – Gestão Meirelles .....	70
TABELA A.4 – Testes de raiz unitária – Gestão Tombini .....	70
TABELA A.5 – Testes de raiz unitária – Gestão Goldfajn .....	71
TABELA A.6 – Testes de raiz unitária – Gestão Campos Neto .....	71
TABELA A.7 – Testes de raiz unitária – Meirelles + Tombini .....	72
TABELA A.8 – Testes de raiz unitária – Goldfajn + Campos Neto .....	72
TABELA A.9 – Testes de heterocedasticidade e correlação serial – modelos em MQO .....	73
TABELA A.10 – Instrumentos utilizados para estimar os modelos pelo MGM .....	74
TABELA A.11 – Modelos testados com base no método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) .....	75

## **LISTA DE ABREVIATURAS**

- ADF: Dickey-Fuller Aumentado
- Bacen: Banco Central do Brasil
- CMN: Conselho Monetário Nacional
- Copom: Comitê de Política Monetária do Banco Central
- DF-GLS: Dickey-Fuller GLS
- FED: Federal Reserve System
- IBGE: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
- Ipea: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
- HP: Hodrick-Prescott
- IBC-Br: Índice de Atividade Econômica do Banco Central
- IPCA: Índice de Preços ao Consumidor Amplo
- MGM: Método Generalizado dos Momentos
- MQO: Mínimos Quadrados Ordinários
- MQ2E: Mínimos Quadrados de dois estágios
- PP: Phillips-Perron
- Selic: Sistema Especial de Liquidação e de Custódia

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b> .....	13
1.1	CONSIDERAÇÕES INICIAIS .....	13
1.2	JUSTIFICATIVA .....	15
1.3	OBJETIVO .....	15
1.3.1	Objetivo geral.....	15
1.3.2	Objetivos específicos.....	15
<b>2</b>	<b>REFERENCIAL TEÓRICO</b> .....	16
2.1	REGRAS, DISCRIÇÃO E CREDIBILIDADE DA POLÍTICA MONETÁRIA.....	16
2.2	REGRAS DE POLÍTICA MONETÁRIA .....	19
2.2.1	A Regra de Taylor .....	19
2.2.2	A versão <i>forward-looking</i> de Clarida, Galí e Gertler (1997).....	22
2.3	LITERATURA EMPÍRICA PARA O BRASIL .....	24
<b>3</b>	<b>INVESTIGAÇÃO EMPÍRICA PARA O BRASIL</b> .....	43
3.1	VARIÁVEIS E DADOS .....	43
3.2	ORDEM DE INTEGRAÇÃO E ESTRATÉGIA METODOLÓGICA .....	52
3.3	FORMALIZAÇÃO DOS MODELOS E RESULTADOS DAS APLICAÇÕES .....	53
<b>4</b>	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS</b> .....	65
	<b>REFERÊNCIAS</b> .....	66
	<b>APÊNDICES</b> .....	68

# 1 INTRODUÇÃO

## 1.1 CONSIDERAÇÕES INICIAIS

Desde sua proposição original, formalizada por Taylor (1993), as regras de reação do Banco Central assumiram protagonismo na literatura empírica dedicada à análise dos critérios de decisão para a condução da política monetária. A relevância da determinação da taxa de juros de curto prazo se fundamenta nos pressupostos relacionados ao chamado *Novo Consenso Macroeconômico*<sup>1</sup>, segundo o qual, a política monetária teria efeitos reais sobre a economia apenas no curto prazo, sendo inócua – ou neutra – no longo prazo. Destarte, a política monetária teria dois objetivos fundamentais: no curto prazo, se ocuparia da estabilização do produto – buscando o equilíbrio entre a oferta e a demanda – ao passo que, no longo prazo, trabalharia pela convergência da inflação a um patamar sustentável de estabilidade. Portanto, com base em tais pressupostos, a taxa de juros de curto prazo – objeto de decisão formalizado na Regra de Taylor – se consolidou como o principal instrumento de política monetária à disposição do Banco Central.

A literatura relacionada ao debate macroeconômico – a nível teórico e empírico – apresenta elementos que sustentam a relevância da adoção de regras para o alcance dos objetivos estabelecidos pela autoridade monetária, além de recomendar o gradualismo na condução da política. Alterações parcimoniosas da taxa de juros ao longo do tempo tendem a reduzir a incerteza dos agentes quanto à sua trajetória futura<sup>2</sup>, o que contribui para reduzir a volatilidade dos mercados financeiros, mitigando potenciais instabilidades para toda a economia. Adicionalmente, o anúncio de metas para a inflação – característica central do regime de política monetária adotado no Brasil em 1999 – permite uma melhor ancoragem das expectativas. O ganho de credibilidade – que guarda estreita relação com o cumprimento reiterado das metas estabelecidas – confere maior flexibilidade à política monetária, permitindo ao Banco Central acomodar os choques de oferta no curto prazo sem comprometer o controle das expectativas de inflação por parte do conjunto da sociedade. Uma condução de curto prazo que seja temporalmente consistente com as metas de médio e longo prazo anunciadas ao público é fundamental para a construção de um ambiente de negócios com taxas de juros menores, mais

---

<sup>1</sup> Corrente teórica neokeynesiana que se formou em decorrência de um longo processo histórico, marcado pela transição entre o fim do sistema acordado em Breton-Woods e o paradigma subsequente, pelas crises do petróleo na década de 1970 e pelo cenário de estagflação que se observou em diversas economias industrializadas ao longo do último século.

<sup>2</sup> Apesar da importância de se alterar a taxa de juros de maneira parcimoniosa, o excesso de gradualismo pode tornar a política monetária intrinsecamente pró-cíclica, o que se constatou em trabalhos para o Brasil, a exemplo de Modenesi (2011) e Nobre e Moreira (2014).

estáveis, com menor incerteza e com a inflação sob controle, especialmente em economias emergentes, mais dependentes dos investimentos estrangeiros para seu desenvolvimento.

Com o regime de metas para inflação – aliado a outras políticas macroeconômicas, como a adoção de uma meta fiscal e do câmbio flutuante –, o Bacen (Banco Central do Brasil) conseguiu reduzir de maneira gradual e sistemática a taxa de juros no país, sem comprometer seu objetivo de manter a inflação sob controle. No período entre janeiro de 2003 e julho de 2021, a taxa básica de juros da economia brasileira (Selic) apresentou clara tendência de queda – caindo de um patamar superior aos 20% a.a. em 2003 e alcançando valores abaixo de 3% a.a. em 2020 –, com a manutenção da inflação observada – e esperada – dentro dos limites estabelecidos pela meta ao longo da maior parte do período.<sup>3</sup> No entanto, o comportamento da Selic – em especial, de sua tendência – se diferencia entre os períodos referentes aos mandatos presidenciais do Banco Central, o que sugere condutas distintas na determinação da taxa de juros.

Não se pode negligenciar toda a conjuntura macroeconômica que contextualiza as decisões tomadas pela autoridade monetária. O cenário interfere diretamente nos resultados obtidos, bem como pode restringir o próprio ferramental à disposição dos formuladores da política para o cumprimento das metas. No entanto, a hipótese de que cada uma das administrações do Banco Central conduziu a sua política monetária com diferentes níveis de aderência ao princípio de Taylor<sup>4</sup> – e com diferentes graus de inércia para promover alterações da taxa de juros – se sustenta com base na premissa de que os resultados alcançados se vinculam às decisões tomadas, e à consistência das mesmas com o que prevê a teoria econômica.

Portanto, a fim de se investigar como cada administração conduziu a sua política – quais os critérios de decisão que tiveram prevalência para a determinação da taxa de juros –, e a evolução da política monetária ao longo dos anos, foram estimadas variadas especificações da Regra de Taylor para as últimas quatro administrações do Banco Central, ocorridas entre janeiro de 2003 e julho de 2021.

---

<sup>3</sup> Perelli e Roache (2014) atribuíram à adoção do regime de metas para a inflação o relativo sucesso para a redução da taxa de juros de equilíbrio no Brasil ao longo das últimas décadas. Os autores destacaram o impacto da transparência – próprio de uma política que anuncia seus objetivos e metas numéricas de maneira explícita – na formação das expectativas e na redução da taxa neutra de juros.

<sup>4</sup> Princípio segundo o qual, diante de um aumento do desvio da inflação – observada ou esperada – em relação à meta anunciada pela autoridade monetária, a taxa de juros nominal deve ser elevada em uma proporção superior ao desvio, de forma a se elevar, também, a taxa real de juros.



## 1.2 JUSTIFICATIVA

Trabalhos anteriores que estimaram a regra de Taylor para o Brasil – a exemplo de Minella et al. (2002), Holland (2005), Barbosa e Soares (2006), Modenesi (2011), Nobre e Moreira (2014) e Moreira (2015) – não experimentaram avaliar como cada gestão do Banco Central conduziu a taxa de juros. A divisão da amostra total em períodos, proposta neste trabalho, consiste em uma abordagem inédita – quando menos, não usual – na literatura para o Brasil. Desta forma, buscou-se analisar se a política sofreu influência de mudanças na direção do Bacen – ou se houve uma continuidade entre as gestões na escolha dos critérios para a tomada de decisão –, e como cada administração se comportou em termos de discricionariedade e reatividade a sinais de avanço da inflação e às flutuações da atividade econômica.

Considerando a conjuntura macroeconômica brasileira que sucede a década com o menor crescimento da atividade econômica na história do país (2011-2020)<sup>5</sup>, marcada por instabilidades de ordem política – com evidentes desdobramentos nas expectativas de mercado para a inflação e para o produto –, bem como pela crise decorrente da pandemia de 2020, a análise dos critérios de decisão – e sua aderência ao que prescreve a teoria econômica – para a condução da política monetária tem sua relevância justificada.

## 1.3 OBJETIVO

### 1.3.1 Objetivo geral

Estimar regras de Taylor para os mandatos presidenciais do Banco Central do Brasil exercidos no período entre janeiro de 2003 e julho de 2021, contemplando as administrações de Henrique Meirelles (2003-2010), Alexandre Tombini (2011-2016), Ilan Goldfajn (2016-2019) e Roberto Campos Neto (2019-2021).<sup>6</sup>

### 1.3.2 Objetivos específicos

- Estimar regras de Taylor para o período amostral como um todo;
- Estimar regras de Taylor por gestão do Banco Central do Brasil; e
- Avaliar como a condução da política monetária e sua inércia impactam nas regras de Taylor estimadas para cada um dos mandatos estudados.

---

<sup>5</sup> Entre 2011 e 2020, a média anual de crescimento do PIB brasileiro foi de apenas 0,3%.

<sup>6</sup> No momento em que este trabalho foi escrito, sancionada a autonomia do Banco Central (Lei Complementar 179/2021), o mandato de Roberto Campos Neto tinha previsão para se estender até o dia 31 de dezembro de 2024, com possibilidade de recondução ao cargo em 2025.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

### 2.1 REGRAS, DISCRIÇÃO E CREDIBILIDADE DA POLÍTICA MONETÁRIA

Em meio ao debate “Regras versus Discrição”, autores como Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983) identificaram a relevância das expectativas dos agentes econômicos para a eficácia da política monetária. Segundo os autores, a inconsistência temporal compromete a credibilidade da política e a reputação da autoridade monetária, o que se manifesta pela persistência, ou inércia, da inflação.

O compromisso com uma regra é fundamental para que se alcancem bons resultados no controle da inflação, uma vez que a discricionariedade conduz a decisões baseadas apenas em fatores correntes – transitórios –, o que vai de encontro ao comportamento dos agentes econômicos, que depende, ao menos em parte, de suas expectativas. Uma decisão que seja orientada apenas pelas circunstâncias só poderá ser ótima se não gerar nenhuma alteração nas expectativas dos agentes econômicos quanto aos desígnios da autoridade monetária. Mudanças na política atual induzem alterações estruturais, o que exige o reajuste das expectativas de maneira reiterada, dificultando a convergência da economia para uma conjuntura que apresente estabilidade dos preços (KYDLAND; PRESCOTT, 1977).

Barro e Gordon (1983), por sua vez, argumentaram que uma regra em vigência pode gerar condições estruturais propícias para que a autoridade monetária tenha o ímpeto de descumprir acordos, a fim de se beneficiar de uma inflação inesperada. No entanto, os agentes econômicos se adaptariam, e haveria uma perda de credibilidade da política. Ou seja, da mesma forma que uma regra consistente pode contribuir para a consolidação de uma reputação favorável para a condução da política, uma potencial perda de credibilidade pode motivar a autoridade monetária a respeitar a sua própria regra, fazendo com que se abra mão de benefícios de curto prazo, provenientes de choques inflacionários, com o intuito de se preservarem os ganhos inerentes à manutenção de níveis mais baixos de inflação no longo prazo.

King (1996) tratou do vínculo existente entre credibilidade e flexibilidade – introduzindo a discussão acerca do gradualismo na condução da política monetária – ao determinar as questões centrais que orientaram o desenvolvimento de seu trabalho: i) a velocidade com a qual se deve reduzir a inflação ao nível desejado, quando a economia se encontra em contexto de inflação elevada; e ii) como a política monetária deve reagir a choques de oferta e demanda. O autor defendeu que a inflação deve ser gerenciada de forma a convergir ao nível desejável apenas no longo prazo, sempre ocorrendo no curto e médio prazo a redução da inflação observada a valores que sejam inferiores aos esperados pelo conjunto da sociedade,

visando a conduzir as expectativas por meio dos bons resultados alcançados. Uma desinflação gradualista, que administre ao longo do tempo as expectativas, confere flexibilidade para a atuação da política monetária no curto prazo, reduzindo os custos sociais da desinflação ao permitir acomodações pontuais, especialmente nos casos em que a alta dos preços tenha sido desencadeada por choques de oferta. Em outras palavras, o ganho de credibilidade viabilizaria o controle da inflação ao custo de menores variações da taxa de juros.<sup>7</sup> Além disso, em países com histórico de inflação elevada e persistente, é recomendada uma redução lenta da inflação, ao longo de vários períodos consecutivos, em virtude da memória inflacionária dos agentes – de caráter cultural –, o que demanda tempo para se ajustar.

A vinculação estabelecida entre a adoção de regras, credibilidade, flexibilidade e eficiência da política monetária confere uma visão panorâmica da teoria desenvolvida em meio ao Novo Consenso Macroeconômico. Consubstanciados os fatos estilizados pela literatura, o desafio se concentraria na concepção da regra mais adequada para a tomada de decisão pela autoridade monetária. Em consonância com tais pressupostos e em reconhecimento ao protagonismo da taxa de juros de curto prazo entre os instrumentos de política monetária, Clarida, Galí e Gertler (1999) se dedicaram àquilo que caracterizaram como sendo um problema de modelagem: definir como a taxa de juros deveria se ajustar ao atual estado da economia. Para os autores, o comportamento do setor privado não apenas dependia de suas expectativas, como também sofria influência do quadro corrente, o que tornaria a credibilidade um fator relevante. Nesse contexto, a fim de verificar possíveis ganhos com o aumento da credibilidade, os autores examinaram dois casos particulares: i) comprometimento da autoridade monetária com uma regra; e ii) condução discricionária da política monetária. Os resultados indicaram que o comprometimento com regras confere maior credibilidade, permitindo controlar a inflação a custos sociais reduzidos.

Com o intuito de analisar diferentes regimes de política monetária, e baseado em experiências internacionais, Mishkin (1999) analisou quatro espécies básicas do gênero: i) meta para a taxa de câmbio; ii) meta monetária; iii) meta para a inflação; e iv) política monetária com uma âncora nominal implícita. Independentemente das características – vantagens e desvantagens – de cada regime, o autor concluiu que transparência e *accountability* são fatores cruciais para que se restrinja a discricionariedade na condução da política, visando à obtenção

---

<sup>7</sup> Mendonça e Souza (2007) testaram a resposta da taxa de juros a aumentos da credibilidade da política monetária com base em sete índices. Os resultados convergiram para a hipótese de que o aumento da credibilidade da política monetária permite controlar a inflação com menores variações dos juros.

de bons resultados no longo prazo. O regime recomendável para cada país dependeria de diversos fatores, tais como suas instituições culturais, políticas e econômicas.

Feijó e Montes (2007), baseados em desenvolvimentos recentes no campo da teoria monetária – sob influência da hipótese das expectativas racionais, do debate acerca das regras para a política monetária, da teoria da independência do Banco Central e da adoção do regime de metas para a inflação –, enfatizaram a importância da reputação, da credibilidade e da transparência, compartilhando da ideia de que as políticas econômicas são mais efetivas se forem consideradas críveis pelos agentes, e se forem conduzidas por uma autoridade monetária com elevada reputação. Segundo os autores, o regime de metas para a inflação – e sua execução com transparência – proporcionou um ambiente menos hostil para a tomada de decisões. A reputação da autoridade monetária se constrói ao longo do tempo, com o alcance das metas estabelecidas, e essa reputação é transmitida para a política executada na forma de credibilidade. Enquanto a credibilidade – prospectiva – consiste na confiança do público quanto à capacidade e determinação da autoridade monetária em atingir as metas anunciadas, a reputação – conceito de caráter retrospectivo – se trata da imagem da instituição junto ao público quanto às suas preferências, sendo formada com base nos resultados que foram alcançados ao longo do tempo.

Ao formalizar um método endógeno e não-linear para a mensuração da credibilidade da política monetária, Moreira (2012) concluiu que autoridades monetárias com menor (maior) grau de credibilidade estão expostas a maiores (menores) perdas sociais na condução de uma política anticíclica. Segundo o autor, em ambientes onde a autoridade monetária dispõe de menor credibilidade, a inflação apresenta um maior grau de inércia, sendo mais sensível a níveis de inflação observados no passado. Isso significa que a acomodação a choques exigirá um maior esforço da autoridade monetária, o que implicará em níveis mais elevados para a taxa de juros a fim de se controlar a inflação. Portanto, um maior grau de credibilidade aumentaria o vínculo das expectativas de inflação dos agentes econômicos à meta anunciada pelo Banco Central, reduzindo a sensibilidade de tais expectativas à inflação observada no passado – queda de inércia da inflação – o que conferiria maior flexibilidade à política monetária, permitindo estimular o crescimento da economia – via redução da taxa de juros – sem comprometer o controle da inflação.

## 2.2 REGRAS DE POLÍTICA MONETÁRIA

O crescente interesse da academia pela aplicação econométrica de novos métodos, baseados na teoria das expectativas racionais, e as descobertas empíricas de importantes benefícios da credibilidade da política monetária – demonstrando que regras de política são superiores à discricionariedade, no que tange à formação de expectativas por parte dos agentes econômicos – motivaram discussões acerca de uma regra hipotética, porém representativa, de política que permitisse estudar as preferências das autoridades monetárias quanto ao uso de mudanças da taxa de juros em resposta aos níveis de preço e renda (TAYLOR, 1993).

Segundo Blanchard (2007), até a década de 1990, o regime de política monetária de boa parte das economias era voltado para a meta de crescimento dos agregados monetários, fundamentado na hipótese de que a inflação estava relacionada ao crescimento da moeda nominal no médio prazo. No entanto, tal relação não se revela suficientemente precisa, em razão dos significativos deslocamentos da demanda por moeda. Isso causou sérios problemas para os bancos centrais, que se viam divididos entre cumprir as metas estabelecidas para o crescimento da moeda nominal – crucial para a manutenção da credibilidade da política – e fazer os ajustes aos deslocamentos da demanda por moeda – a fim de se estabilizar o produto no curto prazo e a inflação no médio prazo. Portanto, adotou-se o regime de metas para a inflação com o uso de regras para a definição da taxa de juros de curto prazo.

A questão é então como atingir a meta de inflação. A inflação, claramente, não está sob controle direto do Banco Central. Para responder a essa pergunta, John Taylor, da Universidade de Stanford, argumentou que, como o Banco Central afeta os gastos por meio da taxa de juros, deveria pensar diretamente em termos da escolha de uma taxa de juros e não em termos de uma taxa de crescimento da moeda nominal. Ele, então, sugeriu uma regra que o Banco Central deveria seguir para fixar a taxa de juros (BLANCHARD, 2007, p. 512).

### 2.2.1 A Regra de Taylor

Com base no consenso de que a adoção de regras para a condução da política monetária se mostra mais eficiente do que a discricionariedade, Taylor (1993) defendeu que, mesmo em um ambiente onde seja praticamente impossível seguir de maneira mecânica uma regra algébrica, é importante preservar o seu conceito. O autor propôs, portanto, uma regra que estimasse as preferências da autoridade monetária quanto ao uso da taxa de juros dos títulos públicos como instrumento de curto prazo, em resposta a variações da inflação e do produto. A regra formalizada pelo autor é apresentada na equação (2.1):

$$i_t = r + \pi_t + \alpha_1 (\pi_t - \pi^*) + \alpha_2 y \quad (2.1)$$

onde  $i_t$  é a taxa nominal de juros determinada no período,  $r$  é a taxa real de juros de equilíbrio da economia (*steady-state*),  $\pi_t$  é a inflação acumulada nos últimos quatro trimestres,  $\pi^*$  é a meta para a inflação,  $y$  é o desvio percentual do produto em relação ao seu potencial (hiato do produto),  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  são os coeficientes – ambos positivos – de sensibilidade da taxa de juros em relação, respectivamente, ao desvio da inflação e ao hiato do produto.

A regra apresentada na equação (2.1) relaciona positivamente a taxa básica de juros ao desvio da inflação em relação à meta e ao hiato do produto. Estando a inflação acima da meta ou havendo uma aceleração do produto observado em relação ao produto de equilíbrio – hiato do produto positivo –, seria necessário aumentar a taxa de juros. Por outro lado, estando a inflação abaixo da meta ou o produto abaixo do potencial, a política monetária poderia reduzir a taxa de juros para estimular a demanda. No entanto, havendo um conflito entre as respostas necessárias para regular a inflação e o produto – por exemplo, supondo que a inflação esteja acima da meta e o hiato do produto seja negativo –, os coeficientes de sensibilidade ( $\alpha_1$  e  $\alpha_2$ ) da política definirão, em conjunto, a direção a ser tomada na regulação da taxa de juros – e, conseqüentemente, as preferências do Banco Central.

Blanchard (2007) apresenta a mesma regra em função de uma meta para a taxa de juros nominal ( $i_t$ ), agregando a meta para a inflação ( $\pi^*$ ) e a taxa real de juros de equilíbrio da economia ( $r$ ) em uma mesma variável ( $i^*$ ):

$$i_t = i^* + a (\pi_t - \pi^*) - b (u_t - u_n) \quad (2.2)$$

onde  $i^* = r + \pi^*$  é a taxa natural de juros de equilíbrio,  $u_t$  é o desemprego no período,  $u_n$  a taxa natural de desemprego,  $a$  e  $b$  são os coeficientes de sensibilidade da taxa de juros, devendo ambos assumir valores positivos.

A equação (2.2) apresenta a mesma relação da equação (2.1), em uma especificação alternativa, com algumas diferenças. A primeira e mais relevante é que o coeficiente  $a$  deve ser maior do que 1. Isso se deve ao fato de que, estando a inflação acima da meta, a taxa nominal de juros deve ser elevada a um valor superior à soma da inflação do período com a taxa real de juros de equilíbrio, de forma que haja, também, uma elevação da taxa real de juros – variável em função da qual são tomadas as principais decisões por parte dos agentes econômicos. Tal restrição exprime o princípio de Taylor. Além disso, ao invés de apresentar a política como função do desvio do produto, Blanchard (2007) a apresentou como função do desvio do desemprego em relação a seu nível natural ( $u_t - u_n$ ).

A regra proposta por Taylor (1993) se revelou consideravelmente aderente ao comportamento da taxa de juros praticada pelo FED (*Federal Reserve System*) – autoridade monetária dos Estados Unidos –, descrevendo sua trajetória de maneira satisfatória no período entre 1987 e 1992. Tal resultado sugere que o FED segue a seguinte regra de juros para o caso empírico:

$$i_t = 2 + \pi_t + 0,5 (\pi_t - 2) + 0,5 y \quad (2.3)$$

Taylor (1993) estimou que a política monetária praticada pelo FED reagiria com um aumento da taxa básica de juros (*federal funds rate*) se a inflação observada estivesse acima de 2%, ou se o produto observado estivesse acima de seu valor potencial (hiato do produto positivo). Além disso, o autor estimou a taxa real de juros de equilíbrio em 2%.

Segundo a regra apresentada na equação (2.3), se a inflação estivesse na meta e o produto fosse igual a seu valor potencial, o FED levaria a taxa nominal de juros a 4 %. Os coeficientes de sensibilidade estimados para o desvio da inflação e do produto foram iguais a 0,5. Isso significa que, para cada ponto percentual de desvio da inflação ou do produto, o FED aumentaria a taxa nominal de juros em 0,5 %.

Apesar de sua ampla aplicação no contexto do regime de metas para a inflação, a regra de Taylor não é isenta de críticas. Orphanides (2001) contestou a eficácia do uso de regras de política monetária de curto prazo – como a regra de Taylor – em função do anacronismo das informações que as embasam. Segundo o autor, as variáveis requeridas para a implementação da regra – tais como o produto potencial, o produto nominal e o produto real – são conhecidas, com alguma precisão, apenas muito tempo depois de sua divulgação, passando por várias revisões. Essas variáveis são inobserváveis no curto prazo, o que é especialmente ruim quando o foco da pesquisa consiste em determinar como os formuladores da política monetária deveriam reagir às informações atuais, tomando decisões de caráter imediato com base em informações que adquirem precisão apenas com revisões posteriores. A inconsistência das informações usadas comprometeria os resultados obtidos, podendo guiar a política para uma direção inadequada, divergente do que prescreve a teoria.

Em outro artigo, Orphanides (2003) atribuiu o mau desempenho da política monetária dos Estados Unidos nas décadas de 1960 e 1970 a uma política exageradamente focada na estabilização da economia real. Segundo o autor, em função da imprecisão dos dados acerca dos desvios do produto e do desemprego, houve uma superestimação do produto potencial, o que pode ter levado os formuladores da política monetária a considerar valores menores para o hiato do produto, praticando uma taxa de juros inferior à necessária para conter a inflação.

### 2.2.2 A versão *forward-looking* de Clarida, Galí e Gertler (1997)

Ao longo dos anos houve aprofundamento de toda a literatura empírica dedicada ao estudo – baseado em funções de reação da taxa de juros – dos critérios de decisão para a condução da política monetária, tendo sido incluídas outras variáveis não contempladas pela regra de Taylor original, como os desvios da inflação esperada em relação à meta – ou a um patamar considerado ótimo pela autoridade monetária –, os efeitos da taxa de câmbio sobre a política e o gradualismo com que se altera a taxa de juros. Tais alterações permitiram conferir maior complexidade às análises para a avaliação de políticas macroeconômicas. Em particular, o modelo proposto por Clarida, Galí e Gertler (1997) assumiu protagonismo na literatura relacionada ao introduzir uma perspectiva *forward-looking* de ajuste das taxas de juros, que considera a resposta dos juros a mudanças de expectativa quanto aos desvios de inflação por parte dos agentes econômicos. Os autores formalizaram seu modelo baseados na hipótese de que o Banco Central estabelece uma meta para a taxa de juros nominal de curto prazo ( $r_t^*$ ) em função do estado da economia e das expectativas – e previsões – de inflação e atividade econômica:

$$r_t^* = \bar{r} + \beta(E[\pi_{t+n}|\Omega_t] - \pi^*) + \gamma(E[y_t|\Omega_t] - y_t^*) \quad (2.4)$$

$$\bar{r} = \overline{rr} + \pi^*$$

onde  $\bar{r}$  consiste na taxa nominal de juros de equilíbrio de longo prazo,  $\overline{rr}$  é a taxa real de juros de equilíbrio no longo prazo,  $E[\pi_{t+n}|\Omega_t]$  é a inflação esperada (ou prevista) entre os períodos  $t$  e  $t+n$  – dado o conjunto de informações  $\Omega_t$  à disposição dos formuladores da política –,  $E[y_t|\Omega_t]$  a previsão para o produto real, e  $\pi^*$  e  $y_t^*$  são, respectivamente, a inflação considerada ótima – por exemplo, a meta determinada pela autoridade monetária – e o produto potencial da economia. Por sua vez, como a taxa real de juros *ex-ante* pode ser calculada pela diferença entre a taxa nominal de juros corrente e a previsão para a inflação:

$rr_t = r_t - E[\pi_{t+n}|\Omega_t]$ , substituindo  $r_t$  pela equação (2.4), teremos:

$$rr_t^* = \overline{rr} + (\beta - 1)(E[\pi_{t+n}|\Omega_t] - \pi^*) + \gamma(E[y_t|\Omega_t] - y_t^*) \quad (2.5)$$

Clarida, Galí e Gertler (1997) destacaram a necessidade de o coeficiente  $\beta$  exceder a unidade, de forma que, caso as expectativas de inflação superem a meta, a reação da taxa nominal de juros seja suficiente para desencadear uma elevação da taxa real de juros em relação ao seu valor de equilíbrio no longo prazo – princípio de Taylor. Não sendo atendida a condição ( $\beta < 1$ ), diante de uma elevação das expectativas de inflação, a reação da taxa de juros não



apenas não seria suficiente para elevar a taxa real de juros *ex-ante*, como também a deixaria em um patamar inferior à taxa real de juros de equilíbrio no longo prazo – analisando apenas os efeitos parciais relacionados à inflação –, o que potencialmente contribuiria para o aumento da inflação efetiva. Além da introdução dos elementos prospectivos, os autores incluíram o componente de inércia da política monetária, baseados no pressuposto – largamente experimentado e sustentado pelos resultados apresentados na literatura empírica – de que o Banco Central não promove os ajustes necessários da taxa de juros de maneira sumária, instantânea, mas o faz parcialmente, ao longo de vários períodos:

$$r_t^* = (1 - \rho)r_t^* + \rho r_{t-1} + v_t \quad (2.6)$$

onde  $\rho \in [0,1]$  representa o coeficiente de inércia da política monetária, e  $v_t$  os choques aleatórios exógenos. Simplificando a equação (2.4) na forma de uma regressão da taxa de juros em relação às expectativas de inflação e ao hiato do produto ( $x_t$ ), sendo  $x_t \equiv y_t - y_t^*$  e  $\alpha \equiv \bar{r} - \beta\pi^*$ , podemos reescrevê-la em uma forma mais compatível com os métodos econométricos de estimação:

$$r_t^* = \alpha + \beta E[\pi_{t+n}|\Omega_t] + \gamma E[x_t|\Omega_t] \quad (2.7)$$

Incluindo o mecanismo de ajuste parcial da meta para a taxa de juros nominal, formalizado na equação (2.6):

$$r_t^* = (1 - \rho)\{\alpha + \beta E[\pi_{t+n}|\Omega_t] + \gamma E[x_t|\Omega_t]\} + \rho r_{t-1} + v_t \quad (2.8)$$

Por fim, são eliminados os termos de previsão não observados – outras informações não contempladas de maneira direta na análise –, de forma a reescrever a equação apenas em função de variáveis diretamente tratadas como regressoras:

$$r_t^* = (1 - \rho)\alpha + (1 - \rho)\beta\pi_{t+n} + (1 - \rho)\gamma x_t + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.9)$$

onde o termo de erro  $\varepsilon_t \equiv -(1 - \rho)\{\beta(\pi_{t+n} - E[\pi_{t+n}|\Omega_t]) + \gamma(x_t - E[x_t|\Omega_t])\} + v_t$  consiste em uma combinação linear entre os erros de previsão da inflação, do produto e os choques aleatórios exógenos, representados por  $v_t$ . Sendo  $\mathbf{u}_t$  o vetor de variáveis que relaciona as informações disponíveis no momento em que se determina a taxa de juros, e  $E[\varepsilon_t|\mathbf{u}_t] = 0$ , então  $E[r_t - (1 - \rho)\alpha + (1 - \rho)\beta\pi_{t+n} + (1 - \rho)\gamma x_t + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t|\mathbf{u}_t] = 0$ , condição de ortogonalidade. Para estimar o vetor de parâmetros do modelo  $[\beta, \gamma, \rho, \alpha]$ , os autores aplicaram o Método Generalizado dos Momentos (MGM), usando como instrumentos defasagens do produto, da inflação, da taxa de juros e dos preços das *commodities*. Foram estimadas funções

de reação para seis países divididos em dois grupos distintos: G3, que contemplou os Estados Unidos, a Alemanha e o Japão; e E3, composto por Reino Unido, França e Itália. Os também usaram os resultados obtidos para os parâmetros  $\beta$  e  $\alpha$  para estimar a meta de inflação do Banco Central – que não é explícita em outros países, diferentemente do que ocorre no Brasil com o regime de metas para a inflação. Tendo sido definido  $\alpha \equiv \bar{r} - \beta\pi^*$ , e  $\bar{r} = \overline{rr} + \pi^*$ , logo  $\alpha \equiv \overline{rr}(1 - \beta)\pi^*$ , donde:  $\pi^* = (\overline{rr} - \alpha)/(\beta - 1)$ . Os resultados são apresentados na Tabela 1.

O modelo desenvolvido por Clarida, Galí e Gertler (1997) teve grande influência na literatura empírica para o Brasil, conforme apresentado na próxima seção deste trabalho.

TABELA 1

**Regras de Taylor testadas para economias estrangeiras por Clarida, Galí e Gertler (1997) - MGM**

País	Amostra	$\beta$ (Inflação)	$\gamma$ (hiato do produto)	$\rho$ (inércia da política)	$\alpha$ (constante do modelo)
Alemanha	1979:3 - 1993:12	1,31** (0,09)	0,25** (0,04)	0,91** (0,01)	3,14** (0,28)
Japão	1979:4 - 1994:12	2,04** (0,19)	0,08** (0,03)	0,93** (0,01)	1,21** (0,44)
Estados Unidos	1979:10 - 1994:12	1,79** (0,18)	0,07** (0,06)	0,92** (0,03)	0,26** (0,85)
Inglaterra	1976:6 - 1990:10	0,98** (0,09)	0,19** (0,04)	0,92** (0,01)	5,76** (0,69)
França	1983:5 - 1989:12	1,13** (0,07)	0,88** (0,10)	0,95** (0,01)	5,75** (0,28)
Itália	1981:6 - 1989:12	0,90** (0,04)	0,22** (0,08)	0,95** (0,01)	7,14** (0,37)

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados apresentados por Clarida, Galí e Gertler (1997).

\*, \*\*, \*\*\* respectivamente 10%, 5% e 1% de significância, e desvio padrão entre parêntesis.

### 2.3 LITERATURA EMPÍRICA PARA O BRASIL

Com o objetivo de avaliar o desempenho do regime de metas para a inflação ao longo dos três primeiros anos depois de sua adoção no Brasil – de julho de 1999 a junho de 2002 –, Minella et al. (2002) analisaram os resultados alcançados sob três perspectivas distintas: i) construção da credibilidade; ii) alterações dos preços relativos; e iii) volatilidade da taxa de câmbio. Os autores demonstraram que as expectativas de mercado para a inflação – 12 meses à frente – não apresentaram desvios significativos em relação à meta estabelecida, o que consiste em evidência da eficácia do regime no que concerne à ancoragem das expectativas<sup>8</sup>. A

<sup>8</sup> Foram usadas duas fontes para as expectativas de inflação: i) projeções do Copom para a inflação, apresentadas no Relatório de Inflação do Bacen, o que exigiu a interpolação dos dados, uma vez que eram fornecidos com periodicidade trimestral; e ii) pesquisa diária (survey) conduzida pelo Bacen, com foco nas expectativas de instituições atuantes no mercado financeiro e firmas de consultoria – esses dados passaram a ser divulgados apenas a partir de janeiro de 2000.

fim de avaliar a hipótese, os autores estimaram regressões das expectativas de inflação, com base no método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), em função da meta para a inflação, introduzindo outras variáveis macroeconômicas relevantes, conforme exibido na equação:

$$\pi_t^e = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t-1}^e + \alpha_2 \pi_{t-2}^e + \alpha_3 i_{t-1} + \alpha_4 \pi_{t+12}^* + \alpha_5 \pi_{t-1} \quad (2.10)$$

onde  $\pi_t^e$  representa as expectativas de mercado para a inflação acumulada nos próximos 12 meses,  $\pi_{t-1}^e$  e  $\pi_{t-2}^e$  são termos autorregressivos,  $\alpha_0$  a  $\alpha_5$  são constantes,  $i_{t-1}$  a taxa básica de juros no período anterior,  $\pi_{t+12}^*$  a meta para a inflação interpolada<sup>9</sup> 12 meses à frente e  $\pi_{t-1}$  a inflação acumulada – observada – nos últimos 12 meses, também defasada em um período. Foram testados quatro modelos com base na equação (2.10), encontrando-se os maiores valores (0,70 a 0,96) – com significância estatística ao nível de 1% – para os coeficientes relacionados à meta de inflação prospectiva interpolada ( $\pi_{t+12}^*$ ), o que evidencia o sucesso da implementação do regime para a ancoragem das expectativas ao longo do período analisado, em consonância com a hipótese de que a adoção das metas para a inflação conferiu maior credibilidade à condução da política monetária no país. Além disso, os valores estimados para os coeficientes relacionados à inflação observada ( $\pi_{t-1}$ ) foram pequenos (0,06 e 0,08) e não apresentaram significância estatística, o que contribui para a sustentação de que os agentes econômicos formam suas expectativas de maneira prospectiva. Os resultados são exibidos na Tabela 2.

TABELA 2  
**Reações das expectativas de inflação estimadas por Minella et al. (2002)**

Coeficientes estimados (Desvio Padrão) - Variável dependente: Expectativas de inflação ( $\pi_t^e$ )							
	$\alpha_0$	$\pi_{t-1}^e$	$\pi_{t-2}^e$	$i_{t-1}$	$\pi_{t+12}^*$	$\pi_{t-1}$	R <sup>2</sup> Ajustado (%)
	-4,23*** (1,30)	0,24*** (0,18)	-	0,27*** (0,07)	0,74*** (0,22)	-	88,55
Média das expectativas do mercado (jan/00 - jun/02)	-4,75*** (1,31)	0,48** (0,19)	-0,39** (0,15)	0,29*** (0,07)	0,96*** (0,24)	-	88,61
	-4,22*** (1,32)	0,27 (0,18)	-	0,25*** (0,08)	0,70*** (0,23)	0,06 (0,10)	88,26
	-4,92*** (1,35)	0,50** (0,19)	-0,40** (0,15)	0,27*** (0,08)	0,95*** (0,24)	0,08 (0,11)	88,38

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados apresentados por Minella et al. (2002).

\*, \*\*, \*\*\* respectivamente 10%, 5% e 1% de significância.

<sup>9</sup> A meta para a inflação é anunciada em termos de um valor acumulado para o fim do ano, o que exige a interpolação para se trabalhar com dados em uma base mensal.

Baseados na versão forward-looking da regra de Taylor, proposta por Clarida, Galí e Gertler (1998), Minella et al. (2002) também estimaram funções de reação da taxa de juros. O modelo testado pelos autores é apresentado na equação (2.11):

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + (1 - \alpha_1)(\alpha_0 + \alpha_2 y_{t-1} + \alpha_3 D_t) \quad (2.11)$$

onde  $i_t$  é a taxa Selic<sup>10</sup>,  $\alpha_0$  a  $\alpha_3$  são constantes, sendo  $\alpha_1$  o coeficiente de inércia da política monetária,  $\alpha_2$  a reação da taxa de juros ao hiato do produto no período anterior ( $y_{t-1}$ )<sup>11</sup> e  $\alpha_3$  a reação da taxa de juros corrente em relação a desvios esperados da inflação em relação à meta no período  $D_t$ .<sup>12</sup> Os resultados encontrados para as regras de reação da taxa de juros são exibidos nas Tabelas 3 e 4.

TABELA 3

**Regras de Taylor estimadas por Minella et al. (2002) - Regressões da taxa Selic**

Coeficientes estimados (Desvio Padrão) - Variável dependente: Selic (média mensal)						
Fonte para as expectativas de inflação ( $\pi^e$ )	$\alpha_0$	$i_{t-1}$	$i_{t-2}$	$D_t$	$y_{t-1}$	R <sup>2</sup> Ajustado (%)
Relatório de Inflação (jun/99 - jun/02)	17,50*** (0,36)	0,76*** (0,07)	-	1,78** (0,84)	-0,44*** (0,11)	92,20
	17,57*** (0,48)	1,04*** (0,13)	-0,20** (0,08)	1,84 (1,19)	-0,47*** (0,16)	93,42
Média das expectativas do mercado (jan/00 - jun/02)	16,49*** (0,63)	0,72*** (0,08)	-	1,74** (0,66)	-0,25* (0,13)	91,88
	16,68*** (0,69)	1,36*** (0,18)	-0,56*** (0,15)	1,42* (0,72)	-0,13 (0,17)	94,65

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados apresentados por Minella et al. (2002).

\*, \*\*, \*\*\* respectivamente 10%, 5% e 1% de significância.

<sup>10</sup> O trabalho usou dois conceitos para a taxa de juros: a taxa Selic e o desvio da taxa Selic em relação à sua tendência – estimada pelo filtro HP. O intuito de se usar a segunda definição consistiu no interesse de se investigar a reação da taxa de juros em relação à taxa de juros de longo prazo, o que não se capta com a definição convencional. Em momentos quando a tendência dos juros é de queda, a manutenção da taxa de juros em um mesmo nível diante de aumentos da inflação pode ser considerada como sendo equipara à elevação da taxa de juros.

<sup>11</sup> O hiato do produto foi estimado pela diferença entre o índice de produção industrial – calculado pelo IBGE –, com ajuste sazonal, e sua tendência, estimada com base no filtro HP.

<sup>12</sup> Os desvios esperados da inflação em relação à meta, assim como a meta prospectiva, precisam passar por uma interpolação:  $D_j = \frac{(12-j)}{12}(E_j \pi_t - \pi_t^*) + \frac{j}{12}(E_j \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*)$ , onde  $j$  indexa o mês e  $t$  o ano,  $(E_j \pi_t - \pi_t^*)$  e  $(E_j \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*)$  consistem nos desvios esperados da inflação em relação à meta, respectivamente, para o ano corrente e para o ano seguinte.

TABELA 4  
**Regras de Taylor estimadas por Minella et al. (2002) - Regressões do desvio da taxa Selic**

Coeficientes estimados (Desvio Padrão) - Variável dependente: Desvio da Selic (média mensal)						
Fonte para as expectativas de inflação ( $\pi^e$ )	$\alpha_0$	$i_{t-1}$	$i_{t-2}$	$D_t$	$y_{t-1}$	R <sup>2</sup> Ajustado (%)
Relatório de Inflação (jun/99 - jun/02)	-1,51*** (0,36)	0,81*** (0,06)	-	5,01*** (0,92)	-0,38** (0,15)	96,20
	-1,28*** (0,36)	1,08*** (0,09)	-0,25*** (0,06)	4,25*** (0,77)	-0,43*** (0,13)	97,38
Média de expectativas do mercado (jan/00 - jun/02)	-3,28*** (0,54)	0,71*** (0,08)	-	3,70*** (0,58)	-0,05 (0,13)	96,58
	-3,53*** (0,65)	1,34*** (0,19)	-0,54*** (0,15)	3,63*** (0,68)	0,08 (0,17)	97,65

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados apresentados por Minella et al. (2002).

\*, \*\*, \*\*\* respectivamente 10%, 5% e 1% de significância.

Foram encontrados valores elevados para o coeficiente de inércia (0,71 a 1,36) – indicando gradualismo na condução da política monetária – e para a reação aos aumentos do desvio esperado para a inflação, tanto para as regressões da taxa Selic (1,42 a 1,78) quanto para as regressões do desvio da Selic (3,63 a 5,01). Os resultados evidenciaram que a política monetária reagiu agressivamente a pressões inflacionárias – em particular, a aumentos dos desvios esperados para a inflação –, indicando que a condução da política monetária pode ter sido baseada em uma perspectiva *forward-looking*. Além disso, é possível observar que os coeficientes relacionados ao hiato do produto defasado ( $y_{t-1}$ ) não apresentaram significância estatística em três dos quatro modelos testados com dados de expectativas para a inflação provenientes da pesquisa de mercado, bem como apresentam sinal negativo (-0,47 a -0,38) quando a fonte da série de expectativas é o relatório de inflação, o que indica uma política não aderente ao objetivo de estabilização do produto no curto prazo.

Holland (2005), por sua vez, investigou a hipótese de que autoridades monetárias em economias emergentes, apesar de adotarem o regime de câmbio flutuante, frequentemente não permitiriam a livre ocorrência das flutuações pelo temor dos prejuízos inerentes a grandes elevações do câmbio – “*fear of floating*” –, alterando as taxas de juros a serviço do controle da taxa de câmbio. Para tanto, o autor estimou um modelo estrutural, combinando a Curva IS, a Curva de Phillips e a função de reação do Banco Central, obtendo resultados que evidenciam maior preocupação da autoridade monetária com pressões inflacionárias do que com a volatilidade do câmbio. A amostra usada contemplou o período entre julho de 1999 e janeiro de 2005. A curva IS é apresentada na equação (2.12):

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 r_{t-1} + \beta_4 Fiscal_{t-1} + DU_T + \varepsilon_t^h \quad (2.12)$$

onde  $h_t$  é o logaritmo do hiato do produto<sup>13</sup>,  $r_t$  é o logaritmo da taxa real de juros [ $\log(1+R)$ ] estimado a partir da Selic/Over,  $Fiscal_t$  consiste na dívida pública federal – em percentuais do PIB –,  $DU_T$  é uma variável dummy – introduzida para se avaliarem os impactos da crise energética ocorrida entre 2001 e 2002 – e  $\varepsilon_t^h$  representa os choques de demanda. Foram estimadas seis especificações da curva IS, três para cada definição do hiato do produto.

O autor encontrou ajustes substancialmente melhores para as curvas IS estimadas com a definição do hiato do produto baseada no filtro HP (0,63 a 0,76) do que para aquelas onde o hiato teve seu cálculo baseado em uma tendência linear (0,10 a 0,18). Os sinais encontrados para a taxa de juros foram negativos – e com significância estatística –, e a variável dummy – introduzida para avaliar os efeitos da crise energética – apresentou significância e reduziu o valor do parâmetro relacionado à taxa de juros, sugerindo que o racionamento de energia teve impacto sobre as famílias e as firmas durante um período muito maior do que aquele em que o racionamento efetivamente ocorreu. A variável relacionada pública não apresentou significância estatística. Os resultados obtidos para a curva IS são exibidos na Tabela 5.

TABELA 5  
Curvas IS estimadas por Holland (2005)

Método de especificação do hiato do produto ( $h$ )	$\beta_0$	$h_{t-1}$	$h_{t-2}$	$r_{t-1}$	$Fiscal_{t-1}$	$DU_T$	R <sup>2</sup> (%)
Filtro HP	2,92** (0,81)	0,77** (0,12)	-0,30** (0,13)	-2,3** (0,76)	-	-	63
	1,46** (0,71)	1,25** (0,13)	-0,38** (0,10)	-1,46** (0,63)	-	2,65** (0,43)	76
	3,14 (2,7)	1,24** (0,13)	-0,37** (0,10)	-1,36** (0,65)	-0,43 (0,67)	2,62** (0,46)	76
Tendência Linear	0,74 (0,87)	0,29** (0,12)	-0,19 (0,12)	-0,47 (0,59)	-	-	10
	1,72*** (0,95)	0,26* (0,12)	0,18 (0,12)	-1,25*** (0,66)	-	1,18** (0,51)	17
	2,13 (2,07)	0,26* (0,12)	-0,18 (0,12)	-1,21*** (0,69)	-0,008 (0,03)	1,19** (0,50)	18

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados apresentados por Holland (2005).

\*, \*\*, \*\*\* respectivamente 10%, 5% e 1% de significância, e desvio padrão entre parênteses.

<sup>13</sup> Foram usadas duas *proxys* para o hiato do produto: i) a diferença entre o índice de produção industrial e sua tendência estimada pela aplicação do filtro HP; e ii) a diferença entre o mesmo índice e sua tendência linear.

Para estimar a curva de Phillips usou-se uma especificação *backward-looking*, apresentada na equação (2.13):

$$\pi_t = \beta_1\pi_{t-1} + \beta_2\pi_{t-2} + \beta_3h_{t-1} + \beta_4\Delta p_t^F + \beta_5e_t + \varepsilon_t \quad (2.13)$$

onde  $\pi_t$  é o logaritmo da inflação de preços medida pelo índice de preços ao consumidor,  $\Delta p_t^F$  é o logaritmo do índice de preços ao produtor estrangeiro medido pelo *Wholesale Price Index* (EUA),  $e_t$  é o logaritmo da variação da taxa de câmbio e  $\varepsilon_t$  representa os choques de oferta. Os modelos para a curva de Phillips *backward-looking* apresentaram significância estatística apenas para a primeira defasagem da inflação. Os resultados são apresentados na Tabela 6.

TABELA 6  
**Curvas de Phillips estimadas por Holland (2005)**

Método de especificação do hiato do produto ( $h$ )	$\pi_{t-1}$	$\pi_{t-2}$	$h_{t-1}$	$\Delta p_t^F$	$e_t$	R <sup>2</sup> (%)
Filtro HP	0,64** (0,14)	0,10 (0,14)	-0,03 (0,03)	0,008 (0,006)	-0,81 (2,52)	36
	0,72** (0,09)	-	-0,03 (0,03)	0,002 (0,06)	-0,26 (2,40)	40
Tendência Linear	0,63** (0,14)	0,10 (0,13)	-0,05 (0,05)	-0,01 (0,06)	-1,01 (2,51)	40
	0,72** (0,09)		-0,05 (0,05)	-0,003 (0,06)	-0,44 (2,38)	39

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados apresentados por Holland (2005).

\*, \*\*, \*\*\* respectivamente 10%, 5% e 1% de significância, e desvio padrão entre parênteses.

Com base no argumento de que o principal instrumento de política monetária à disposição do Bacen consiste na taxa de juros de curto prazo, Holland (2005) justificou a relevância de se estimar a regra de reação do Banco Central para os propósitos de seu estudo. O autor, assim como Minella et al. (2002), estimou a regra de Taylor baseado na perspectiva *forward-looking* proposta por Clarida, Galí e Gertler (1997) em seu artigo seminal, acrescentando a depreciação da taxa real de câmbio como variável regressora da taxa de juros, conforme exibido na equação (2.14):

$$r_t = (1 - \rho)\{\alpha + \beta E[\pi_{t+n}|\Omega_t] + \gamma E[x_t|\Omega_t] + \xi E[z_t|\Omega_t]\} + \rho r_{t-1} + v_t \quad (2.14)$$

onde  $\rho$  é o coeficiente de inércia da política monetária,  $\alpha$  a constante do modelo,  $\beta$ ,  $\gamma$ , e  $\xi$  os coeficientes, respectivamente, da expectativa de inflação ( $\pi_{t+n}$ ), do hiato do produto ( $x_t$ ) e da

depreciação do câmbio real ( $z_t$ ). Os resultados encontrados para o modelo básico proposto pelo autor são exibidos na Tabela 7.<sup>14</sup>

TABELA 7  
Regras de Taylor testadas por Holland (2005) - MGM

Método de especificação do hiato do produto ( $h$ )	$\beta$ (Inflação)	$\gamma$ (hiato do produto)	$\rho$ (inércia da política)	$\alpha$ (constante do modelo)	$\xi^r$ (depreciação real do câmbio)	$\xi^n$ (depreciação nominal do câmbio)	R <sup>2</sup> (%)
Filtro HP	2,62** (0,85)	-1,20*** (0,79)	0,45** (0,13)	0,24** (0,09)	-0,18 (0,21)	-	22
	3,03** (0,60)	-0,11 (0,12)	-0,56** (0,04)	-0,71** (0,05)	-	0,51** (0,13)	28
	2,33* (0,78)	-0,95*** (0,58)	0,46** (0,12)	0,21** (0,08)	-	-	19
Tendência Linear	4,35** (1,32)	-1,18*** (1,14)	0,65 (0,15)	0,31*** (0,18)	0,52 (0,41)	-	20
	4,54** (0,50)	0,21** (0,03)	-0,73** (0,003)	-0,54** (0,07)	-	0,83** (0,07)	15
	4,28** (1,31)	-1,41*** (0,55)	0,61** (0,12)	0,19** (0,08)	-	-	19

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados apresentados por Holland (2005).

\*, \*\*, \*\*\* respectivamente 10%, 5% e 1% de significância, e desvio padrão entre parênteses.

Com base nos resultados encontrados, Holland (2005) não confirmou a hipótese de que o Banco Central do Brasil sofrera do “*fear of floating*” durante o período analisado. As estimativas não apresentaram reação significativa ao câmbio real, mas evidenciaram resposta a depreciações nominais, consistente com uma política de curto prazo que busca a estabilidade dos mercados financeiros – a estabilidade financeira, no curto prazo, teria maior importância do que desvios da taxa real de juros de longo prazo. Os coeficientes encontrados para a reação dos juros frente a elevações da inflação (2,33 a 4,99) foram muito superiores aos relacionados à depreciação cambial (-0,18 a 0,83) – considerando todos os modelos apresentados no trabalho – o que evidencia como prioridade da autoridade monetária o controle da inflação. Os resultados também mostraram que o Bacen reagiu mais agressivamente à inflação do que outros bancos centrais, o que consiste com o comportamento de uma autoridade monetária que ainda está em processo de construção da sua reputação.

<sup>14</sup> Foram apresentados no artigo resultados para vinte variações do modelo, com estimações da taxa de juros em nível e 1ª diferença, e especificações da depreciação cambial em termos reais e nominais.



Outro trabalho que estimou a regra de Taylor para o Brasil foi o de Barbosa e Soares (2006). Os autores consideraram nas especificações de seu trabalho a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo e a meta de inflação como sendo variáveis no tempo, o que se fez em adaptação à realidade do regime de metas para a inflação no Brasil, que trabalha com metas explícitas, anunciadas periodicamente pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) ao público.<sup>15</sup> Por sua vez, no que concerne à taxa real de juros de longo prazo, os autores testaram a hipótese de que os juros determinados pelo FED, incrementados pelo risco-país, consistiriam em uma proxy adequada para os juros reais de equilíbrio em uma economia aberta. Para tanto, os autores também usaram uma especificação forward-looking da regra de Taylor, conforme exibido na equação (2.15):

$$i_t^* = r^* + \pi_t^* + (\beta - 1)(\pi_{t+n} - \pi_t^*) + \gamma_1 x_t + \gamma_2 x_{t-1} + \lambda(\Delta x r_t - \Delta x r_{t-1}) \quad (2.15)$$

onde  $i_t^*$  é a meta para a taxa de juros,  $r^*$  é a taxa real de juros de equilíbrio,  $\pi_t^*$  a meta para a inflação,  $\pi_{t+n}$  a inflação esperada em  $t + n$ ,  $x_t$  o hiato do produto, e  $(\Delta x r_t - \Delta x r_{t-1})$  o desvio entre a primeira diferença do logaritmo da taxa real de câmbio e sua defasagem. Baseados no trabalho de Judd e Rudebusch (1998), os autores presumiram que a variação da taxa de juros depende do hiato entre a meta de juros determinada pelo Banco Central e a taxa de juros do período anterior – hipótese da inércia – o que levou à definição apresentada na equação (2.16):

$$\Delta i_t = \phi(i_t^* - i_{t-1}) + \rho \Delta i_{t-1} \quad (2.16)$$

Combinando as duas equações:

$$\Delta i_t^* = \alpha - \phi(i_{t-1} - \pi_t^*) + \phi\beta(\pi_{t+n} - \pi_t^*) + \phi\gamma_1 x_t + \phi\gamma_2 x_{t-1} + \phi\lambda(\Delta x r_t - \Delta x r_{t-1}) + \rho \Delta i_{t-1} \quad (2.17)$$

onde  $\alpha = \phi r^*$ . Quando a taxa real de juros de equilíbrio varia com o tempo, a equação assume a seguinte forma:

$$\Delta i_t^* = -\phi(i_{t-1} - \pi_t^* - r_t^*) + \phi\beta(\pi_{t+n} - \pi_t^*) + \phi\gamma_1 x_t + \phi\gamma_2 x_{t-1} + \phi\lambda(\Delta x r_t - \Delta x r_{t-1}) + \rho \Delta i_{t-1} \quad (2.18)$$

Considerando que a meta para a inflação é explícita no Brasil e pode ser modificada a cada anúncio das autoridades, os autores a incluíram como variável explicativa nos modelos. Por sua vez, a taxa real de juros de longo prazo foi fixada como uma constante na equação (2.17) e declarada variável na equação (2.18). Nesta segunda especificação utilizou-se como

---

<sup>15</sup> Em outras economias, a exemplo do caso dos Estados Unidos, as regras são estimadas com base em uma meta presumida para a inflação, dado que a autoridade monetária não anuncia de maneira explícita o nível de inflação considerado ótimo.

proxy a soma entre a taxa de juros determinada pelo FED e o risco-país, com base na hipótese de que o Brasil teria uma economia pequena e aberta.

Todos os modelos estimados<sup>16</sup> consistem em regressões da primeira diferença da taxa de juros Selic nominal, determinada nas reuniões do Copom. Utilizou-se o IPCA como medida para a inflação e os dados referentes ao produto potencial foram estimados com base em dois métodos: i) suavização do índice de produção industrial – com ajuste sazonal – pela aplicação do filtro HP; e ii) pela tendência linear do mesmo índice. Os dados foram trabalhados com frequência mensal para o período entre maio de 2000 e outubro de 2005.<sup>17</sup> Utilizou-se o método dos Mínimos Quadrados de dois estágios (MQ2E) para todos os modelos estimados.<sup>18</sup>

Outra particularidade do artigo consiste na forma como os resultados foram apresentados. Primeiramente, os autores apresentaram os valores dos coeficientes obtidos pelas estimações diretas dos modelos, o que consiste em uma representação dos valores de curto prazo, sobre os quais os termos de ajuste parcial dos modelos teóricos – em especial o coeficiente  $\phi$  – não têm seus efeitos isolados da reação do Bacen a alterações das variáveis regressoras. Em outras palavras, os valores são apresentados em sua forma “bruta”, por uma perspectiva contemporânea da reação do Bacen. Posteriormente os autores extraíram os efeitos da suavização que ocorre no curto prazo, apresentando a reação dos juros às variáveis explicativas de maneira direta – por uma perspectiva que nominaram como sendo a de longo prazo, apresentada nas equações teóricas (2.17) e (2.18). Os parâmetros de curto prazo para os modelos especificados no trabalho são apresentados nas equações a seguir:

$$\Delta i_t^* = a_0 - a_1(i_{t-1} - \pi_t^*) + a_2(\pi_{t+n} - \pi_t^*) + a_3x_t + a_4x_{t-1} + a_5(\Delta xr_t - \Delta xr_{t-1}) + a_6\Delta i_{t-1} \quad (2.19)$$

$$\Delta i_t^* = a_1(i_{t-1} - \pi_t^* - r_t^*) + a_2(\pi_{t+n} - \pi_t^*) + a_3x_t + a_4x_{t-1} + a_5(\Delta xr_t - \Delta xr_{t-1}) + a_6\Delta i_{t-1} \quad (2.20)$$

Onde  $a_0, a_1, a_2, a_3, a_4, a_5$  e  $a_6$  representam, respectivamente,  $\alpha, \phi, \phi\beta, \phi\gamma_1, \phi\gamma_2, \phi\lambda$  e  $\rho$ . Os valores obtidos para os coeficientes de curto prazo são apresentados na Tabela 8.

<sup>16</sup> Foram estimadas, ao todo, doze funções de reação, sendo quatro baseadas no primeiro modelo – taxa real de juros de equilíbrio constante – e oito no segundo – taxa de juros de equilíbrio variável.

<sup>17</sup> Nos modelos em que se usou o desvio da expectativa de inflação em relação à sua meta calculado com base na interpolação proposta por Minella et al. (2002), o período da amostra foi 2000:05 a 2005:10, ao passo que, nos modelos onde o desvio foi calculado com base em Clarida, Galí e Gertler (1999), o período amostral foi de 2002:03 a 2005:10, em razão da disponibilidade de dados.

<sup>18</sup> Os autores justificaram o uso do método em razão dos potenciais problemas relacionados à correlação entre os resíduos e as variáveis explicativas, podendo tornar os resultados espúrios.

TABELA 8

**Regras de Taylor testadas por Barbosa e Soares (2006) – Coeficientes de curto prazo**

Modelo	Hiato <sup>(1)</sup> produto	Desvio <sup>(2)</sup> inflação	$a_0$ (Constante)	$a_1$ (ajuste)	$a_2$ (desvio da inflação)	$a_3$ (hiato do produto)	$a_4$ (1ª def. do hiato)	$a_5$ (câmbio real)	$a_6$ (suavização)	R <sup>2</sup> (%)
1	TL	M	0,95 (1,53)	-0,10** (-2,14)	0,28*** (3,93)	0,09*** (1,72)	-	0,06*** (2,82)	0,44*** (3,99)	56
2	TL	M	0,59 (0,95)	-0,07 (-1,57)	0,27*** (3,72)	-	0,13** (2,52)	0,05** (2,27)	0,34*** (2,80)	56
3	TL	C	0,94 (1,50)	-0,09** (-2,08)	0,24*** (4,34)	0,10* (1,64)	-	0,06*** (3,38)	0,42*** (3,53)	67
4	TL	C	0,68 (1,06)	-0,08 (-1,63)	0,24*** (4,18)	-	0,14** (2,15)	0,04** (2,25)	0,27* (1,82)	64
5	TL	M	-	-0,04*** (-3,32)	0,16*** (3,52)	0,11*** (3,24)	-	0,06*** (3,16)	0,48*** (4,63)	54
6	HP	M	-	-0,04*** (-2,63)	0,12*** (2,83)	0,11*** (2,78)	-	0,07*** (3,35)	0,54*** (5,11)	51
7	TL	M	-	-0,04*** (-3,40)	0,17*** (3,72)	-	0,12*** (3,85)	0,06** (2,89)	0,40*** (3,64)	56
8	HP	M	-	-0,03** (-2,58)	0,12*** (2,83)	-	0,14*** (3,37)	0,06*** (3,09)	0,45*** (4,21)	53
9	TL	C	-	-0,04*** (-3,30)	0,17*** (4,39)	0,15*** (4,02)	-	0,07*** (3,68)	0,42*** (3,75)	66
10	HP	C	-	-0,03** (-2,23)	0,11*** (3,07)	0,15*** (3,18)	-	0,07*** (3,65)	0,51*** (4,48)	62
11	TL	C	-	-0,04*** (-3,50)	0,18*** (4,51)	-	0,18*** (4,10)	0,06*** (3,08)	0,27** (2,03)	64
12	HP	C	-	-0,03** (-2,36)	0,12*** (3,08)	-	0,17*** (3,11)	0,07*** (3,23)	0,39*** (2,98)	60

Fonte: Elaboração própria com base nos dados apresentados por Barbosa e Soares (2006).

\*, \*\*, \*\*\* respectivamente 10%, 5% e 1% de significância, e estatística-t entre parênteses.

<sup>(1)</sup> O hiato do produto foi estimado com base em dois métodos: i) pela tendência do índice de produção industrial, obtida via aplicação do filtro de Hodrick-Prescott (HP); e ii) pela tendência linear do mesmo índice (TL).

<sup>(2)</sup> O desvio da inflação foi calculado com base em propostas de outros dois trabalhos: Minella et al. (2002) – M – e Clarida, Gali e Gertler (1999) – C.

Os modelos apresentaram ajuste considerado razoável pelos autores (0,50 a 0,67), com significância estatística a 1% para a maioria dos parâmetros e sinais consistentes com a teoria. Extraídos os efeitos inerentes ao ajuste parcial da política monetária – curto prazo –, os valores estimados para os coeficientes apresentados nas equações (2.17) e (2.18) – modelos teóricos –, são apresentados na Tabela 9.

TABELA 9  
**Coefficientes de longo prazo estimados por Barbosa e Soares (2006)**

Modelo	$\alpha$ (Constante)	$\Phi$ (ajuste)	$\beta$ (desvio da inflação)	$\gamma_1$ (hiato do produto)	$\gamma_2$ (1ª def. do hiato)	$\lambda$ (câmbio real)	$\rho$ (suavização)	$r^*$
1	0,95	0,10	1,82	0,92	-	0,55	0,44	9,46
2	0,59	0,07	2,65	-	1,77	0,62	0,34	7,97
3	0,94	0,09	1,57	1,03	-	0,61	0,42	9,92
4	0,68	0,08	2,22	-	1,91	0,59	0,27	8,99
5	-	0,04	2,79	2,49	-	1,47	0,48	-
6	-	0,04	2,57	3,23	-	1,97	0,54	-
7	-	0,04	2,88	-	2,88	1,28	0,40	-
8	-	0,03	2,59	-	3,97	1,76	0,45	-
9	-	0,04	3,54	4,16	-	1,76	0,42	-
10	-	0,03	3,07	5,50	-	2,46	0,51	-
11	-	0,04	3,57	-	4,48	1,45	0,27	-
12	-	0,03	2,97	-	5,83	2,17	0,39	-

Fonte: Elaboração própria com base nos dados apresentados por Barbosa e Soares (2006).

Os valores encontrados para a taxa real de juros de longo prazo ( $r^*$ ) foram 9,46; 7,97; 9,92 e 8,99. Portanto, segundo Barbosa e Soares (2006), a taxa real de juros de longo prazo seria elevada no Brasil, estando compreendida entre 8% e 10%, com base nos dados analisados.

Apesar de os coeficientes relacionados ao câmbio real apresentarem significância estatística em todas as regressões, seus valores estimados – de 0,55 a 2,46 sob a perspectiva de longo prazo – são substancialmente inferiores aos valores encontrado para o hiato da inflação ( $\beta$ ) – de 1,57 a 3,57 –, o que denota a prioridade do Bacen em controlar a inflação. Além disso, os valores elevados de longo prazo encontrados para a reação à inflação – muito superiores ao valor de referência igual a um – indicam aderência da política monetária ao princípio de Taylor, sugerindo que as elevações dos juros tenham sido mais do que proporcionais aos aumentos da inflação – suficientes para desencadear elevações da taxa real de juros –, de forma que a política monetária foi agressiva, e não acomodática.

Foram encontradas evidências de que a autoridade monetária ajusta de maneira parcial a taxa de juros, seja pela rejeição de hipótese de nulidade do coeficiente de inércia ( $\rho$ ), seja pela rejeição da hipótese de unidade do coeficiente de ajuste ( $\Phi$ ). Os resultados foram consistentes com aqueles apresentados em estudos anteriores para o Brasil – e para outros países –, a exemplo de Minella et al. (2002).

Por fim, em relação aos resultados encontrados para o hiato do produto, os coeficientes se revelaram inferiores àqueles obtidos para o hiato da inflação nos modelos estimados com intercepto, ao passo que ficaram maiores do que os relacionados à inflação na maioria dos

modelos sem intercepto – em seis dos oito modelos –, não se rejeitando sua inclusão – corrente ou defasada – como variável relevante nas regressões. Apesar de significativos e de apresentarem valores consideravelmente elevados, esses coeficientes foram os que apresentaram também as maiores amplitudes –  $0,92 < \gamma_1, \gamma_2 < 5,83$ . As evidências sugerem que o Bacen estaria, também, comprometido com a estabilização do produto em relação à sua tendência – linear ou estimada com base no filtro HP. No entanto, os autores prescreveram cautela para a análise do resultado, considerando a sensibilidade dos valores encontrados às especificações das variáveis regressoras e à inclusão do intercepto.

Modenesi (2011), a partir de uma versão *backward-looking* da regra de Taylor, estudou a política monetária no Brasil para o período entre janeiro de 2000 e dezembro de 2007, com o objetivo de discutir o conservadorismo na condução da política monetária para o Brasil, marcado por sua elevada inércia e pelas altas taxas de juros. O autor justificou a abordagem baseado em críticas de ordem metodológica ao uso dos dados de expectativas de inflação fornecidos pela pesquisa *Focus*<sup>19</sup>, realizada pelo Bacen, com destaque para problemas inerentes a: i) endogeneidade; ii) causalção reversa; e iii) potencial comportamento oportunista por parte dos agentes que respondem à pesquisa, podendo reportar expectativas sem aderência com a realidade, a fim de influenciar o comportamento do Bacen na condução da política monetária. Não se contestou a relevância da hipótese das expectativas racionais no campo teórico, mas se defendeu o uso das expectativas adaptativas em razão das restrições inerentes aos dados e, também, com base nos próprios resultados empíricos obtidos – significância a 1% dos coeficientes relacionados à inflação passada, sustentando o argumento de que o Bacen pode ter utilizado uma regra de formação das expectativas de caráter adaptativo. O autor também buscou analisar a resposta da política monetária ao aumento dos preços livres e dos preços administrados, conforme o modelo formalizado na equação (2.21):

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2)[\alpha_3 + \alpha_4(Liv_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \alpha_5(Adm_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \alpha_6(Ind_{t-1} - Ind_{t-1}^*)] \quad (2.21)$$

onde  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  consistem nos coeficientes de inércia que ponderam, respectivamente, a primeira e a segunda defasagem da taxa de juros efetiva (Selic),  $\alpha_3$  é a constante do modelo – usada para estimar a taxa nominal de juros de equilíbrio.  $\alpha_4$ ,  $\alpha_5$  e  $\alpha_6$  indicam as reações dos juros a desvios em relação à meta para a inflação, respectivamente, dos preços livres  $(Liv_{t-1} - \pi_{t-1}^*) = Dliv$  e dos preços administrados  $(Adm_{t-1} - \pi_{t-1}^*) = Dadm$ . Por fim,  $\alpha_6$  é a sensibilidade do hiato

---

<sup>19</sup> Trata-se da – já referida neste trabalho – pesquisa de mercado (*survey*) em que se coletam dados referentes às expectativas dos agentes econômicos. Esses dados são frequentemente usados pela literatura empírica para o Brasil, mas não têm unanimidade entre os autores, a exemplo de Modenesi (2011), que mostrou restrições e embasou sua posição nos trabalhos de Favero e Giavazzi (2002) e Gonçalves e Fenolio (2007).

do produto ( $Ind_{t-1} - Ind_{t-1}^*$ ) =  $Dind$ , estimado pela diferença entre o índice de produção industrial e sua tendência, calculada com base na aplicação do filtro HP.<sup>20</sup> Foi usado o método dos Mínimos Quadrados Ordinários e foram estimadas três variações do modelo, que se diferenciam pela defasagem usada para a variável relacionada ao hiato do produto ( $Dind$ ). Todos os dados foram trabalhados com periodicidade mensal. Os resultados obtidos são apresentados na Tabela 10.

TABELA 10  
Regras de Taylor testadas por Modenesi (2011)

Defasagem usada para $Dind$	$\alpha_1$ <i>AR(1)</i>	$\alpha_2$ <i>AR(2)</i>	$\alpha_3$ <i>(constante)</i>	$\alpha_4$ <i>(Dliv)</i>	$\alpha_5$ <i>(Dadm)</i>	$\alpha_6$ <i>(Dind)</i>	R <sup>2</sup> Ajustado (%)
$Dind$	1,63*** (0,07)	-0,71*** (0,06)	14,71*** (0,71)	0,52*** (0,20)	0,42*** (0,12)	0,32* (0,17)	99,09
$Dind (-1)$	<b>1,62***</b> <b>(0,07)</b>	<b>-0,70***</b> <b>(0,06)</b>	<b>14,81***</b> <b>(0,75)</b>	<b>0,54***</b> <b>(0,21)</b>	<b>0,39***</b> <b>(0,12)</b>	<b>0,33*</b> <b>(0,19)</b>	<b>99,09</b>
$Dind (-2)$	1,59*** (0,07)	-0,67*** (0,07)	14,83*** (0,75)	0,58*** (0,22)	0,37*** (0,13)	0,40* (0,21)	99,11

Fonte: Elaboração própria com base nos dados apresentados por Modenesi (2011).

\*, \*\*, \*\*\* respectivamente 10%, 5% e 1% de significância, e desvio padrão entre parênteses.

Todos os modelos testados apresentaram elevado grau de ajuste – todos acima de 99% –, com significância a 1% para quase todos os coeficientes – os coeficientes relacionados ao hiato do produto apresentaram significância a 10%. Para a análise dos resultados, o autor selecionou o segundo modelo – com uma defasagem do hiato do produto ( $Dind(-1)$ ) – em razão de suas propriedades estatísticas – em particular, por ter apresentado resultados mais favoráveis para o teste de correlação serial de Breusch-Godfrey (LM).

Os resultados obtidos evidenciaram que a condução da política monetária para o período apresentou elevado grau de inércia – com peso de 0,92 para a soma dos componentes autorregressivos,  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  –, o que significa que, durante o período analisado, a política monetária reagiu de forma sutil – na proporção do peso residual de 0,08 – ao estado corrente da economia – que contempla as variáveis  $Dliv$ ,  $Dadm$  e  $Dind$ . O autor argumentou que a contrapartida de uma elevada inércia se traduz por uma alteração muito lenta e parcimoniosa da taxa de juros, mesmo que haja uma queda (elevação) expressiva da inflação ou uma desaceleração (aceleração) significativa da atividade econômica, tornando a política monetária intrinsecamente pró-cíclica. Clarida, Galí e Gertler (1999) encontraram evidências de que reação do FED – entre 1960 e 1996 – ao estado corrente da economia foi de 0,32 para o período

<sup>20</sup> Os índices referentes à produção industrial, aos preços livres e aos preços administrados foram fornecidos pelo IBGE, sendo as respectivas taxas calculadas pelo autor.

pré-Volcker e 0,21 para o período Volcker-Greenspan, valores muito superiores aos encontrados por Modenesi (2011) para o Bacen – entre 0,08 e 0,11.

Os modelos testados apresentaram evidências de que a reação dos juros foi mais intensa a aumentos dos preços livres (0,54) do que a aumentos dos preços administrados (0,39). A soma dos coeficientes relacionados à reação aos preços foi inferior ao valor de referência ( $D_{liv} + D_{adm} = 0,93 < 1$ ), indicando que a política pode ter sido desestabilizadora em relação à inflação. Além disso, o coeficiente relacionado ao produto ( $D_{ind}$ ) apresentou significância estatística e sinal positivo, em aderência com a teoria econômica – e destoando de trabalhos anteriores, como o de Minella et al. (2002) –, mas pequena magnitude (0,33), o que evidencia uma baixa sensibilidade do Bacen à atividade econômica. As gestões Volcker-Greenspan no FED, analisadas por Clarida, Galí e Gertler (1999), se revelaram mais reativas a alterações do produto, apresentando um coeficiente substancialmente mais elevado (0,93).

Por fim, Modenesi (2011) encontrou um valor consideravelmente alto para a constante em seu modelo, indicando uma elevada taxa de juros (nominal) de equilíbrio para o Brasil ( $\alpha_3 = 14,81$ ), o que o autor qualifica como sendo peça fundamental do conservadorismo que marca a política monetária no Brasil. Mesmo que a meta para a inflação fosse sistematicamente cumprida ( $D_{liv}, D_{adm} = 0$ ) e a economia funcionasse de maneira perfeitamente coordenada, com equilíbrio constante entre a oferta e a demanda agregada ( $D_{ind} = 0$ ), por oito anos consecutivos, o Bacen manteria a Selic em torno de 15% ao ano. O autor concluiu que seria necessário um estado de deflação crônica – e de grandes proporções –, decorrente de uma inflação cerca de 10 pontos percentuais abaixo da meta ( $D_{liv}, D_{adm} = -10$ ) para que a Selic se estabilizasse em torno de 6% a.a., um patamar mais próximo daquele particado no resto do mundo.

Com o objetivo de investigar o comportamento da autoridade monetária brasileira entre janeiro de 2005 e julho de 2012, Moreira e Nobre (2014) estimaram regras de reação do Bacen com base no método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Foi utilizada a especificação do tipo *forward-looking* e todas as séries foram trabalhadas com periodicidade mensal – os resultados para os modelos testados são apresentados na Tabela 11. Os autores estimaram a taxa básica de juros Selic ( $i$ ), fixada pelo Copom, em função de sua defasagem em um período ( $i_{t-1}$ ); do hiato do produto ( $Y$ ) – estimado pelo desvio do índice de produção mensal da indústria geral em relação à sua tendência, calculada com base no filtro HP ; do desvio da inflação acumulada em 12 meses em relação à inflação acumulada até o mês anterior ( $p$ ) – medida com base no IPCA ; do desvio da expectativa de inflação, 12 meses à frente, em relação à expectativas

formadas no mês anterior ( $\text{exp}_p$ )<sup>21</sup>; e da taxa de câmbio real ( $e$ ), fornecida pelo Ipea (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada).<sup>22</sup> Como os testes de raiz unitária realizados (ADF) indicaram que as variáveis regressoras se integravam com ordem I(1), as mesmas foram incluídas no modelo em 1ª diferença – à exceção do termo autorregressivo, dado que a Selic ( $i$ ) se revelou estacionária em nível.

TABELA 11  
**Regras de Taylor testadas por Moreira e Nobre (2014) – MQO**

Variável dependente: Selic ( $i$ )							
Modelo	C	$D(e)_{t-1}$	$D(Y)_{t-1}$	$D(\text{exp}_p)_{t-1}$	$D(p)_{t-1}$	$i_{t-1}$	R <sup>2</sup> Ajustado (%)
Modelo 1	-0,06 (0,76)	0,23 (0,64)	-0,01 (0,65)	0,20 (0,37)	0,43** (0,01)	1,00*** (0,00)	98,38
Modelo 2	-	0,22 (0,65)	-0,01 (0,63)	0,19 (0,39)	0,43** (0,01)	0,99*** (0,00)	98,40
Modelo 3	-	-	-0,01 (0,56)	0,18 (0,40)	0,43** (0,01)	0,99*** (0,00)	98,42
Modelo 4	-	-	-	0,18 (0,39)	0,42** (0,01)	0,99*** (0,00)	98,43
Modelo 5	-	-	-	-	0,48*** (0,00)	0,99*** (0,00)	98,43

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados apresentados por Moreira e Nobre (2014).

\*, \*\*, \*\*\* respectivamente 10%, 5% e 1% de significância, e p-valor entre parênteses.

Os modelos testados não apresentaram significância estatística para o hiato do produto, o que está em consonância com resultados encontrados em vários trabalhos empíricos para o Brasil, que indicaram insensibilidade da política monetária ao produto. Os autores acrescentaram que a ausência de significância pode ser consequência, também, de aspectos metodológicos relacionados à mensuração da variável não observável, em particular, do uso do índice de produção industrial – pouco abrangente – como proxy do PIB, aspecto que não se pode negligenciar na análise. Também não se encontrou significância estatística para a constante, para o câmbio real ( $e$ ) e para as expectativas de inflação ( $\text{exp}_p$ ).

Por outro lado, evidenciou-se um elevado grau de inércia da taxa de juros (entre 0,99 e 1,00) – com significância estatística a 1% – para todos os modelos estimados. Os valores são superiores aos encontrados em trabalhos que antecederam o de Moreira e Nobre (2014), sugerindo que o Bacen se tornou mais inerte na condução da política monetária ao longo dos anos. Os autores argumentam que, embora o gradualismo seja um fato consensual na literatura

<sup>21</sup> Dados extraídos do SGS (Sistema Gerador de Séries Temporais) do Banco Central do Brasil.

<sup>22</sup> A variação da taxa real de câmbio ( $e$ ) é obtida pelo logaritmo da razão entre a mesma e sua defasagem.



– em nível teórico e empírico –, pode-se constatar que a inércia foi excessiva no período, especialmente se o resultado for comparado com uma pluralidade de trabalhos realizados para o Brasil e para outros países.

Por fim, os autores encontraram evidências de que a reação da taxa básica de juros a variações das expectativas de inflação pode ter perdido peso na condução da política monetária, uma vez que não se encontrou significância estatística para os coeficientes relacionados à variável ( $exp_p$ ), em nenhum dos modelos testados. O resultado sugere, em conjunto com o elevado coeficiente de inércia, que os ajustes da taxa de juros realizados pelo Bacen não estariam de acordo com o previsto para uma condução prospectiva da política monetária. As evidências sugerem uma postura pró-cíclica da autoridade monetária para o período.

Com o objetivo de investigar se o Banco Central do Brasil passou a operar com discricionariedade a taxa de juros, se afastando do princípio de Taylor na condução da política monetária, Moreira (2015) estimou regras de Taylor – por MQO e MGM – para o período entre janeiro de 2005 e maio de 2013. A hipótese se sustentou na observação de uma redução da taxa real de juros *ex-post* durante o período analisado sem que se observasse, em contrapartida, um movimento estrutural de redução da inflação ou do desvio da inflação. Embora o ciclo da taxa de juros frequentemente esteja relacionado a ciclos de outras variáveis macroeconômicas relevantes, a redução dos juros, em tais circunstâncias, pode indicar um comportamento discricionário da autoridade monetária.

Moreira (2015) também analisou se o Bacen reagiu a movimentos da taxa nominal de câmbio, dada a relevância do efeito *pass-through* para a inflação ao consumidor. Segundo o autor, considerando-se que o objetivo central do regime de metas para a inflação consiste na manutenção do controle da inflação ao consumidor ao longo do tempo, sendo esta sensível a variações da taxa de câmbio, é possível que a autoridade monetária reaja a tais variações, a fim de evitar desvios da inflação em relação à meta anunciada. A discussão assume dimensão mais abrangente ao se avaliar o grau de autonomia da política em relação a fatores externos, com decisões de reação da taxa de juros orientadas pelo comportamento de variáveis de caráter doméstico – o que se espera de um país que adotou o regime de metas para a inflação. Para testar como o Bacen reagiu a variáveis externas, o autor analisou – por meio do uso de uma variável *dummy* – como a condução da taxa de juros foi afetada pela crise financeira interacional de 2008 – crise do Subprime.

Foram testadas seis regressões da taxa básica de juros (Selic) efetiva ( $I$ ), tendo sido usadas como variáveis explicativas a sua defasagem em um período ( $I_{t-1}$ ), as expectativas de inflação acumulada 12 meses à frente ( $EXP_P$ ), a inflação acumulada em 12 meses ( $P$ ) – medida

pelo IPCA –, o produto (Y) – o IBC-Br foi usado como proxy –, a taxa nominal de câmbio (E) – R\$/US\$ – e a já mencionada variável *dummy* (SUBPRIME).<sup>23</sup> Todos os dados foram trabalhados com periodicidade mensal, e as únicas variáveis que se revelaram estacionárias em nível – com base nos testes de raiz unitária ADF, PP e DF-GLS – foram a taxa Selic (I) e a taxa nominal de câmbio (E), sendo as demais integradas de ordem I(1). Os resultados obtidos pela aplicação do MQO – com a correção de Newey-West para lidar com problemas de heterocedasticidade e autocorrelação serial – e do MGM são apresentados, respectivamente, nas Tabelas 12 e 13.

TABELA 12

**Regras de Taylor testadas por Moreira (2015) - MQO com correção de Newey-West**

	C	I <sub>t-1</sub>	D(EXP_P) <sub>t-1</sub>	D(P) <sub>t-1</sub>	D(Y) <sub>t-1</sub>	E <sub>t-1</sub>	SUBPRIME <sub>t-1</sub>	R <sup>2</sup> Ajustado (%)
Eq.1	-0,08 (0,22)	1,00*** (0,02)	0,21 (0,25)	0,41** (0,18)	-0,02 (0,02)	-	-	98,69
Eq.2	-0,01 (0,22)	0,99*** (0,02)	0,40 (0,26)	-	-0,003 (0,03)	-	-	98,61
Eq.3	0,45 (0,49)	1,01*** (0,02)	0,13 (0,21)	0,38* (0,20)	-0,02 (0,03)	-0,36 (0,25)	-	98,72
Eq.4	0,59 (0,53)	1,01*** (0,02)	0,29 (0,22)	-	-0,01 (0,03)	-0,41 (0,28)	-	98,65
Eq.5	0,40 (0,48)	1,00*** (0,02)	0,14 (0,20)	0,32 (0,21)	-0,02 (0,03)	-0,27 (0,24)	-0,22 (0,16)	98,75
Eq.6	0,50 (0,52)	1,00*** (0,02)	0,27 (0,20)	-	-0,01 (0,04)	-0,28 (0,27)	-0,27 (0,15)	98,71

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados apresentados por Moreira (2015).

\*, \*\*, \*\*\* respectivamente 10%, 5% e 1% de significância, e desvio padrão entre parênteses.

TABELA 13

**Regras de Taylor testadas por Moreira (2015) - MGM**

	C	I <sub>t-1</sub>	D(EXP_P) <sub>t-1</sub>	D(P) <sub>t-1</sub>	D(Y) <sub>t-1</sub>	E <sub>t-1</sub>	SUBPRIME <sub>t-1</sub>	R <sup>2</sup> Ajustado (%)
Eq.1	0,02 (0,15)	0,98*** (0,01)	0,26 (0,19)	0,38*** (0,11)	-0,01 (0,02)	-	-	98,48
Eq.2	0,23* (0,12)	0,97*** (0,01)	0,40** (0,19)	-	0,003 (0,02)	-	-	98,45
Eq.3	1,04*** (0,35)	0,99*** (0,01)	0,17 (0,14)	0,27** (0,14)	-0,02 (0,02)	-0,54*** (0,16)	-	98,62
Eq.4	1,41*** (0,24)	0,98*** (0,01)	0,18 (0,14)	-	-0,02 (0,02)	-0,69*** (0,12)	-	98,62
Eq.5	0,17** (0,55)	0,96*** (0,02)	0,21 (0,17)	-0,22 (0,23)	-0,03 (0,04)	-0,32 (0,34)	-1,12*** (0,30)	97,71
Eq.6	0,94** (0,43)	0,96** (0,02)	0,18*** (0,16)	-	-0,03 (0,04)	-0,25 (0,29)	-0,99*** (0,24)	97,99

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados apresentados por Moreira (2015).

\*, \*\*, \*\*\* respectivamente 10%, 5% e 1% de significância, e desvio padrão entre parênteses.

<sup>23</sup> A variável dummy assumiu valor unitário para o período entre novembro de 2008 e novembro de 2009, e nulo para o restante do período amostral. A variável selecionada para definir os valores da dummy foi o produto (Y).

Todos os modelos testados – com base nos dois métodos aplicados – apresentaram um coeficiente  $R^2$  ajustado acima de 0,9 e elevado grau de inércia para a política monetária (entre 0,96 e 1,01) – com significância estatística a 1% – o que consiste com a hipótese de que o Bacen foi excessivamente gradualista na condução da política monetária durante o período amostral. Os valores encontrados para a inércia são superiores aos apresentados pela maioria dos trabalhos anteriores – com amostras mais antigas –, o que sugere um aumento do gradualismo para o ajuste da taxa de juros. Além disso, nos modelos em MQO, não foram encontrados coeficientes com significância estatística para as expectativas de inflação (EXP\_P) – *forward-looking* – e para o produto (Y) – que apresentou sinal negativo, diferentemente do que postula a teoria –, o que não é consistente com uma política contracíclica, mas indica um comportamento desestabilizador em relação à inflação e ao produto. Por outro lado, encontrou-se significância estatística e sinal positivo – aderente ao que prevê a teoria econômica – para o componente retrospectivo – *backward-looking* – testado, relacionando a inflação observada (P) à taxa de juros – nas equações 1 e 3 –, por ambos os métodos de estimação aplicados, e para os coeficientes relacionados à expectativa de inflação (EXP\_P) nos modelos estimados pelo MGM. No entanto, os coeficientes não excederam a unidade, o que também evidencia uma postura acomodatória em relação ao aumento da inflação.

No que tange a reação da taxa de juros a movimentos da taxa câmbio nominal (E) e à crise de 2008 (SUBPRIME), não foram encontrados coeficientes com significância estatística para nenhum dos modelos estimados por MQO, além de se terem encontrado valores negativos para a taxa de câmbio, o que é inconsistente com a teoria. Por outro lado, nos modelos estimados pelo MGM, encontrou-se significância estatística para as duas variáveis. O coeficiente para a taxa de câmbio apresentou significância a 1% nas equações 3 e 4 – nas quais não se buscou controlar os efeitos da crise de 2008 –, mas novamente foram encontrados sinais negativos. Por fim, nas equações 5 e 6 que foram estimadas pelo MGM, os coeficientes relacionados à crise do Subprime apresentaram significância estatística a 1% e sinal negativo, indicando que o Bacen optou por reduzir a taxa de juros em reação à queda do produto desencadeada pela crise.

Com base na breve discussão realizada acerca da literatura empírica para o Brasil, é possível conjecturar a existência de um consenso – ou uma predominância de trabalhos que apontem para esta direção – quanto à elevada inércia na execução da política monetária pelo Banco Central, indicando conservadorismo da autoridade monetária para promover alteração da taxa de juros no curto prazo. Os trabalhos aqui apresentados também ponderam acerca de potenciais prejuízos, em termos de eficiência – aderência ao princípio de Taylor –, ao se conduzir a taxa de juros com excessivo gradualismo, de forma que reações a aumentos de

expectativas de inflação – ou mesmo desvios correntes em relação à meta – podem ser comprometidas por um coeficiente de sensibilidade ao estado da economia que seja muito reduzido. A inércia da política monetária tem sua importância defendida na literatura – a exemplo de King (1996) – por permitir que uma economia com inflação elevada possa, ao longo dos anos, seguir uma trajetória de convergência para patamares reduzidos de inflação. No entanto, em um contexto onde a inflação – ou expectativa de inflação – esteja em franca aceleração (ou redução), a inércia excessiva pode dificultar elevações (ou reduções) da taxa real de juros, o que compromete a eficácia da política monetária nos objetivos de estabilizar o produto – equilibrar a oferta e a demanda no curto prazo – e controlar a inflação no longo prazo.

### 3 INVESTIGAÇÃO EMPÍRICA PARA O BRASIL

#### 3.1 VARIÁVEIS E DADOS

Este trabalho se dedica a estudar a evolução da regra de Taylor no Brasil, por meio de uma comparação entre os últimos quatro mandatos presidenciais do Bacen. Em consonância com o objetivo, foram estimadas equações de reação para cada uma das gestões contempladas pela amostra total, que compreende o período entre janeiro de 2003 e julho de 2021. As regressões foram estimadas com base em dois métodos: i) Mínimos Quadrados Ordinários (MQO); e ii) Método Generalizado dos Momentos (MGM). As amostras são exibidas na Tabela 14.<sup>24</sup>

TABELA 14

**Presidências do Bacen – Períodos amostrais**

Gestão	Início	Término	Observações
Henrique Meirelles	jan/03	dez/10	96
Alexandre Tombini	jan/11	mai/16	65
Ilan Goldfajn	jun/16	fev/19	33
R. Campos Neto	mar/19	jul/21	29
<b>Amostra Agregada</b>	<b>jan/03</b>	<b>jul/21</b>	<b>223</b>

Fonte: Elaboração própria.

A adoção do regime de metas para a inflação (1999) consiste em um evento recente, que impactou de maneira disruptiva a forma como a política monetária é conduzida no Brasil. Além disso, as regras de reação do Banco Central normalmente são estimadas com periodicidade mensal – a exemplo de como se fez neste trabalho – ou trimestral, o que também contribui para a redução do número de observações à disposição do pesquisador. Por essas razões, enfrenta-se a restrição de pequenas amostras, comum a toda a literatura empírica para o Brasil. Buscou-se lidar com o problema estimando-se períodos agregados, o que permitiu analisar as menores subamostras – gestões C. Neto e Goldfajn, que apresentam, respectivamente, 29 e 33 observações – de maneira conjunta, aumentando o número de observações para 62. Na Tabela 15, são exibidos os tamanhos das amostras usadas em trabalhos relevantes para o Brasil, referenciados nesta dissertação. Pode-se notar que os outros artigos, na média, tiveram menos dados à disposição do que o presente trabalho – mais recente.<sup>25</sup>

<sup>24</sup> Nos casos em que o Bacen esteve sob a gestão de mais de um presidente em um mesmo mês, atribuiu-se o mês em questão àquele que esteve pelo maior número de dias à frente da autarquia.

<sup>25</sup> Minella et al. (2002) estimaram modelos com apenas 30 observações, ao passo que Barbosa e Soares (2006), em alguns dos modelos, usaram apenas 43 observações.

TABELA 15  
**Outros trabalhos empíricos para o Brasil - Amostras**

Trabalho	Início	Término	Observações
Minella et al. (2002) <sup>1</sup>	jul/99	jun/02	36
Holland (2005)	jul/99	jan/05	67
Barbosa e Soares (2006) <sup>2</sup>	mai/00	out/05	66
Modenesi (2011)	jan/00	dez/07	96
Nobre e Moreira (2014)	jan/05	jul/12	91
Moreira (2015)	jan/05	mai/13	101

Fonte: Elaboração própria.

<sup>1</sup> Foram analisados dois períodos: i) 1999:07 a 2002:06 (36 observações); e ii) 2000:01 a 2002:06 (30 observações).

<sup>2</sup> Foram analisados dois períodos: i) 2000:05 a 2005:10 (66 observações); e ii) 2002:03 a 2005:10 (43 observações).

Esta pesquisa fez uso de séries temporais com periodicidade mensal, obtidas a partir de fontes secundárias como o Ipeadata e o SGS (Sistema Gerenciador de Séries Temporais) do site oficial do Banco Central do Brasil. Na Tabela 16, são apresentadas as variáveis utilizadas para a concepção deste trabalho.

TABELA 16  
**Séries temporais (dados mensais)**

Série	Descrição	Fonte [Fórmula]
$i$	Taxa básica de juros (Selic Meta), determinada em reunião do Copom.	Bacen
$r$	Taxa real de juros <i>ex-ante</i> , calculada pela diferença entre a meta para a taxa de juros ( $i$ ) e a inflação esperada em 12 meses ( $\pi^e$ ).	$[r = i - \pi^e]$
$desv\_i$	Desvio da Selic Meta, determinada pelo Copom, em relação à tendência, estimada com base no filtro HP (ihp).	$[desv\_i = i - ihp]$
$desv\_r$	Desvio da taxa real de juros <i>ex-ante</i> em relação à sua tendência, estimada com base no filtro HP (rhp).	$[desv\_r = r - rhp]$
$Y$	Hiato do produto calculado pelo desvio do IBC-BR em relação à sua tendência, estimada com base no Filtro HP (ibcbrhp).	$[Y = IBC-BR - ibcbrhp]$
$\pi^e$	Expectativa de inflação para os próximos 12 meses.	Ipeadata
$desv\_ \pi^e$	Desvio da inflação em relação à meta de inflação interpolada 12 meses à frente ( $IPCA^M_{t+12}$ ).	$[desv\_ \pi^e = \pi^e - IPCA^M_{t+12}]$
$\pi^{obs}$	Inflação acumulada (observada) em 12 meses, calculada com base no IPCA.	Bacen
$desv\_ \pi^{obs}$	Desvio <i>ex-post</i> da inflação em relação à meta interpolada ( $IPCA^M$ ).	$[desv\_ \pi^{obs} = \pi^{obs} - IPCA^M]$
$e$	Taxa de câmbio (nominal) R\$/US\$ comercial (valor de venda) média do período.	Ipeadata

Fonte: Elaboração Própria.

Como a meta para a taxa Selic ( $i$ ) é determinada em reuniões do Copom – que ocorrem em intervalos de 45 dias –, e os dados foram trabalhados em uma base mensal para os meses em que ocorreu mais de uma reunião, considerou-se o valor determinado na primeira. Por outro lado, nos meses em que o comitê não se reuniu, utilizou-se como referência a meta do mês anterior.<sup>26</sup> O intuito de se utilizar a meta para a taxa de juros – e não a Selic efetiva, praticada pela mesa de operações de mercado aberto do Bacen – é consistente com objetivo maior de avaliar a reação da gestão da autoridade monetária frente a alterações de variáveis macroeconômicas relevantes para a determinação da taxa de juros.<sup>27</sup>

A análise do princípio de Taylor é compatível com a estimação da regra em termos reais. O uso da taxa real de juros *ex-ante* ( $r$ ) se justifica pela concepção de que os agentes econômicos tomam suas decisões baseados em suas expectativas – abordagem *forward-looking* –, o que exige do Bacen uma reação dos juros nominais que seja suficiente para desencadear alterações da taxa real de juros esperada e, conseqüentemente, gerar efeitos reais sobre a economia que contribuam para o controle da inflação.

Minella et al. (2002) propuseram uma especificação alternativa para estimar a função de reação da taxa de juros. Os autores utilizaram – além da Selic em sua forma convencional – o desvio da Selic em relação à sua tendência – estimada pelo filtro de Hodrick-Prescott (HP), em sua configuração *default* ( $\lambda = 14.400$ ).<sup>28</sup> Segundo os autores, a motivação para se utilizar o desvio da Selic deriva do interesse de se analisar como a taxa de juros se comporta em relação à sua trajetória de equilíbrio diante de elevações das expectativas de inflação. Em casos onde a tendência da taxa de juros é de queda e a economia sofre choques que podem elevar a inflação, a manutenção da taxa de juros no mesmo patamar pode ser equivalente a uma elevação em reação a esses choques, o que não seria captado pela regra convencional. Este trabalho incorporou a proposta dos autores. Não apenas se estimaram as regras de Taylor em termos dos desvios da taxa de juros em relação à sua tendência ( $desv\_i$ ), como também se procedeu a análise em termos reais ( $desv\_r$ ), novamente com o intuito de se analisar a eficiência da política monetária com base no princípio de Taylor.

---

<sup>26</sup> Mendonça e Souza (2007) adotaram esta especificação da meta para a taxa Selic em seu estudo acerca dos efeitos da credibilidade da política monetária sobre a determinação da taxa de juros.

<sup>27</sup> A maioria dos trabalhos que estimam a regra de Taylor utiliza a taxa básica de juros efetiva – Selic/Over. No entanto, estes mesmos trabalhos procedem alguma forma de tratamento dos dados, para que possam ser utilizados com periodicidade mensal e expressados em termos percentuais anuais (% a.a.). Foi testada a correlação entre os valores mensais da Selic efetiva e a meta determinada pelo Copom, obtendo-se um coeficiente de correlação de 0,99838 – com estatística  $t$  de 260,6742 –, o que indica forte correlação entre as taxas ajustadas e aderência das operações de mercado aberto às determinações do comitê.

<sup>28</sup> Neste trabalho, o filtro HP foi usado apenas em sua configuração *default* – para todas as estimações de tendência realizadas –, com parâmetro de suavização  $\lambda = 14.400$ .

O hiato do produto – variável não observável – é estimado com base no Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br). O índice consiste em uma medida contemporânea – antecipatória em relação à divulgação do PIB pelo IBGE –, com periodicidade mensal e base de cálculo com representatividade abrangente da atividade econômica, contemplando não apenas o setor industrial, mas também estimativas para a agropecuária e para o setor de serviços. Além disso, os dados oficiais do Produto Interno Bruto (PIB) são disponibilizados apenas trimestralmente ou anualmente pelo IBGE, o que torna mais conveniente o uso do IBC-Br para os fins aos quais se dedica este trabalho. Portanto, o desvio do IBC-Br em relação à sua tendência – estimada com base no filtro HP – é utilizado como proxy para o hiato do produto ( $Y$ ).

O regime de metas para a inflação no Brasil tem como referência o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) – o que explica o uso do índice para a especificação da inflação acumulada em 12 meses ( $\pi^{obs}$ ) e seu desvio em relação à meta ( $desv\_ \pi^{obs}$ ) –, sendo as metas estabelecidas pelo CMN (Conselho Monetário Nacional) em junho de cada ano, projetadas para um horizonte de dois a três anos. O objetivo consiste em ancorar as expectativas de inflação por parte dos agentes econômicos. A meta estabelecida para a inflação considera intervalos de tolerância e a avaliação de seu cumprimento é realizada ao fim de cada ano. As metas para a inflação, assim como a inflação observada, são apresentadas na Tabela 17.<sup>29</sup>

As expectativas de inflação para 12 meses ( $\pi^e$ ) consistem em uma média das projeções elaboradas por instituições que atuam no mercado financeiro, tais como bancos, gestoras de recursos e consultorias, bem como, em alguns casos, empresas do setor real que possuem equipes qualificadas para realizar a projeção de variáveis macroeconômicas relevantes, a fim de subsidiar suas decisões. A série é originalmente publicada no Boletim do Bacen – Seção Atividade Econômica –, tendo sido extraída da base de dados do Ipeadata. Por sua vez, o desvio da inflação em relação à meta esperado para 12 meses ( $desv\_ \pi^e$ ) consiste na diferença entre  $\pi^e$  e a meta para a inflação interpolada 12 meses à frente ( $IPCA^M_{t+12}$ ).

Por fim, foi utilizado o valor de venda – médio mensal – da taxa de câmbio, em seu conceito nominal (R\$/US\$), para a realização deste trabalho. A série foi extraída da base de dados disponibilizada no Ipeadata.

<sup>29</sup> A meta para a inflação, calculada com base no Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) – fornecido pelo IBGE –, é anunciada para o fim de cada ano. Como os dados desta pesquisa foram trabalhados em uma base mensal, fez-se necessário interpolar a meta, obtendo-se a série  $IPCA^M$  – meta para a inflação interpolada. A interpolação foi feita por uma média ponderada entre a meta referente ao ano anterior ( $M_{t-1}$ ) – anunciada para o fim de dezembro de  $t-1$  –, com peso igual ao número de meses restantes para o fim do ano corrente ( $x$ ), e a meta para o ano corrente ( $M_t$ ), com peso igual  $12 - x$ :  $IPCA^M = \frac{[M_{t-1} \cdot x + M_t \cdot (12-x)]}{12}$ .



TABELA 17  
**Metas para a inflação e inflação observada no ano**

Ano	Meta (%)	Banda (%)	Limites Inferior e Superior (%)	Inflação observada (IPCA % a.a.)
2003 <sup>a</sup>	8,5	0,5	8 - 9	9,3
2004 <sup>a</sup>	5,5	2,5	3 - 8	7,6
2005	5,1	inferior: 3,1 superior: 1,9	2 - 7	5,69
2006	4,5	2	2,5 - 6,5	3,14
2007	4,5	2	2,5 - 6,5	4,46
2008	4,5	2	2,5 - 6,5	5,9
2009	4,5	2	2,5 - 6,5	4,31
2010	4,5	2	2,5 - 6,5	5,91
2011	4,5	2	2,5 - 6,5	6,5
2012	4,5	2	2,5 - 6,5	5,84
2013	4,5	2	2,5 - 6,5	5,91
2014	4,5	2	2,5 - 6,5	6,41
2015	4,5	2	2,5 - 6,5	10,67
2016	4,5	2	2,5 - 6,5	6,29
2017	4,5	1,5	3 - 6	2,95
2018	4,5	1,5	3 - 6	3,75
2019	4,25	1,5	2,75 - 5,75	4,31
2020	4	1,5	2,5 - 5,5	4,52
2021	3,75	1,5	2,25 - 5,25	4,76 <sup>b</sup>

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Bacen.

<sup>a</sup> A carta aberta, de 21/01/2003, estabeleceu metas ajustadas de 8,5% para 2003 e de 5,5% para 2004. Foi considerada uma meta de 4% para janeiro de 2003, com bandas de 2,5%, ao passo que os valores exibidos na tabela valeram para o restante do ano.

<sup>b</sup> Inflação acumulada entre janeiro e julho de 2021.

A análise preliminar das estatísticas descritivas pode contribuir para a comparação entre as gestões analisadas do Banco Central. Os valores relacionados às variáveis apresentadas, para cada um dos períodos estudados, são exibidos na Tabela 18.<sup>30</sup>

<sup>30</sup> Além da Tabela 18, foi elaborada uma tabela com a finalidade de auxiliar a análise comparativa desses dados, apresentada nos Apêndices deste trabalho (Tabela A.1). Nela são exibidos os valores máximos e mínimos de cada estatística descritiva – para cada uma das variáveis trabalhadas – e a eles é relacionada a gestão em que foram observados esses valores.

TABELA 18  
**Estatísticas descritivas das séries temporais – por período analisado**

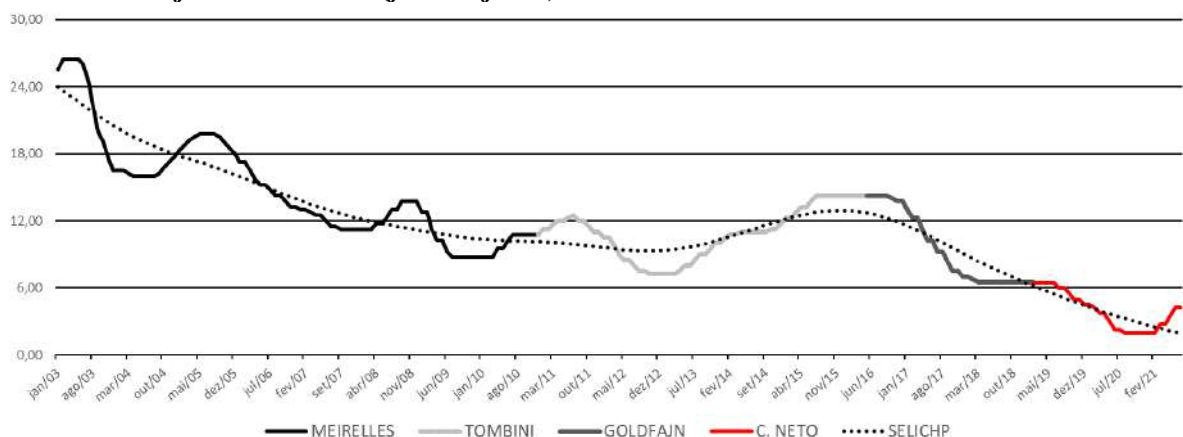
Amostra	Estatística	i	r	desv_i	desv_r	Y	$\pi^e$	desv_ $\pi^e$	$\pi^{obs}$	desv_ $\pi^{obs}$	e
Amostra Total	Média	11,43	6,36	-4E-13	-3E-13	1,1E-11	5,08	0,48	6,03	1,30	2,81
	Mediana	11,25	5,93	-0,05	-0,09	0,50	4,87	0,34	5,68	0,79	2,41
	Máximo	26,50	18,92	3,85	4,45	4,98	11,72	3,47	17,24	11,75	5,65
	Mínimo	2,00	-2,11	-4,01	-3,20	-16,05	2,50	-1,42	1,88	-2,27	1,56
	Desvio Padrão	5,05	4,35	1,58	1,43	2,69	1,29	0,93	2,83	2,64	1,03
	Observações	223	223	223	223	222	222	223	223	223	223
Meirelles	Média	14,77	9,62	-3E-12	-1E-12	-2E-11	5,15	0,22	6,46	1,32	2,27
	Mediana	13,75	9,14	-0,31	-0,35	0,25	4,74	0,11	5,56	0,57	2,17
	Máximo	26,50	18,92	3,85	4,45	5,14	11,72	3,47	17,24	11,75	3,59
	Mínimo	8,75	4,05	-4,01	-3,20	-7,29	3,40	-1,10	2,96	-2,24	1,59
	Desvio Padrão	4,65	3,72	1,90	1,68	2,41	1,45	0,78	3,49	3,19	0,50
	Observações	96	96	96	96	96	96	96	96	96	96
Tombini	Média	10,92	4,97	-2E-12	-2E-12	-5E-11	5,95	1,45	6,95	2,45	2,41
	Mediana	11,00	5,02	0,15	-0,08	-0,11	5,95	1,45	6,50	2,00	2,22
	Máximo	14,25	8,59	1,92	2,10	2,98	7,29	2,79	10,71	6,21	4,05
	Mínimo	7,25	1,55	-1,87	-1,81	-3,93	4,74	0,24	4,92	0,42	1,56
	Desvio Padrão	2,29	2,06	1,00	1,03	1,71	0,58	0,58	1,55	1,55	0,71
	Observações	65	65	65	65	65	65	65	65	65	65
Goldfajn	Média	9,34	4,99	-3E-12	-2E-12	-5E-12	4,35	-0,08	4,52	0,03	3,41
	Mediana	7,50	3,51	0,15	0,12	0,09	4,14	-0,17	4,05	-0,45	3,28
	Máximo	14,25	9,18	1,78	1,50	1,81	6,01	1,51	8,97	4,47	4,12
	Mínimo	6,50	1,73	-1,69	-1,51	-3,35	3,40	-0,87	2,46	-2,04	3,10
	Desvio Padrão	3,14	2,66	0,99	0,96	1,07	0,60	0,55	2,04	2,04	0,29
	Observações	33	33	33	33	33	33	33	33	33	33
Campos Neto	Média	3,91	0,22	-6E-13	-2E-12	-5E-11	3,64	-0,21	4,27	0,12	4,80
	Mediana	3,75	0,33	0,05	0,08	1,91	3,56	-0,45	4,01	-0,12	5,15
	Máximo	6,50	3,01	2,31	1,85	4,88	4,50	1,40	8,99	5,14	5,65
	Mínimo	2,00	-2,11	-1,41	-1,21	-15,96	2,50	-1,42	1,88	-2,27	3,78
	Desvio Padrão	1,65	1,75	0,97	0,78	4,99	0,50	0,66	1,86	1,96	0,69
	Observações	29	29	29	29	28	28	29	29	29	29

Fonte: Elaboração própria.

A taxa de juros – e sua tendência, largamente usada como proxy para a taxa natural de equilíbrio – sofreu redução considerável ao longo do período amostral, tendo alcançado o seu valor máximo em fevereiro de 2003 (26,5%) e mínimo em agosto de 2020 (2%). Para a amostra total, a tendência para os juros foi de queda. No entanto, ao se analisarem os períodos referentes a cada administração do Banco Central, pode-se notar comportamentos diferentes para a

tendência da Selic. A gestão Meirelles apresentou os maiores valores para todas as estatísticas referentes à taxa de juros – com destaque para o desvio padrão de 4,65 –, o que se explica pelo fato de ter sido o período ao longo do qual os juros sofreram maior redução – com valor máximo de 26,5% e mínimo de 8,75%. A condução da política monetária teve de lidar com as incertezas decorrentes da eleição de um novo governo em 2002, o que a obrigou a elevar agressivamente a Selic no início da gestão, em 2003. Havia o temor, por parte dos mercados financeiros, de uma ruptura com o modelo de política macroeconômica então vigente. O período que apresentou o segundo maior desvio padrão (3,14) para a taxa de juros foi aquele relacionado à gestão Goldfajn, também em razão de sua nítida tendência de queda – máximo de 14,25% e mínimo de 6,5%. Por sua vez, ao longo da administração Tombini, os juros apresentaram um ponto de inflexão em sua tendência – no início do período a tendência era de queda, ao passo que ascendeu ao fim do mesmo, alcançando a marca de 14,25%, maior valor em nove anos. Por fim, a gestão Campos Neto apresentou os menores valores para todas as estatísticas relacionadas à taxa de juros, o que se explica, em parte, pelo fato da gestão ter se iniciado cerca de 20 anos depois da adoção do regime de metas para a inflação, quando a política macroeconômica já estava consolidada no país. Além disso, a gestão Campos Neto adotou, de maneira explícita, o *forward guidance*<sup>31</sup> durante a crise desencadeada pela pandemia de 2020, com o intuito de acomodar a inflação sem a elevação da taxa de juros – com menor sacrifício do produto no curto prazo. O comportamento dos juros ao longo de todo o período amostral é apresentado no Gráfico 1:

GRÁFICO 1  
Taxa básica de juros - Selic meta (jan/03 - jul/21)



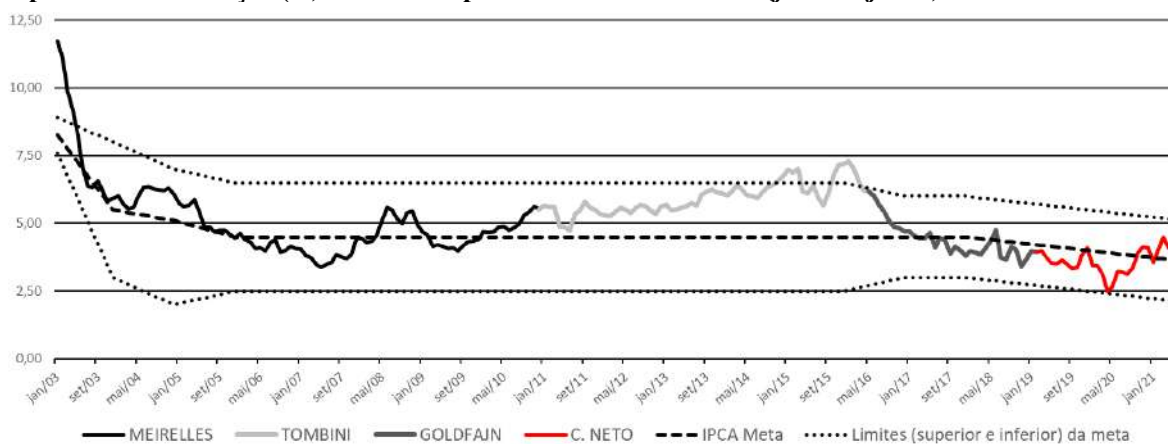
Fonte: Elaboração própria com base nos dados fornecidos pelo Bacen.

<sup>31</sup> O *forward guidance* consiste em uma política de prescrição da taxa de juros. O Banco Central usa suas próprias previsões para o curso futuro de sua política monetária, com o intuito de influenciar as expectativas – e as decisões – dos agentes econômicos.

A redução das taxas de juros foi obtida pelo Banco Central com relativa manutenção do controle das expectativas de inflação e, conseqüentemente, da inflação observada. Conforme se pode observar no Gráfico 2, apenas durante dois breves períodos as expectativas de inflação se encontraram fora dos limites de controle. O primeiro período se refere ao início da gestão Meirelles, frequentemente relacionado à crise de confiança gerada pelo resultado das eleições de 2002. O segundo período se refere ao final da gestão Tombini, em meio à grande instabilidade política e econômica que se instaurou no país entre 2014 e 2017.

#### GRÁFICO 2

**Expectativas de inflação ( $\pi^e$ ) e meta interpolada - 12 meses à frente (jan/03 - jul/21)**



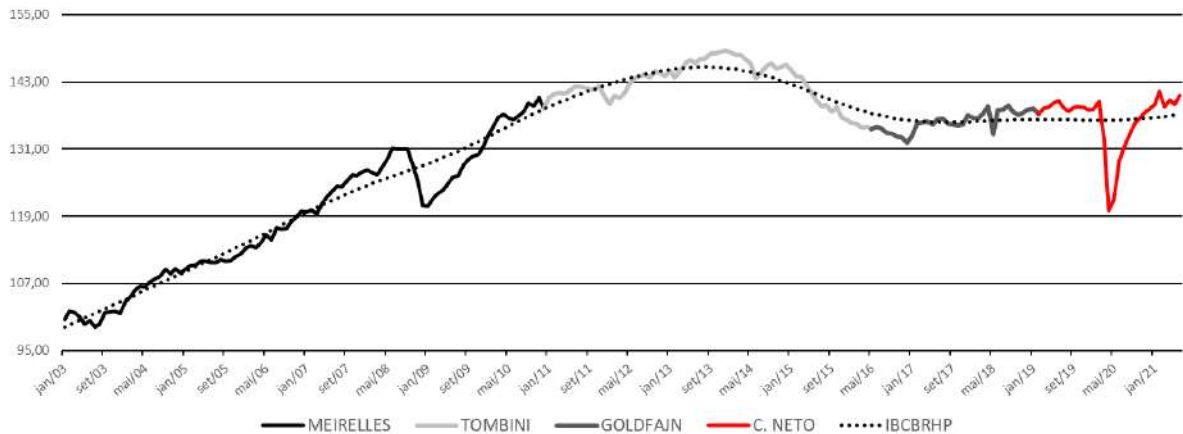
Fonte: Elaboração própria com base nos dados fornecidos pelo Bacen.

Também é possível observar no Gráfico 2 que, ao longo de toda a gestão Tombini, as expectativas de inflação se mantiveram acima do centro da meta, e com trajetória de afastamento da mesma. Foi o período que apresentou a maior média para a inflação esperada (5,95) e para a inflação observada (6,95), bem como as maiores médias para os desvios da inflação observada (2,45) e da inflação esperada (1,45) em relação à meta. O período relacionado à gestão Goldfajn teve a menor média de desvios da inflação observada em relação à meta (0,03), ao passo que a menor média para os desvios da inflação esperada (-0,21) em relação à meta figurou no período Campos Neto.

Por sua vez, a tendência da atividade econômica, medida pelo IBC-Br, foi de crescimento entre 2003 e 2013 – gestão Meirelles e primeira metade da gestão Tombini –, sofrendo uma redução acumulada de -9,92% entre setembro de 2013 e janeiro de 2017 – segunda metade da gestão Tombini e início da gestão Goldfajn –, e se estabilizando neste patamar nos anos seguintes – quadro de persistente estagnação da atividade econômica. Os efeitos das crises de 2008 e 2020 sobre a economia brasileira também podem ser observados – de maneira nítida – nos Gráficos 3 e 4, com destaque para aqueles decorrentes da crise mais recente (2020), que reduziu o índice em -16,13% no intervalo de dois meses.

GRÁFICO 3

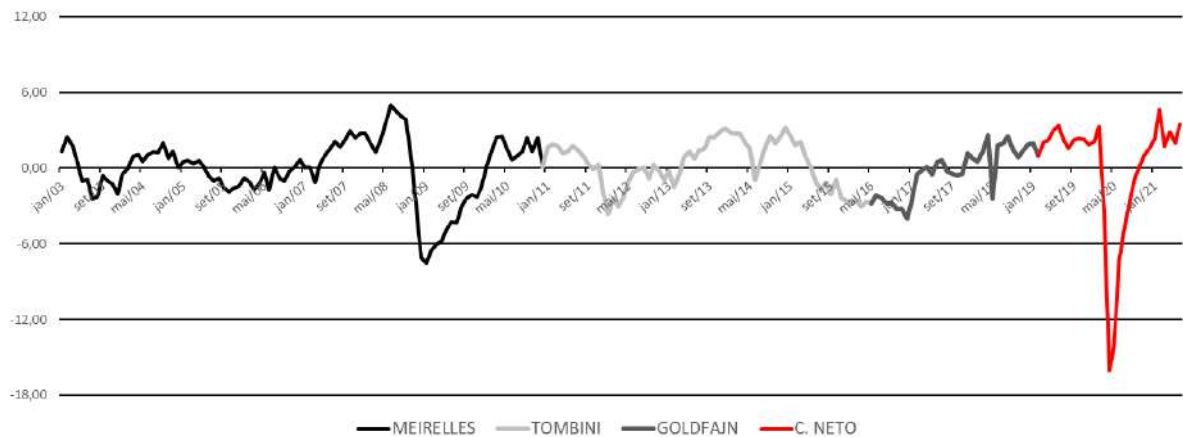
Índice de atividade econômica do Banco Central - IBC-Br (jan/03 - jul/21)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados fornecidos pelo Bacen.

Em decorrência da crise sanitária de 2020 – e da queda brutal da atividade econômica em seus meses iniciais, consequência do isolamento social necessário para conter a propagação do coronavírus –, o hiato do produto ( $Y$ ) foi mais volátil durante a administração Campos Neto – com desvio padrão de 4,99. Por sua vez, o desvio padrão do hiato do produto teve seu menor valor durante a gestão Goldfajn (1,81). O comportamento da variável ao longo do período amostral é apresentado no Gráfico 4:

GRÁFICO 4

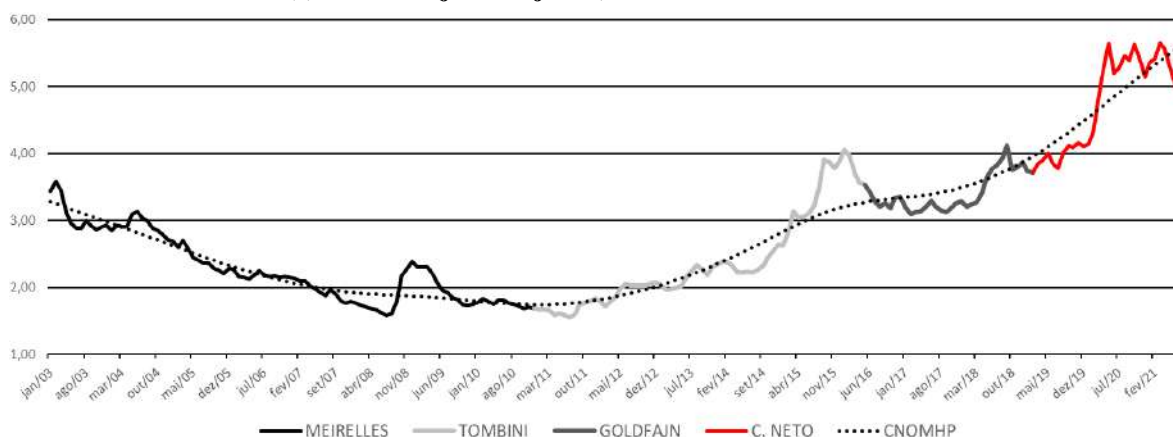
Hiato do produto -  $Y$  (jan/03 - jul/21)<sup>a</sup>

Fonte: Elaboração própria com base nos dados fornecidos pelo Bacen.

<sup>a</sup> O hiato do produto foi calculado pela diferença entre o IBC-Br e sua tendência, estimada com base na aplicação do filtro HP.

A taxa de câmbio nominal ( $e$ ) teve maior dispersão durante a administração Tombini – desvio padrão de 0,71. Por outro lado, a variável foi mais estável durante a gestão Goldfajn – desvio padrão de 0,29. O período Campos Neto teve a maior média para a taxa de câmbio (R\$ 4,80/US\$), seguido dos períodos Goldfajn (R\$ 3,41/US\$), Tombini (R\$ 2,41/US\$) e Meirelles (R\$ 2,27/US\$). O comportamento do câmbio pode ser observado no Gráfico 5:

GRÁFICO 5

Taxa de câmbio nominal ( $e$ ) - R\$/US\$ (jan/03 - jul/21)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Bacen (extraídos do Ipeadata).

### 3.2 ORDEM DE INTEGRAÇÃO E ESTRATÉGIA METODOLÓGICA

Antes de se procederem as estimações econométricas para as equações de reação do Banco Central, foram realizados os testes de raiz unitária, a fim de se evitarem problemas relacionados à existência de relações espúrias, o que comprometeria a qualidade dos resultados encontrados pelas estimações. Para se verificar a ordem de integração das variáveis utilizadas no trabalho, foram feitos três testes de raiz unitária: i) Dickey-Fuller Aumentado (ADF); ii) Phillips-Perron (PP); e iii) Dickey-Fuller GLS. Na Tabela 19, é exibida a ordem de integração identificada para cada série temporal, em cada período estudado, com base nos testes realizados.<sup>32</sup>

TABELA 19

**Ordem de integração das séries por período amostral<sup>a</sup>**

	Amostra Total	Meirelles	Tombini	Goldfajn	Campos Neto	Meirelles+ Tombini	Goldfajn+ C. Neto
i	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
r	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	-	-
desv_i	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	-	-
desv_r	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	-	-
Y	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
desv_π <sup>e</sup>	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)	I(0)
e	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)

Fonte: Elaboração própria.

<sup>a</sup> Para as subamostras agregadas – Meirelles+Tombini e Goldfajn+C. Neto –, não foram feitos os testes de raiz unitária das séries r, desv\_i e desv\_r, uma vez que, para esses períodos, apenas foram estimados modelos que não fizeram uso das referidas variáveis.

<sup>32</sup> As estatísticas dos testes de raiz unitária são apresentadas com maiores detalhes nos Apêndices do trabalho (Tabelas A.2 a A.8).

Com base nos resultados encontrados pelos testes de raiz unitária, as séries se revelaram estacionárias em nível ou em 1ª diferença. Portanto, as variáveis com ordem de integração I(1) foram trabalhadas em 1ª diferença, ao passo que as demais, com ordem de integração I(0), foram trabalhadas em nível. O grau de significância crítico adotado para avaliar os resultados dos testes foi de 10%.

Inicialmente, os modelos foram estimados pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Nos casos em que o teste de White indicou heterocedasticidade e (ou) o teste de correlação serial LM rejeitou sua hipótese nula, foi aplicada a correção de Newey-West ao modelo.<sup>33</sup> As equações também foram estimadas por meio do Método Generalizado dos Momentos (MGM), a fim de se conferir maior robustez às análises, dado que o método permite controlar com maior eficiência problemas característicos das regressões – heterocedasticidade, correlação serial e endogeneidade dos regressores. Por essa razão, os modelos estimados pelo MGM tiveram a preferência na discussão dos resultados.<sup>34</sup>

### 3.3 FORMALIZAÇÃO DOS MODELOS E RESULTADOS DAS APLICAÇÕES

Em um primeiro momento, foram testadas cinco especificações da Regra de Taylor – equações (3.1) a (3.5) – para cada período analisado. Os modelos são apresentados com as notações usadas na Tabela 16:

$$i = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)(\alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 \text{desv}_{\pi^e_{t-1}}) \quad (3.1)$$

A equação (3.1) expressa a regra de Taylor baseada em uma concepção *forward-looking*, nos moldes daquela proposta por Clarida, Galí e Gertler (1997), consistindo em uma regressão da taxa nominal de juros em relação a seu termo autorregressivo – onde  $\rho$  representa a inércia da política monetária –, ao hiato do produto (Y) e ao desvio esperado para a inflação – 12 meses à frente – em relação à meta ( $\text{desv}_{\pi^e}$ ).

Posteriormente, em função da relevância da taxa de câmbio para o processo inflacionário – decorrente do efeito *pass trough* –, este trabalho também testou um modelo que contemplasse o câmbio como critério de decisão para a determinação da taxa de juros. Como o preço ao consumidor é sensível a variações do câmbio, e o regime de metas para a inflação é avaliado com base no IPCA, é possível que o Banco Central possa alterar a taxa de juros a serviço do controle das flutuações cambiais. O modelo é apresentado na equação (3.2):

<sup>33</sup> Os resultados para os testes de heterocedasticidade de White e correlação serial LM são apresentados na Tabela A.9 dos Apêndices.

<sup>34</sup> Todos os resultados obtidos por MQO são apresentados nos Apêndices (Tabela A.11).

$$i = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)(\alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 \text{desv}_{\pi^e_{t-1}} + \alpha_3 e_{t-1}) \quad (3.2)$$

Também foi testada uma versão da regra de reação do Banco Central em termos reais, formalizada pela equação (3.3). O objetivo consistiu em avaliar a aderência da política monetária ao princípio de Taylor. Diante de um aumento dos desvios esperados da inflação com relação à meta, o princípio prevê uma reação – aumento – da taxa real de juros *ex-ante* ( $r$ ).

$$r = \rho r_{t-1} + (1 - \rho)(\alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 \text{desv}_{\pi^e_{t-1}}) \quad (3.3)$$

Por sua vez, a equação (3.4) formaliza um modelo baseado em uma proposta de Minella et al. (2002). O intuito é analisar como os desvios da inflação em relação à sua tendência responderam aos estímulos dos regressores. Segundo os autores, no caso de haver uma elevação dos desvios esperados para a inflação em uma conjuntura com tendência de queda da taxa de juros, a manutenção dos juros no mesmo patamar teria efeito similar ao de um aumento da taxa de juros, movimento que não seria captado pela regra mais convencional. O modelo apresentado na equação (3.5) é baseado na mesma proposta, mas especificado em termos reais:

$$\text{desv}_i = \rho \text{desv}_i_{t-1} + (1 - \rho)(\alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 \text{desv}_{\pi^e_{t-1}}) \quad (3.4)$$

$$\text{desv}_r = \rho \text{desv}_r_{t-1} + (1 - \rho)(\alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 \text{desv}_{\pi^e_{t-1}}) \quad (3.5)$$

As regras de Taylor – equações (3.1) a (3.5) – testadas pelo MGM são exibidas na Tabela 20. Todos os modelos apresentados neste trabalho cumprem o critério de sobreidentificação, avaliado com base na estatística J. Foram usadas como instrumentos as defasagens dos regressores, bem como a taxa de câmbio nominal. Os instrumentos usados para cada modelo são elencados nos apêndices (Tabela A.10).

As equações estimadas para a amostra total apresentaram coeficientes de ajuste elevados – entre 0,89 e 0,99 – e os resultados obtidos indicam que, de maneira agregada, as últimas quatro gestões do Banco Central conduziram a taxa de juros com grande inércia – coeficientes entre 0,94 e 0,99, estatisticamente significativos a 1% –, em aderência a outros trabalhos, que contemplaram partes do período analisado. Também foram encontrados coeficientes positivos e significativos – todos ao nível de 1% – para as reações à inflação (de 0,08 a 0,19) e – com valores inferiores – para as reações ao produto (de 0,05 a 0,07), indicando uma conduta estabilizadora nas duas frentes. Por fim, não se encontrou significância estatística para o coeficiente relacionado ao câmbio nominal.

Nos modelos referentes à gestão Meirelles, todos os coeficientes apresentaram significância estatística a 1%, bem como foram identificados elevados coeficientes de inércia –



entre 0,94 e 0,98 –, mas com média de 0,95, inferior à encontrada para o período amostral total (0,97), sugerindo que outras gestões tenham sido menos reativas ao estado da economia.<sup>35</sup> Além disso, os coeficientes relacionados ao desvio esperado para inflação foram superiores aos encontrados para a amostra total – de 0,25 a 0,33. Em particular, os valores encontrados nas equações (3.3) e (3.5) – respectivamente, de 0,33 e 0,28 – apontam uma reação dos juros, em termos reais, à inflação, sugerindo aderência ao princípio de Taylor. Os coeficientes encontrados para o produto apresentaram valores inferiores (entre 0,07 e 0,10) aos encontrados para a reação à inflação, o que indica a preferência da gestão pelo controle da mesma. O coeficiente relacionado ao câmbio nominal (0,19), por sua vez, pode indicar que a taxa de juros tenha sido usada para reduzir a volatilidade do câmbio. No entanto, o valor encontrado foi inferior ao estimado para a reação aos desvios esperados da inflação – 0,19 contra 0,25, no modelo referente à equação (3.2) –, o que é consistente com a avaliação de que o controle da inflação teve primazia no período. Por fim, os modelos estimados para a gestão Meirelles foram os que apresentaram os maiores valores, na média, para o  $R^2$  ajustado (0,96).

O período referente à gestão Tombini apresenta dificuldades para a sua análise. Em razão de algumas variáveis dependentes não serem estacionárias em nível – mais especificamente, a taxa nominal de juros ( $i$ ) e a taxa real *ex-ante* ( $r$ ) – foi necessário especificar os três primeiros modelos com variáveis em 1ª diferença. Portanto, não se tratam das mesmas equações estimadas para os outros períodos, o que inviabiliza uma comparação direta, seja pela magnitude e sinal dos coeficientes, ou mesmo por algum critério de significância estatística.

Apesar das dificuldades expostas, os três primeiros modelos estimados para o período Tombini – equações (3.1) a (3.3) – apresentaram significância estatística para todos os regressores, exceto para a taxa de câmbio. Os coeficientes do termo autoregressivo assumiram valores entre 0,32 e 0,38, similares aos encontrados por Barbosa e Soares (2006) – entre 0,27 e 0,54 –, que também estimaram seus modelos com a variável dependente em 1ª diferença. Os autores interpretaram seus resultados como evidência de que a política monetária ajustou a taxa de juros com gradualismo. Por sua vez, os valores encontrados para os coeficientes relacionados à inflação esperada (entre 0,12 e 0,30) foram superiores aos encontrados para a reação ao produto (entre 0,05 e 0,06), não se podendo refutar a hipótese de que a gestão deu preferência ao controle da inflação, e de que a mesma também se comprometeu com a estabilidade do produto no curto prazo.

---

<sup>35</sup> Considerando que a gestão Meirelles foi a mais duradoura e, portanto, tem maior representatividade na amostra total (43% do período), o fato de a média para o coeficiente de inércia ser inferior à encontrada para o período agregado indica que outras gestões podem ter sido menos reativas ao estado da economia.

TABELA 20

**Regras de Taylor estimadas com base no Método Generalizado dos Momentos (MGM)<sup>a</sup>**

Amostra	Equação	Variável Dependente	Coeficientes estimados (Estatística t)					Observações	Estatística-J (Prob. %)	R <sup>2</sup> ajustado (%)
AMOSTRA TOTAL (jan/03 - jul/21)	(3.1)	i	-0,0029 (-0,0294)	+ 0,9896 $i_{t-1}$ (100,0120)***	+ 0,0682 $Y_{t-1}$ (5,4455)***	+ 0,1380 $desv\_π^e_{t-1}$ (4,8757)***	218	25,27	99,28	
	(3.2)	i	-0,0008 (-0,0082)	+ 0,9898 $i_{t-1}$ (103,9803)***	+ 0,0603 $Y_{t-1}$ (4,3549)***	+ 0,1353 $desv\_π^e_{t-1}$ (4,7662)***	- 0,4503 $D(e)_{t-1}$ (-1,2434)	216	26,45	98,98
	(3.3)	r	-0,0951 (-1,5961)	+ 0,9907 $r_{t-1}$ (91,7670)***	+ 0,0614 $Y_{t-1}$ (6,1205)***	+ 0,1877 $desv\_π^e_{t-1}$ (5,4593)***		218	23,45	98,76
	(3.4)	desv_i	-0,0428 (-1,1872)	+ 0,9387 $desv\_i_{t-1}$ (50,9303)***	+ 0,0610 $Y_{t-1}$ (4,9841)***	+ 0,0818 $desv\_π^e_{t-1}$ (2,6368)***		218	85,57	93,93
	(3.5)	desv_r	-0,0531 (-1,4977)	+ 0,9366 $desv\_r_{t-1}$ (34,0046)***	+ 0,0543 $Y_{t-1}$ (4,8301)***	+ 0,1213 $desv\_π^e_{t-1}$ (3,0079)***		218	63,45	89,38
MEIRELLES (jan/03 - dez/10)	(3.1)	i	0,5153 (2,5529)**	+ 0,9524 $i_{t-1}$ (60,4202)***	+ 0,0912 $Y_{t-1}$ (6,9251)***	+ 0,2873 $desv\_π^e_{t-1}$ (4,1968)***		91	62,03	98,89
	(3.2)	i	0,3052 (6,2136)***	+ 0,9364 $i_{t-1}$ (467,9302)***	+ 0,0984 $Y_{t-1}$ (32,4394)***	+ 0,2532 $desv\_π^e_{t-1}$ (32,7440)***	+ 0,1901 $e_{t-1}$ (16,3273)***	90	79,87	98,75
	(3.3)	r	0,0196 (0,1224)	+ 0,9846 $r_{t-1}$ (52,7025)***	+ 0,0685 $Y_{t-1}$ (5,2524)***	+ 0,3250 $desv\_π^e_{t-1}$ (4,0362)***		91	67,94	97,98
	(3.4)	desv_i	-0,0167 (-0,5237)	+ 0,9365 $desv\_i_{t-1}$ (30,6593)***	+ 0,1048 $Y_{t-1}$ (8,2687)***	+ 0,2520 $desv\_π^e_{t-1}$ (3,6019)***		92	68,95	94,70
	(3.5)	desv_r	-0,0417 (-0,9905)	+ 0,9403 $desv\_r_{t-1}$ (27,3550)***	+ 0,0818 $Y_{t-1}$ (5,5820)***	+ 0,2808 $desv\_π^e_{t-1}$ (3,4976)***		91	61,25	91,22

(continua)

TABELA 20  
Regras de Taylor estimadas com base no Método Generalizado dos Momentos (MGM)<sup>a</sup>

							(continuação)				
Amostra	Equação	Variável Dependente	Coeficientes estimados (Estatística t)			Observações	Estatística-J (Prob. %)	R <sup>2</sup> ajustado (%)			
TOMBINI (jan/11 - mai/16)	(3.1)	D(i)	-0,1565 (-7,0456)***	+ 0,3837 (4,5177)***	D(i) <sub>t-1</sub> + 0,0556 (6,6676)***	+ 0,1169 (7,6177)***	desv_π <sup>e</sup> <sub>t-1</sub>	60	60,64	30,26	
	(3.2)	D(i)	-0,1707 (-2,4677)**	+ 0,3242 (2,0496)**	D(i) <sub>t-1</sub> + 0,0590 (3,4238)***	+ 0,1232 (2,8842)***	desv_π <sup>e</sup> <sub>t-1</sub> + 0,3942 (1,0951)	D(e) <sub>t-1</sub>	59	54,72	32,29
	(3.3)	D(r)	-0,4440 (-15,6187)***	+ 0,3343 (2,8053)***	D(r) <sub>t-1</sub> + 0,0454 (3,0510)***	+ 0,2956 (9,1532)***	desv_π <sup>e</sup> <sub>t-1</sub>	59	62,07	32,07	
	(3.4)	desv_i	-0,0193 (-0,1813)	+ 0,9598 (35,4619)***	desv_i <sub>t-1</sub> + 0,0819 (5,0039)***	- 0,0101 (-0,1774)	desv_π <sup>e</sup> <sub>t-1</sub>	61	86,67	94,25	
	(3.5)	desv_r	-0,2206 (-2,3620)**	+ 0,9150 (28,5380)***	desv_r <sub>t-1</sub> + 0,0556 (2,7512)***	+ 0,1275 (2,1611)**	desv_π <sup>e</sup> <sub>t-1</sub>	60	63,85	88,12	
GOLDFAJN (jun/16 - fev/19)	(3.1)	i	1,1010 (1,4997)	+ 0,8641 (11,9089)***	i <sub>t-1</sub> - 0,0957 (-0,2360)	+ 0,7255 (1,8192)*	desv_π <sup>e</sup> <sub>t-1</sub>	31	97,24	98,57	
	(3.2)	i	0,9662 (9,1552)***	+ 0,8598 (71,7801)***	i <sub>t-1</sub> + 0,0176 (0,4339)	+ 0,2786 (2,6412)**	desv_π <sup>e</sup> <sub>t-1</sub> - 0,1289 (-1,9459)*	D(e) <sub>t-1</sub>	25	96,84	97,29
	(3.3)	r	0,6192 (3,8882)***	+ 0,8713 (25,4538)***	r <sub>t-1</sub> + 0,1490 (1,0549)	+ 1,0477 (3,3034)***	desv_π <sup>e</sup> <sub>t-1</sub>	30	60,00	97,17	
	(3.4)	desv_i	0,0306 (0,3087)	+ 0,9813 (8,0453)***	desv_i <sub>t-1</sub> - 0,0385 (-0,1115)	- 0,0759 (-0,2833)	desv_π <sup>e</sup> <sub>t-1</sub>	31	63,05	85,11	
	(3.5)	D(desv_r)	0,0508 (0,2618)	- 0,1789 (-0,1145)	D(desv_r) <sub>t-1</sub> - 0,1361 (-0,0688)	+ 0,1092 (0,1465)	desv_π <sup>e</sup> <sub>t-1</sub>	30	59,51	-15,59	

(continua)

TABELA 20  
Regras de Taylor estimadas com base no Método Generalizado dos Momentos (MGM)<sup>a</sup>

							(conclusão)			
Amostra	Equação	Variável Dependente	Coeficientes estimados (Estatística t)				Observações	Estatística-J (Prob. %)	R <sup>2</sup> ajustado (%)	
CAMPOS NETO (mar/19 - jul/21)	(3.1)	i	0,3123 (3,7851) <sup>***</sup>	+ 0,8728 i <sub>t-1</sub> (42,5020) <sup>***</sup>	+ 0,0476 Y <sub>t-1</sub> (40,3473) <sup>***</sup>	+ 0,3959 D(desv_π <sup>e</sup> ) <sub>t-1</sub> (11,6692) <sup>***</sup>	25	80,79	94,06	
	(3.2)	i	0,3700 (33,7167) <sup>***</sup>	+ 0,8710 i <sub>t-1</sub> (1083,996) <sup>***</sup>	+ 0,0382 Y <sub>t-1</sub> (58,3676) <sup>***</sup>	- 0,0383 D(desv_π <sup>e</sup> ) <sub>t-1</sub> (-2,2594) <sup>**</sup>	- 0,5314 D(e) <sub>t-1</sub> (-18,7860) <sup>***</sup>	25	53,71	94,97
	(3.3)	D(r)	0,0370 (0,1995)	+ 0,2843 D(r) <sub>t-1</sub> (0,4861)	+ 0,0431 Y <sub>t-1</sub> (2,5327) <sup>**</sup>	+ 0,8788 D(desv_π <sup>e</sup> ) <sub>t-1</sub> (2,2155) <sup>**</sup>	25	89,42	-20,69	
	(3.4)	D(desv_i)	0,0396 (3,1083) <sup>***</sup>	+ 0,2507 D(desv_i) <sub>t-1</sub> (2,5415) <sup>**</sup>	+ 0,0312 Y <sub>t-1</sub> (7,1321) <sup>***</sup>	+ 0,5554 D(desv_π <sup>e</sup> ) <sub>t-1</sub> (14,7560) <sup>***</sup>	24	53,99	4,90	
	(3.5)	D(desv_r)	-0,0608 (-0,7498)	+ 0,6399 D(desv_r) <sub>t-1</sub> (0,8174)	+ 0,0323 Y <sub>t-1</sub> (0,9661)	+ 0,8881 D(desv_π <sup>e</sup> ) <sub>t-1</sub> (0,7117)	25	44,44	-15,93	

Fonte: Elaboração própria.

\*\*\*, \*\* e \* Rejeita-se ao grau de 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente.

<sup>a</sup> Todos os modelos foram estimados, também, por Mínimos Quadrados Ordinários, sendo os resultados exibidos nos Apêndices (Tabela A.11). Por sua vez, os instrumentos utilizados nas regressões pelo MGM são apresentados na Tabela A.10 dos Apêndices.

Os dois últimos modelos testados para Tombini – equações (3.4) e (3.5) – puderam ser estimados com as variáveis dependentes em nível. Nas duas equações, foram obtidos elevados coeficientes de inércia – 0,92 e 0,96 –, o que é compatível com a suposição de uma conduta inercial por parte da política monetária no período. Os coeficientes relacionados ao produto foram superiores aos encontrados nos primeiros três modelos – 0,06 e 0,08 – indicando um comportamento estabilizador do produto no curto prazo. Quanto às reações da gestão à inflação, apesar de o coeficiente na equação (3.5) ter sido significativo e superior ao encontrado para o produto (0,13 contra 0,06) – evidenciando reação da taxa real de juros *ex-ante* em relação à sua tendência, quando ocorreram variações das expectativas de inflação –, o mesmo não apresentou significância estatística na equação (3.4).

Antes de se avaliar o período Godfajn, é relevante destacar algumas de suas particularidades, que podem ter impactado nos resultados encontrados. Primeiramente, a gestão não elevou a taxa de juros em nenhum momento, mas apenas a reduziu gradualmente, ao longo de todo o período. Isso pode contribuir para explicar por que os modelos (3.4) e (3.5) não captaram reações dos juros em relação à sua tendência para as variações da inflação e do produto – os coeficientes não apresentaram significância estatística. Como não houve elevações da taxa de juros no período – e, portanto, os juros não oscilaram, mas apenas sofreram reduções –, é possível que a trajetória dos juros tenha sido muito aderente à sua própria tendência, ao ponto de as funções não terem captado reações às variáveis regressoras para esses modelos.<sup>36</sup>

Por outro lado, a gestão Goldfajn apresentou os maiores coeficientes de reação dos juros – com significância estatística entre 1% e 10% – aos desvios da inflação esperada nos três primeiros modelos – variando entre 0,28 e 1,05, com este último e maior valor correspondendo à equação (3.3), que estima a regra em termos reais e, portanto, avalia a aderência da gestão ao princípio de Taylor –, o que pode indicar um acompanhamento da trajetória das expectativas de inflação na determinação da taxa de juros. Ao longo do período, as expectativas de inflação apresentaram nítida tendência de queda – conforme se pode verificar no Gráfico 2 –, e os valores elevados e significativos dos coeficientes consistem em evidência de que o Banco Central acompanhou esse movimento – em especial, o coeficiente de 1,05 na equação (3.3) sustenta a hipótese. Além disso, os coeficientes de inércia – significativos a 1% –, nos três primeiros

---

<sup>36</sup> É interessante observar que o período Goldfajn apresentou a menor média para os desvios da taxa de juros em relação à sua tendência (*desv\_i*), conforme pode ser verificado nas Tabelas 18 e A.1.

modelos, apresentaram valores inferiores a 0,9 – entre 0,86 e 0,87 –, indicando que a administração do Bacen foi mais reativa ao estado da economia do que a média das demais.<sup>37</sup>

Outro aspecto relevante para a avaliação do período Goldfajn consiste no fato de que a taxa de desemprego esteve em ascensão até o início de 2017<sup>38</sup>, o que é compatível com a redução das expectativas de inflação. Apesar da desaceleração da atividade econômica no país, nenhum dos coeficientes relacionados ao produto apresentou significância estatística.

Na equação (3.2) que se estimou para Goldfajn, encontrou-se significância estatística a 10% para o coeficiente relacionado à taxa de câmbio. No entanto, foi encontrado valor com sinal negativo (-0,13), o que contraria a teoria econômica. O fato de a variável ter sido estimada em 1ª diferença pode explicar o resultado, dado que uma redução da variação da taxa de câmbio não seria, de todo, incompatível com uma elevação da variável em nível. Sendo assim, a equação poderia indicar que os juros se elevaram diante de aumentos da taxa de câmbio nominal, o que estaria em consonância com a teoria.

Finalmente, a avaliação da administração Campos Neto enfrenta dificuldades similares às encontradas para se examinar a gestão Tombini. Desta vez, os três últimos modelos tiveram que ser estimados com suas variáveis dependentes em 1ª diferença, o que pode responder pelos baixos valores dos ajustes – R<sup>2</sup> ajustado de -0,21, 0,05 e -0,16, respectivamente, para as equações (3.1), (3.2) e (3.3). Além disso, foi necessário trabalhar com os desvios esperados para a inflação ( $\text{desv}_{\pi^e}$ ) em diferença, o que afetou a configuração de todas as equações para a subamostra. Outra restrição que pode ter interferido nos resultados diz respeito ao número de observações (29), o menor entre os períodos estudados.

Os dois primeiros modelos testados para a administração Campos Neto – equações (3.1) e (3.2) – apresentaram ajustes superiores a 0,9 e significância estatística para todas as variáveis regressoras, o que justifica o embasamento da análise nos mesmos. Para os dois modelos, foi identificado um coeficiente de inércia com valor próximo a 0,87 – evidência de que a política foi conduzida com gradualismo – e valores positivos para o hiato do produto – 0,04 e 0,05 –, em aderência ao que prevê a teoria econômica. No entanto, há contradição entre os valores – e sinais – encontrados para os coeficientes relacionados aos desvios esperados para a inflação. No primeiro modelo – equação (3.1) – o coeficiente apresentou sinal positivo e elevado (0,40)

---

<sup>37</sup> Dado que a média dos coeficientes de inércia encontrados para os três primeiros modelos – equações (3.1) a (3.3) – referentes à amostra total foi de 0,99, e que a média dos valores encontrados, para os mesmos modelos referentes ao período Goldfajn, foi de 0,87, é razoável concluir que a gestão reagiu de maneira significativamente mais intensa ao estado da economia do que a média das gestões.

<sup>38</sup> Segundo dados do IBGE, no trimestre entre maio e julho de 2016, a taxa de desocupação estava avaliada em 11,6%, tendo esse valor alcançado 13,7% ao fim do primeiro trimestre de 2017.

– o segundo maior entre as gestões para a equação –, ao passo que, no segundo modelo – equação (3.2) –, foi encontrado um sinal negativo e de pequena magnitude (-0,04). Deve-se levar em conta que a série foi especificada em 1ª diferença, o que compromete a interpretação de como os juros reagiram aos desvios da inflação. Portanto, não se pode avaliar, de maneira direta, como se deu o comportamento da política monetária em termos de reação à variável. O mesmo se pode dizer do coeficiente encontrado para a taxa de câmbio nominal – significativo a 1% –, que apresentou valor negativo (-0,53), mas também foi estimado em 1ª diferença.

Dadas as dificuldades encontradas para a análise das gestões Tombini e Campos Neto, estimaram-se regras para períodos consecutivos agregados, a fim de se avaliar a reação dos coeficientes à inclusão dessas gestões nas estimações.<sup>39</sup> O intuito é analisar, de maneira indireta, as duas gestões. Os resultados do procedimento proposto são apresentados na Tabela 21.

Como o nível de integração das séries referentes às gestões Meirelles e Goldfajn permitiu que a regra de Taylor fosse estimada com variáveis em nível, foi possível analisar de forma direta esses períodos, com base na magnitude, no sinal e na significância dos coeficientes estimados. No entanto, muitas das séries usadas para os modelos referentes às gestões Tombini e Campos Neto precisaram ser trabalhadas em 1ª diferença, o que dificultou comparar os resultados desses períodos com os demais, e trouxe resultados inconclusivos quanto aos critérios de decisão adotados pelas gestões para a determinação da taxa de juros. Com o objetivo de contornar esses problemas, foram feitos os testes de raiz unitária para períodos consecutivos agregados, cujos resultados indicaram a estacionariedade das séries, o que permitiu estimar regras de Taylor com todas as variáveis em nível para as seguintes amostras: i) Meirelles+Tombini (janeiro de 2003 a maio de 2016); e ii) Goldfajn+C. Neto (junho de 2016 a julho de 2021). Além do procedimento adotado permitir estimar a equação (3.1) com variáveis em nível, ao se agregarem os períodos, também foi possível aumentar o número de observações para os modelos.

---

<sup>39</sup> Foi estimada uma regra de Taylor para o período que contemplou as gestões Meirelles e Tombini, e os resultados foram comparados com aqueles encontrados para o período Meirelles. O mesmo procedimento foi realizado para as gestões Goldfajn e C. Neto, sendo comparados os resultados com aqueles encontrados para a gestão Goldfajn.

TABELA 21

**Regras de Taylor estimadas de acordo com a equação (3.1) para períodos subsequentes agregados (dois a dois)<sup>a</sup>**

Amostra	Método	Coeficientes estimados (Estatística t) Variável dependente: Selic (i)				Observações	Estatística-F	Estatística-J (Prob. %)	R <sup>2</sup> ajustado (%)			
MEIRELLES (jan/03 - dez/10)	MQO <sup>b</sup>	0,6980 (1,7330)*	+ 0,9366 (28,903)***	$i_{t-1}$	+ 0,0846 (6,7934)***	$Y_{t-1}$	+ 0,3947 (2,8562)***	$desv\_ \pi_{t-1}^e$	95	4028,11***	-	99,23
	MGM	0,5153 (2,5529)**	+ 0,9524 (60,4202)***	$i_{t-1}$	+ 0,0912 (6,9251)***	$Y_{t-1}$	+ 0,2873 (4,1968)***	$desv\_ \pi_{t-1}^e$	91	-	62,03	98,89
MEIRELLES + TOMBINI (jan/03 - mai/16)	MQO <sup>b</sup>	0,2110 (0,8606)	+ 0,9692 (41,1706)***	$i_{t-1}$	+ 0,0979 (6,4729)***	$Y_{t-1}$	+ 0,1740 (3,6508)***	$desv\_ \pi_{t-1}^e$	160	6451,09***	-	99,19
	MGM	-0,0371 (-0,2195)	+ 0,9933 (72,5543)***	$i_{t-1}$	+ 0,1015 (7,8609)***	$Y_{t-1}$	+ 0,1305 (5,0130)***	$desv\_ \pi_{t-1}^e$	156	-	60,16	98,82
GOLDFAJN (jun/16 - fev/19)	MQO <sup>b</sup>	0,8037 (2,6797)**	+ 0,8932 (25,6538)***	$i_{t-1}$	+ 0,0061 (0,1466)	$Y_{t-1}$	+ 0,5202 (2,7658)***	$desv\_ \pi_{t-1}^e$	32	909,54***	-	98,88
	MGM	1,1010 (1,4997)	+ 0,8641 (11,9089)***	$i_{t-1}$	- 0,0957 (-0,2360)	$Y_{t-1}$	+ 0,7255 (1,8192)*	$desv\_ \pi_{t-1}^e$	31	-	97,24	98,57
GOLDFAJN + C. NETO (jun/16 - jul/21)	MQO <sup>b</sup>	0,2589 (2,7827)***	+ 0,9456 (69,7350)***	$i_{t-1}$	+ 0,0220 (2,6597)**	$Y_{t-1}$	+ 0,3031 (3,8039)***	$desv\_ \pi_{t-1}^e$	61	2827,58***	-	99,30
	MGM	0,2520 (2,7158)***	+ 0,9462 (72,7783)***	$i_{t-1}$	+ 0,0225 (2,3284)**	$Y_{t-1}$	+ 0,2941 (2,8921)***	$desv\_ \pi_{t-1}^e$	60	-	97,69	99,24

Fonte: Elaboração própria.

\*\*\*, \*\* e \* Rejeita-se ao grau de 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente.

<sup>a</sup> Os instrumentos utilizados nas regressões pelo MGM são apresentados na Tabela A.10 dos Apêndices.<sup>b</sup> Em virtude de problemas de heterocedasticidade e/ou correlação serial, foi aplicada a correção de Newey-West ao modelo. Os resultados dos testes são apresentados nos Apêndices (Tabela A.9).



Primeiramente, ao se comparar o modelo estimado para Meirelles, por MQO, com o modelo estimado para as gestões Meirelles e Tombini agregadas – pelo mesmo método –, pode-se notar que a inclusão da subamostra referente a Tombini gerou elevação do coeficiente de inércia (de 0,94 para 0,97), elevação do coeficiente relacionado ao produto (de 0,08 para 0,10) e queda substancial da reação aos desvios de inflação em relação à meta (de 0,39 para 0,17). Os resultados se repetiram para as estimações com base no MGM, com elevação da inércia (de 0,95 para 0,99), aumento da reação ao produto (de 0,09 para 0,10) e, novamente, queda significativa da reação à inflação (de 0,29 para 0,13). Esses resultados permitem inferir que, entre as duas gestões, a Tombini procedeu as alterações da taxa de juros com maior inércia, foi mais reativa às flutuações do produto e menos reativa aos desvios esperados da inflação com relação à meta.

Repetindo-se o exercício para os períodos Goldfajn e Campos Neto, a inclusão da subamostra referente à gestão Campos Neto gerou elevação do coeficiente de inércia – de 0,89 para 0,95 nas estimações por MQO, e de 0,86 para 0,95 pelo MGM –, elevação do coeficiente relacionado ao produto – antes sem significância – para 0,02, pelos dois métodos, com significância a 5% , e redução substancial dos coeficientes de reação às expectativas de inflação – de 0,52 para 0,30, por MQO, e de 0,73 para 0,29, pelo MGM. Os resultados sugerem que a gestão Campos Neto conduziu a política monetária com maior inércia do que a gestão Goldfajn, além de ter sido mais reativa ao produto e menos reativa à inflação. A administração não reagiu – ou reagiu muito pouco – ao estado da economia, acomodando os aumentos das expectativas de inflação. A conclusão é consistente com a adoção do *forward-guidance*, que se deu em resposta aos choques desencadeados pela pandemia de 2020. As evidências indicam que, no período, o Banco Central manteve o nível da taxa de juros (ou a reduziu), mesmo diante de elevações das expectativas de inflação, a fim de não se causarem maiores danos à atividade econômica.<sup>40</sup> Tal conclusão é compatível com o coeficiente positivo – e significativo – para a reação ao hiato do produto – isso nos modelos testados para os períodos Goldfajn e C. Neto agregados –, especialmente pelo fato de a atividade econômica ter sofrido forte desaceleração. Em outras palavras, além de não ter reagido à inflação, o Banco Central reduziu a taxa de juros para mitigar os efeitos da crise sobre o produto.

---

<sup>40</sup> Entre março de 2019 – início do mandato Campos Neto – e agosto de 2020, O Banco Central reduziu a Selic de 6,5% para 2%, levando a taxa real de juros a valores negativos. Em paralelo, as expectativas de inflação já davam sinais de elevação a partir de abril de 2020 – quando estavam em 2,50% –, chegando a 4,5% em agosto daquele ano quando, finalmente, a gestão elevou pela primeira vez a taxa de juros (+0,75 p.p.). Até então, a administração Campos Neto apenas havia promovido reduções da Selic.

É relevante observar que o coeficiente de inércia encontrado para Campos Neto na equação (3.1) – com valor de 0,87, conforme apresentado na Tabela 20 – havia se aproximado do coeficiente encontrado para o período Goldfajn (0,86), sugerindo que as duas gestões apresentaram reação similar ao estado da economia. No entanto, deve-se lembrar que a equação originalmente estimada para o período Campos Neto usou como variável regressora os desvios das expectativas de inflação em 1ª diferença, o que pode ter alterado o coeficiente inicialmente estimado para a inércia no período.

#### 4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Comparar períodos referentes às presidências de um Banco Central consiste em um grande desafio. Primeiramente, os sistemas econômicos estão em permanente mudança, e diferentes momentos históricos de um país se apresentam sob conjunturas distintas – com suas idiosincrasias –, o que exige uma interpretação dos resultados empíricos que guarde relação com os eventos ocorridos. Não se pode negligenciar o momento político e econômico que contextualiza – e induz – as decisões tomadas no âmbito da política monetária. O cenário interfere nos resultados obtidos, além de poder restringir o ferramental à disposição dos formuladores da política para o cumprimento das metas anunciadas.

Em segundo lugar, os dados apresentaram propriedades estatísticas específicas para cada gestão, o que é natural quando se analisam períodos diferentes. Nem todas as séries temporais puderam ser trabalhadas em nível nas equações, inviabilizando a aplicação dos mesmos modelos para todas as subamostras, o que dificulta uma comparação direta entre os mandatos. Modelos estimados com variáveis em 1ª diferença podem apresentar distorções nos valores dos coeficientes encontrados para os regressores e, conseqüentemente, induzir a interpretações equivocadas dos resultados. Os períodos referentes às presidências de Goldfajn e Campos Neto, em particular, não puderam ser comparados de forma direta com as outras gestões por apresentarem variáveis com raiz unitária. Buscou-se lidar com o problema estimando-se, de forma agregada, períodos subsequentes, dois a dois, a fim de se comparar indiretamente as gestões. Ao se estimar um modelo para as gestões Meirelles e Tombini em uma amostra agregada, a inclusão do período Tombini na amostra promoveu a elevação do coeficiente de inércia – de 0,95 para 0,99 –, ao passo que o coeficiente de reação à inflação sofreu considerável redução – de 0,29 para 0,13 –, indicando que a administração Tombini foi menos reativa ao estado da economia e aos desvios esperados para a inflação em relação à meta do que a gestão Meirelles. Por sua vez, foram obtidos resultados semelhantes para os períodos Goldfajn e Campos Neto, com elevação do coeficiente de inércia – de 0,86 para 0,95 – e redução substancial do coeficiente de reação à inflação – de 0,73 para 0,29 –, evidenciando que a gestão Campos Neto conduziu a política monetária com maior inércia e foi menos reativa à inflação do que a administração Goldfajn.

Por fim, em consonância com a literatura empírica para o Brasil, este trabalho encontrou, para todas as gestões e para o período agregado, elevados coeficientes de inércia, com valores entre 0,89 e 0,99 para a amostra total, e valores entre 0,86 e 0,99 para as subamostras.

## REFERÊNCIAS

BARBOSA, F., H., SOARES, J. J. **Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005**. Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia, ANPEC, p. 1-19, 2006.

BARRO, R. J.; GORDON, D. **Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy**. Journal of Monetary Economics, 12, North-Holland, p. 101-121, 1983.

BLANCHARD, O. **Macroeconomia**. Tradução de Cláudia Martins e Mônica Rosemberg; Revisão técnica de Eliezer Martins Diniz. 4. Ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2007.

BACEN – Banco Central do Brasil. **Relatório de Inflação**. Vol. 22, n. 3. Setembro de 2020. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/publicacoes/ri/202009>>. Acessado em: 30 de julho de 2021.

BACEN – Banco Central do Brasil. **Taxas de juros básicas: histórico das taxas de juros fixadas pelo Copom e evolução da taxa Selic**. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/historicotaxasjuros>>. Acessado em: 30 de julho de 2021.

BACEN – Banco Central do Brasil. **Sistema Gerenciador de Séries Temporais**. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>. Acessado em: 30 de julho de 2021.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. **Monetary Policy in practice: some international evidence**. NBER Working Paper 6254. Cambridge, NBER, November, 1997.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. **The Science of Monetary Policy: a New Keynesian Perspective**. Journal of Economic Literature, vol. 37, n. 4, p. 1661-1717, 1999.

FAVERO, C.A., e GIAVAZZI, F. (2002), **Why are Brazil's interests rates so high?** Università Bocconi, Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research, Working Paper, 224.

FEIJÓ, C. A.; MONTES, G. C. **Reputação, Credibilidade e Transparência da Autoridade Monetária e o Estado de Expectativa**. Economia e Sociedade, Campinas, vol. 16, n. 2 (30), p. 151-170, 2007.

GONÇALVES, C.E.S, e FENOLIO, F.R. **Ciclos eleitorais e política monetária: evidências para o Brasil**. Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada, Pesquisa e Planejamento Econômico, vol. 37 (3), pp. 465-487, 2007.

HOLLAND, M. **Monetary and exchange rate policy in Brazil after inflation targeting**. Working Paper, Berkeley: University of California, 2005.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa nacional por amostra de domicílios contínua mensal**. Rio de Janeiro: IBGE. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acessado em: 30 de julho de 2021.

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Base de dados macroeconômicos Ipeadata**. Brasília: Ipea. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acessado em: 30 de julho de 2021.

KING, M. **How should central banks reduce inflation? Conceptual issues**. FED of Kansas City Economic Review, 4th quarter, 1996.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. **Rules Rather than Discretion: the Inconsistency of Optimal Plans**. Journal of Political Economic, vol. 85, n. 3, p. 473-492, 1977.

MENDONÇA, H. F. de; SOUZA, G. J. G. **Credibilidade do Regime de Metas para inflação no Brasil**. Pesquisa e Planejamento Econômico | ppe | v.37 | n.2 | ago 2007.

MINELLA, A.; DE FREITAS, P., S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. **Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges**. Central Bank of Brazil, BIS Papers 19, p. 106-133. 2002.

MISHKIN, F. S. International Experiences with Different Monetary Policy Regimes. **Journal of Monetary Economics**, vol. 43, n. 3, p. 579-606, 1999.

MODENESI, A. **Conservadorismo e rigidez da política monetária: Uma estimativa da função de reação do BCB (2000-2007)**. Revista de Economia Política, v. 31, n. 3 (123), 415-434, 2011.

MOREIRA, R. R. Interest rate shocks, **Central Bank's Credibility and Inflation Targeting Regime: simulations in a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model**. Procedia Economics and Finance, Elsevier, 1, 286-295, 2012.

NOBRE, R. A. C.; MOREIRA, R. R. **A política monetária brasileira tem aumentado seu grau de inércia? Evidências a partir de uma investigação econométrica**. Pesquisa & Debate, v.45, n.1, *No prelo*, 2014.

ORPHANIDES, A. **Monetary policy rules based on real-time data**. American Economic Review, vol. 91, n. 4, p. 964-985, 2001.

ORPHANIDES, A. **The quest for prosperity without inflation**. Journal of Monetary Economics. Vol. 50, n. 3, p. 633–663, 2003.

PERRELLI, R.; ROACHE, S. K. **Time-varying neutral interest rate: The case of Brazil**. IMF Working Paper, N. 14/84, 2014.

TAYLOR, J. B. **Discretion Versus Policy Rules in Practice**. Carnegie Rochester Conferences series on public policy, 39, 195-214, 1993.

## APÊNDICES

TABELA A.1  
**Estatísticas descritivas – Máximos e Mínimos entre os períodos subamostrais<sup>a</sup>**

		<b>i</b>		<b>desv_i</b>	
MAIOR	média	MEIRELLES	14,77	CAMPOS NETO	-6,2E-13
	mediana	MEIRELLES	13,75	TOMBINI	0,15
	máximo	MEIRELLES	26,50	MEIRELLES	3,85
	mínimo	MEIRELLES	8,75	CAMPOS NETO	-1,41
	desvio padrão	MEIRELLES	4,65	MEIRELLES	1,90
MENOR	média	CAMPOS NETO	3,91	GOLDFAJN	-3,2E-12
	mediana	CAMPOS NETO	3,75	MEIRELLES	-0,31
	máximo	CAMPOS NETO	6,50	GOLDFAJN	1,78
	mínimo	CAMPOS NETO	2,00	TOMBINI	-1,87
	desvio padrão	CAMPOS NETO	1,65	CAMPOS NETO	0,97
		<b>r</b>		<b>desv_r</b>	
MAIOR	média	MEIRELLES	9,62	MEIRELLES	-1,4E-12
	mediana	MEIRELLES	9,14	GOLDFAJN	0,12
	máximo	MEIRELLES	18,92	MEIRELLES	4,45
	mínimo	MEIRELLES	4,05	CAMPOS NETO	-1,21
	desvio padrão	MEIRELLES	3,72	MEIRELLES	1,68
MENOR	média	CAMPOS NETO	0,22	TOMBINI	-2,1E-12
	mediana	CAMPOS NETO	0,33	MEIRELLES	-0,35
	máximo	CAMPOS NETO	3,01	GOLDFAJN	1,50
	mínimo	CAMPOS NETO	-2,11	TOMBINI	-1,81
	desvio padrão	CAMPOS NETO	1,75	CAMPOS NETO	0,78
		<b><math>\pi^e</math></b>		<b>desv_<math>\pi^e</math></b>	
MAIOR	média	TOMBINI	5,95	TOMBINI	1,45
	mediana	TOMBINI	5,95	TOMBINI	1,45
	máximo	MEIRELLES	11,72	MEIRELLES	3,47
	mínimo	TOMBINI	4,74	TOMBINI	0,24
	desvio padrão	MEIRELLES	1,45	MEIRELLES	0,78
MENOR	média	CAMPOS NETO	3,64	CAMPOS NETO	-0,21
	mediana	CAMPOS NETO	3,56	CAMPOS NETO	-0,45
	máximo	CAMPOS NETO	4,50	CAMPOS NETO	1,40
	mínimo	CAMPOS NETO	2,50	CAMPOS NETO	-1,42
	desvio padrão	CAMPOS NETO	0,50	GOLDFAJN	0,55

(continua)

(continuação)

		$\pi^{obs}$		$desv\_ \pi^{obs}$	
MAIOR	média	TOMBINI	6,95	TOMBINI	2,45
	mediana	TOMBINI	6,50	TOMBINI	2,00
	máximo	MEIRELLES	17,24	MEIRELLES	11,75
	mínimo	TOMBINI	4,92	TOMBINI	0,42
	desvio padrão	MEIRELLES	3,49	MEIRELLES	3,19
MENOR	média	CAMPOS NETO	4,27	GOLDFAJN	0,03
	mediana	CAMPOS NETO	4,01	GOLDFAJN	-0,45
	máximo	GOLDFAJN	8,97	GOLDFAJN	4,47
	mínimo	CAMPOS NETO	1,88	CAMPOS NETO	-2,27
	desvio padrão	TOMBINI	1,55	TOMBINI	1,55
		Y		e	
MAIOR	média	GOLDFAJN	-5,1E-12	CAMPOS NETO	4,8
	mediana	CAMPOS NETO	1,91	CAMPOS NETO	5,15
	máximo	MEIRELLES	5,14	CAMPOS NETO	5,65
	mínimo	GOLDFAJN	-3,35	CAMPOS NETO	3,78
	desvio padrão	CAMPOS NETO	4,99	TOMBINI	0,71
MENOR	média	CAMPOS NETO	-4,9E-11	MEIRELLES	2,27
	mediana	TOMBINI	-0,11	MEIRELLES	2,17
	máximo	GOLDFAJN	1,81	MEIRELLES	3,59
	mínimo	CAMPOS NETO	-15,96	TOMBINI	1,56
	desvio padrão	GOLDFAJN	1,07	GOLDFAJN	0,29

Fonte: Elaboração própria.

<sup>a</sup> A tabela indica os períodos que apresentam o maior (ou menor) valor para cada uma das estatísticas descritivas.

TABELA A.2

**Testes de raiz unitária – Amostra Total (jan/03 – jul/21)**

Séries	ADF <sup>1</sup>	PP <sup>2</sup>	DF-GLS <sup>3</sup>	ADF	PP	DF-GLS	I(n)
	Nível			1ª Diferença			
i	-3,9396**	-2,3923**	-1,9915	-4,5901***	-8,6921***	-2,9335**	I(0)
r	-2,7132***	-1,7987*	-3,5741***	-5,5455***	-10,4398***	-2,3601	I(0)
desv_i	-7,4746***	-3,6171***	-6,2018***	-5,3459***	-9,8131***	-2,6281	I(0)
desv_r	-5,9837***	-4,0338***	-5,7831***	-6,1672***	-10,8994***	-2,2805	I(0)
Y	-5,4174***	-4,6943***	-5,2035***	-12,5866***	-12,5478***	-11,5253***	I(0)
desv_π <sup>e</sup>	-3,2539***	-3,4526***	-1,2080	-10,9855***	-12,053***	-4,3715***	I(0)
e	0,5432	-1,8393	-0,6977	-11,0607***	-11,0872***	-3,8532***	I(1)

Fonte: Elaboração própria.

\*, \*\*, \*\*\* respectivamente 10%, 5% e 1% de significância.

<sup>1</sup> Teste ADF: Para a série i utilizaram-se constante e tendência. Não foi utilizado constante ou tendência para as demais séries (em nível e em 1ª diferença).<sup>2</sup> Teste PP: Para a série e utilizaram-se constante e tendência. Não foi utilizado constante ou tendência para as demais séries (em nível e em 1ª diferença).<sup>3</sup> Teste DF-GLS: Para todas as séries (em nível e em 1ª diferença) utilizaram-se constante e tendência.

TABELA A.3  
**Testes de raiz unitária – Gestão Meirelles (jan/03 – dez/10)**

Séries	ADF <sup>1</sup>	PP <sup>2</sup>	DF-GLS <sup>3</sup>	ADF	PP	DF-GLS	I(n)
	Nível			1ª Diferença			
i	-5,7914***	-2,046**	-3,8105***	-4,6028***	-4,8621***	-2,6412	I(0)
r	-1,7756*	-1,2834	-4,3579***	-5,7957***	-5,688***	-2,1236	I(0)
desv_i	-5,5758***	-2,5252**	-4,7706***	-4,843***	-5,5142***	-2,5851	I(0)
desv_r	-4,4276***	-2,8754***	-4,5898***	-5,9686***	-5,9328***	-2,1112	I(0)
Y	-3,6447***	-2,7667***	-3,5425**	-7,1888***	-7,1617***	-6,2497***	I(0)
desv_π <sup>e</sup>	-4,4168***	-4,406***	-1,0657	-6,7872***	-5,943***	-5,9987***	I(0)
e	-3,4857**	-2,1205**	-2,3952	-6,5551***	-6,6669***	-5,0276***	I(0)

Fonte: Elaboração própria.

\*, \*\*, \*\*\* respectivamente 10%, 5% e 1% de significância.

<sup>1</sup> Teste ADF: Para as séries *e* e *i* utilizaram-se constante e tendência. Para as séries *D(i)* e *D(desv\_r)* foi utilizado constante. Não foi utilizado constante ou tendência para as demais séries (em nível e em 1ª diferença).

<sup>2</sup> Teste PP: Não foi utilizado constante ou tendência para nenhuma das séries (em nível e em 1ª diferença).

<sup>3</sup> Teste DF-GLS: Para todas as séries (em nível e em 1ª diferença) utilizaram-se constante e tendência.

TABELA A.4  
**Testes de raiz unitária – Gestão Tombini (jan/11 – mai/16)**

Séries	ADF <sup>1</sup>	PP <sup>2</sup>	DF-GLS <sup>3</sup>	ADF	PP	DF-GLS	I(n)
	Nível			1ª Diferença			
i	-3,6447**	0,4869	-2,8272	-1,7041*	-5,4277***	-1,9071	I(1)
r	0,1560	0,1560	-1,1268	-5,3544***	-5,4991***	-5,5562***	I(1)
desv_i	-3,7286***	-1,8466*	-3,8167***	-2,3280**	-6,2677***	-2,1440	I(0)
desv_r	-1,6279*	-2,1465**	-2,1302	-5,8695***	-5,8909***	-5,7975***	I(0)
Y	-1,8913*	-2,0007**	-1,9124	-8,4383***	-8,4334***	-8,3197***	I(0)
desv_π <sup>e</sup>	-4,6281***	-3,7260**	-3,8288***	-6,7194***	-6,8087***	-6,6934***	I(0)
e	1,9335	1,7908	-1,4641	-5,9800***	-5,0327***	-6,0629***	I(1)

Fonte: Elaboração própria.

\*, \*\*, \*\*\* respectivamente 10%, 5% e 1% de significância.

<sup>1</sup> Teste ADF: Para as séries *i* e *desv\_π<sup>e</sup>* utilizaram-se constante e tendência. Para a série *D(e)* foi utilizado constante. Não foi utilizado constante ou tendência para as demais séries (em nível e em 1ª diferença).

<sup>2</sup> Teste PP: Para a série *desv\_π<sup>e</sup>* utilizaram-se constante e tendência. Não foi utilizado constante ou tendência para as demais séries (em nível e em 1ª diferença).

<sup>3</sup> Teste DF-GLS: Para a série *desv\_i* foi utilizado constante. Para as demais séries (em nível e em 1ª diferença) utilizaram-se constante e tendência.



TABELA A.5  
Testes de raiz unitária – Gestão Goldfajn (jun/16 – fev/19)

Séries	ADF <sup>1</sup>	PP <sup>2</sup>	DF-GLS <sup>3</sup>	ADF	PP	DF-GLS	I(n)
	Nível			1ª Diferença			
i	-3,0968**	-3,1763***	-3,2663**	-5,3923***	-5,4617***	-1,6099	I(0)
r	-2,1256**	-1,9963**	-1,1937	-6,0328***	-6,0143***	-2,0721	I(0)
desv_i	-3,1032***	-0,9075	-3,2730**	-1,4060	-5,2790***	-1,6276	I(0)
desv_r	-1,3786	-1,7091*	-1,3660	-6,1683***	-6,1261***	-2,0965	I(1)
Y	-5,0208***	-4,9930***	-4,6576***	-8,4338***	-16,1783***	-8,3807***	I(0)
desv_π <sup>e</sup>	-3,3192**	-3,1682***	-2,7043	-7,1879***	-6,7288***	-7,2938***	I(0)
e	0,3793	0,3844	-1,9289	-5,3092***	-5,3092***	-5,2071***	I(1)

Fonte: Elaboração própria.

\*, \*\*, \*\*\* respectivamente 10%, 5% e 1% de significância.

<sup>1</sup> Teste ADF: Para as séries D(i) e D(desv\_π<sup>e</sup>) utilizaram-se constante e tendência. Para as séries i e D(r) foi utilizado constante. Não foi utilizado constante ou tendência para as demais séries (em nível e em 1ª diferença).

<sup>2</sup> Teste PP: Para a série D(i) utilizaram-se constante e tendência. Para a série D(r) foi utilizado constante. Não foi utilizado constante ou tendência para as demais séries (em nível e em 1ª diferença).

<sup>3</sup> Teste DF-GLS: Para todas as séries (em nível e em 1ª diferença) utilizaram-se constante e tendência.

TABELA A.6  
Testes de raiz unitária – Gestão Campos Neto (mar/19 – jul/21)

Séries	ADF <sup>1</sup>	PP <sup>2</sup>	DF-GLS <sup>3</sup>	ADF	PP	DF-GLS	I(n)
	Nível			1ª Diferença			
i	-2,8616*	1,0112	-2,7685***	-4,6649***	-4,6519***	-1,4952	I(0)
r	-1,4041	-1,4084	-1,2916	-4,6328***	-4,6328***	-4,9313***	I(1)
desv_i	-2,4053**	0,8278	-2,4955	-4,6951***	-3,6873***	-1,5033	I(1)
desv_r	-1,2880	-1,4852	-1,3868	-4,9490***	-4,9443***	-4,9471***	I(1)
Y	-2,5874**	-1,7211*	-2,5876	-4,4312***	-3,4666***	-4,5452***	I(0)
desv_π <sup>e</sup>	-0,6479	-0,7129	-1,8135	-4,7725***	-4,7334***	-5,2542***	I(1)
e	0,8999	0,9402	-2,0575	-4,0005***	-3,9773***	-4,2414***	I(1)

Fonte: Elaboração própria.

\*, \*\*, \*\*\* respectivamente 10%, 5% e 1% de significância.

<sup>1</sup> Teste ADF: Para as séries D(i) e D(desv\_i) utilizaram-se constante e tendência. Para a série i foi utilizado constante. Não foi utilizado constante ou tendência para as demais séries (em nível e em 1ª diferença).

<sup>2</sup> Teste PP: Para as séries i, D(i) e desv\_i utilizaram-se constante e tendência. Não foi utilizado constante ou tendência para as demais séries (em nível e em 1ª diferença).

<sup>3</sup> Teste DF-GLS: Para a série i foi utilizado constante. Para as demais séries (em nível e em 1ª diferença) utilizaram-se constante e tendência.

TABELA A.7

**Testes de raiz unitária – Meirelles + Tombini (jan/03 - mai/16)**

Séries	ADF <sup>1</sup>	PP <sup>2</sup>	DF-GLS <sup>3</sup>	ADF	PP	DF-GLS	I(n)
	Nível			1ª Diferença			
i	-3,6439***	-2,8803**	-1,4642	-4,1387***	-6,7227***	-2,7765*	I(0)
Y	-4,1979***	-3,4631***	-3,9984***	-11,0028***	-10,9944***	-6,002***	I(0)
desv_π <sup>e</sup>	-5,0651***	-4,9762***	-1,4192	-9,0275***	-8,9508***	-7,894***	I(0)
e	-0,5179	-1,0579	-0,9006	-8,7375***	-8,499***	-4,3322***	I(1)

Fonte: Elaboração própria.

\*, \*\*, \*\*\* respectivamente 10%, 5% e 1% de significância.

<sup>1</sup> Teste ADF: Para as séries desv\_π<sup>e</sup> e D(e) utilizaram-se constante e tendência. Para a série i foi utilizado constante. Não foi utilizado constante ou tendência para as demais séries (em nível e em 1ª diferença).

<sup>2</sup> Teste PP: Para as séries desv\_π<sup>e</sup> e e utilizaram-se constante e tendência. Para a série i foi utilizado constante. Não foi utilizado constante ou tendência para as demais séries (em nível e em 1ª diferença).

<sup>3</sup> Teste DF-GLS: Para a série e foi utilizado constante. Para as demais séries (em nível e em 1ª diferença) utilizaram-se constante e tendência.

TABELA A.8

**Testes de raiz unitária – Goldfajn + Campos Neto (jun/16 - jul/21)**

Séries	ADF <sup>1</sup>	PP <sup>2</sup>	DF-GLS <sup>3</sup>	ADF	PP	DF-GLS	I(n)
	Nível			1ª Diferença			
i	-3,2268**	-3,1357***	-2,6782	-1,294	-7,0725***	-1,6176	I(0)
Y	-3,6375***	-2,9386***	-3,6278**	-6,4012***	-6,9983***	-6,3612***	I(0)
desv_π <sup>e</sup>	-2,4111**	-2,4177**	-1,3436	-8,3218***	-8,116***	-7,0099***	I(0)
e	-2,4111**	-2,4177**	-1,3436	-8,3218***	-8,116***	-7,707***	I(0)

Fonte: Elaboração própria.

\*, \*\*, \*\*\* respectivamente 10%, 5% e 1% de significância.

<sup>1</sup> Teste ADF: Para as séries D(desv\_π<sup>e</sup>) e D(e) utilizaram-se constante e tendência. Para a série i foi utilizado constante. Não foi utilizado constante ou tendência para as demais séries (em nível e em 1ª diferença).

<sup>2</sup> Teste PP: Para a série D(i) utilizaram-se constante e tendência. Não foi utilizado constante ou tendência para as demais séries (em nível e em 1ª diferença).

<sup>3</sup> Teste DF-GLS: Para as séries D(Y) e D(desv\_π<sup>e</sup>) foi utilizado constante. Para as demais séries (em nível e em 1ª diferença) utilizaram-se constante e tendência.

TABELA A.9  
**Testes de heterocedasticidade e correlação serial – modelos em MQO**

Amostra	Modelo	Obs	White (Estatística-F) <sup>1</sup>	Prob.	BG LM (Estatística-F) <sup>2</sup>	Prob.
AMOSTRA TOTAL (jan/03 - jul/21)	(3.1)	222	9,3910	0,0000	25,8847	0,0000
	(3.2)	221	7,2233	0,0000	26,7833	0,0000
	(3.3)	222	5,4476	0,0000	9,3153	0,0001
	(3.4)	222	2,6474	0,0076	32,0551	0,0000
	(3.5)	222	3,6655	0,0005	15,2046	0,0000
MEIRELLES + TOMBINI	(3.1)	160	9,6108	0,0000	17,9999	0,0000
GOLDFAJN + C. NETO	(3.1)	61	3,5356	0,0053	0,8430	0,4037
MEIRELLES (jan/03 - dez/10)	(3.1)	95	8,2454	0,0000	9,1445	0,0003
	(3.2)	94	10,1158	0,0000	9,4167	0,0002
	(3.3)	95	5,1488	0,0001	7,7135	0,0009
	(3.4)	95	1,2785	0,2540	14,8976	0,0000
	(3.5)	95	1,5802	0,1366	9,6386	0,0002
TOMBINI (jan/11 - mai/16)	(3.1)	63	1,1088	0,3519	0,4043	0,6436
	(3.2)	63	0,9593	0,4668	0,3470	0,6800
	(3.3)	63	0,9141	0,4881	1,5496	0,1970
	(3.4)	64	1,8177	0,0943	0,9234	0,3725
	(3.5)	64	1,5339	0,1612	3,1331	0,0442
GOLDFAJN (jun/16 - fev/19)	(3.1)	32	2,4047	0,0697	0,1128	0,8714
	(3.2)	31	1,1825	0,3280	0,1114	0,8671
	(3.3)	32	3,6416	0,0240	0,9078	0,3519
	(3.4)	32	0,8789	0,4883	2,1929	0,0993
	(3.5)	31	0,9226	0,4574	1,0465	0,3020
CAMPOS NETO (mar/19 - jul/21)	(3.1)	27	0,5713	0,7127	0,1109	0,8684
	(3.2)	27	0,5471	0,7233	0,0338	0,9555
	(3.3)	27	1,4836	0,2203	2,0460	0,1106
	(3.4)	27	0,5447	0,7356	0,5384	0,5177
	(3.5)	27	1,5417	0,2059	2,0843	0,1069

Fonte: Elaboração própria.

<sup>1</sup> Teste de heterocedasticidade de White.

<sup>2</sup> Teste de correlação serial Breusch-Godfrey LM (2 defasagens).

TABELA A.10

**Instrumentos utilizados para estimar os modelos pelo MGM<sup>a</sup>**

Amostra	Modelo	Obs	Instrumentos (defasagens)
AMOSTRA TOTAL (jan/03 - jul/21)	(3.1)	218	$i(-2 \text{ a } -5); Y(-2 \text{ a } -5); \text{desv}_{\pi^e}(-2 \text{ a } -5); D(e)(-1 \text{ a } -4)$
	(3.2)	216	$i(-2 \text{ a } -5); Y(-2 \text{ a } -5); \text{desv}_{\pi^e}(-2 \text{ a } -5); D(e)(-2 \text{ a } -6)$
	(3.3)	218	$r(-2 \text{ a } -5); Y(-2 \text{ a } -5); \text{desv}_{\pi^e}(-2 \text{ a } -5); D(e)(-1 \text{ a } -4)$
	(3.4)	218	$\text{desv}_i(-2); Y(-2 \text{ a } -4); \text{desv}_{\pi^e}(-2 \text{ a } -4); D(e)(-1 \text{ a } -4)$
	(3.5)	218	$\text{desv}_r(-2); Y(-2 \text{ a } -4); \text{desv}_{\pi^e}(-2 \text{ a } -4); D(e)(-1 \text{ a } -4)$
MEIRELLES + TOMBINI	(3.1)	156	$i(-2 \text{ a } -5); Y(-2 \text{ a } -5); \text{desv}_{\pi^e}(-2 \text{ a } -5); D(e)(-1 \text{ a } -4)$
GOLDFAJN + C. NETO	(3.1)	60	$i(-2); Y(-2); \text{desv}_{\pi^e}(-2); D(e)(-1)$
MEIRELLES (jan/03 - dez/10)	(3.1)	91	$i(-2 \text{ a } -5); Y(-2 \text{ a } -5); \text{desv}_{\pi^e}(-2 \text{ a } -5); e(-1 \text{ a } -4)$
	(3.2)	90	$i(-2 \text{ a } -6); Y(-2 \text{ a } -6); \text{desv}_{\pi^e}(-2 \text{ a } -6); e(-2 \text{ a } -6)$
	(3.3)	91	$r(-2 \text{ a } -5); Y(-2 \text{ a } -5); \text{desv}_{\pi^e}(-2 \text{ a } -5); e(-1 \text{ a } -4)$
	(3.4)	92	$\text{desv}_i(-2 \text{ a } -4); Y(-2 \text{ a } -4); \text{desv}_{\pi^e}(-2 \text{ a } -4); e(-1 \text{ a } -4)$
	(3.5)	91	$\text{desv}_r(-2 \text{ a } -4); Y(-2 \text{ a } -4); \text{desv}_{\pi^e}(-2 \text{ a } -4); e(-1 \text{ a } -5)$
TOMBINI (jan/11 - mai/16)	(3.1)	60	$D(i)(-2 \text{ a } -4); Y(-2 \text{ a } -5); \text{desv}_{\pi^e}(-2 \text{ a } -5); D(e)(-1 \text{ a } -4)$
	(3.2)	59	$D(i)(-2 \text{ a } -5); Y(-2 \text{ a } -5); \text{desv}_{\pi^e}(-2 \text{ a } -4); D(e)(-2 \text{ a } -5)$
	(3.3)	59	$D(r)(-2 \text{ a } -5); Y(-2 \text{ a } -5); \text{desv}_{\pi^e}(-2 \text{ a } -5); D(e)(-1 \text{ a } -5)$
	(3.4)	61	$\text{desv}_i(-2); Y(-2); \text{desv}_{\pi^e}(-2); D(e)(-1 \text{ a } -3)$
	(3.5)	60	$\text{desv}_r(-2 \text{ e } -3); Y(-2 \text{ a } -4); \text{desv}_{\pi^e}(-2 \text{ a } -4); D(e)(-1 \text{ a } -4)$
GOLDFAJN (jun/16 - fev/19)	(3.1)	31	$i(-2); Y(-2); \text{desv}_{\pi^e}(-2); D(e)(-1)$
	(3.2)	25	$i(-2 \text{ a } -6); Y(-2 \text{ a } -6); \text{desv}_{\pi^e}(-2 \text{ e } -6); D(e)(-2 \text{ a } -7)$
	(3.3)	30	$r(-2 \text{ e } -3); Y(-2); \text{desv}_{\pi^e}(-2 \text{ e } -3); D(e)(-1 \text{ e } -2)$
	(3.4)	31	$\text{desv}_i(-2); Y(-2); \text{desv}_{\pi^e}(-2); D(e)(-1)$
	(3.5)	30	$D(\text{desv}_r)(-2); Y(-2); \text{desv}_{\pi^e}(-2); D(e)(-1)$
CAMPOS NETO (mar/19 - jul/21)	(3.1)	25	$i(-2 \text{ e } -3); Y(-2 \text{ a } -4); D(\text{desv}_{\pi^e})(-2 \text{ e } -3); D(e)(-1 \text{ a } -3)$
	(3.2)	25	$i(-2 \text{ a } -4); Y(-2 \text{ a } -4); D(\text{desv}_{\pi^e})(-2 \text{ e } -3); D(e)(-2 \text{ a } -3)$
	(3.3)	25	$D(r)(-2 \text{ e } -3); Y(-2 \text{ e } -3); D(\text{desv}_{\pi^e})(-2); D(e)(-1 \text{ a } -3)$
	(3.4)	24	$D(\text{desv}_i)(-2 \text{ a } -4); Y(-2 \text{ e } -3); D(\text{desv}_{\pi^e})(-2 \text{ e } -3); D(e)(-1 \text{ e } -2)$
	(3.5)	25	$D(\text{desv}_r)(-2 \text{ e } -3); Y(-2 \text{ e } -3); D(\text{desv}_{\pi^e})(-2); D(e)(-1)$

Fonte: Elaboração própria.

<sup>a</sup> Foi adicionada constante à lista de instrumentos para todos os modelos estimados.

TABELA A.11

**Modelos testados com base no método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)**

Amostra	Modelo	Coeficientes estimados (Estatística t)				Observações	Estatística-F	R <sup>2</sup> ajustado (%)	
AMOSTRA TOTAL (jan/03 - jul/21)	HAC (3.1)	0,1243 (0,7871)	+ 0,9721 $i_{t-1}$ (53,4745)***	+ 0,0588 $Y_{t-1}$ (4,2062)***	+ 0,2101 $\text{desv}_{\pi^e_{t-1}}$ (3,7770)***	222	12895,52***	99,43	
	HAC (3.2)	0,1557 (0,9330)	+ 0,9695 $i_{t-1}$ (51,0506)***	+ 0,0573 $Y_{t-1}$ (4,0968)***	+ 0,2016 $\text{desv}_{\pi^e_{t-1}}$ (3,7433)***	- 0,2196 $D(e)_{t-1}$ (-1,1023)	221	9426,26***	99,42
	HAC (3.3)	-0,1136 (-1,4169)	+ 0,9893 $r_{t-1}$ (59,8074)***	+ 0,0521 $Y_{t-1}$ (4,3730)***	+ 0,2453 $\text{desv}_{\pi^e_{t-1}}$ (5,2848)***		222	6334,27***	98,85
	HAC (3.4)	-0,0502 (-0,7006)	+ 0,9567 $\text{desv}_{i_{t-1}}$ (49,6206)***	+ 0,0606 $Y_{t-1}$ (2,6374)***	+ 0,1117 $\text{desv}_{\pi^e_{t-1}}$ (2,8270)***		222	1209,75***	94,26
	HAC (3.5)	-0,0697 (-1,5119)	+ 0,9463 $\text{desv}_{r_{t-1}}$ (29,4619)***	+ 0,0494 $Y_{t-1}$ (4,1187)***	+ 0,1721 $\text{desv}_{\pi^e_{t-1}}$ (3,7817)***		222	604,92***	89,13
MEIRELLES (jan/03 - dez/10)	HAC (3.1)	0,6980 (1,7330)*	+ 0,9366 $i_{t-1}$ (28,903)***	+ 0,0846 $Y_{t-1}$ (6,7934)***	+ 0,3947 $\text{desv}_{\pi^e_{t-1}}$ (2,8562)***		95	4028,11***	99,23
	HAC (3.2)	0,6402 (1,3198)	+ 0,9329 $i_{t-1}$ (31,4387)***	+ 0,0868 $Y_{t-1}$ (6,9504)***	+ 0,3868 $\text{desv}_{\pi^e_{t-1}}$ (2,7804)***	+ 0,0503 $e_{t-1}$ (0,2841)	95	2991,24***	99,22
	HAC (3.3)	0,1635 (0,6247)	+ 0,9632 $r_{t-1}$ (29,0853)***	+ 0,0603 $Y_{t-1}$ (4,4300)***	+ 0,4712 $\text{desv}_{\pi^e_{t-1}}$ (4,6458)***		95	1897,19***	98,37
	HAC (3.4)	-0,0625 (-0,8672)	+ 0,9373 $\text{desv}_{i_{t-1}}$ (24,1089)***	+ 0,0935 $Y_{t-1}$ (5,3344)***	+ 0,2695 $\text{desv}_{\pi^e_{t-1}}$ (4,5848)***		95	613,39***	95,13
	HAC (3.5)	-0,0648 (-0,8396)	+ 0,9503 $\text{desv}_{r_{t-1}}$ (17,7210)***	+ 0,0626 $Y_{t-1}$ (3,5048)***	+ 0,4103 $\text{desv}_{\pi^e_{t-1}}$ (5,8013)***		95	355,80***	91,89

(continua)

TABELA A.11  
Modelos testados com base no método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)

							(continuação)			
Amostra	Modelo	Coeficientes estimados (Estatística t)				Observações	Estatística-F	R <sup>2</sup> ajustado (%)		
TOMBINI (jan/11 - mai/16)	-	(3.1) <sup>1</sup>	-0,1238 (-1,3367)	+ 0,1880 D(i) <sub>t-1</sub> (1,5173)	+ 0,0747 Y <sub>t-1</sub> (3,3204) <sup>***</sup>	+ 0,1102 desv_π <sup>c</sup> <sub>t-1</sub> (1,8264) <sup>*</sup>	63	10,77 <sup>***</sup>	32,09	
	-	(3.2) <sup>1</sup>	-0,1233 (-1,3223)	+ 0,1894 D(i) <sub>t-1</sub> (1,5190)	+ 0,0742 Y <sub>t-1</sub> (3,2739) <sup>***</sup>	+ 0,1064 desv_π <sup>c</sup> <sub>t-1</sub> (1,7388) <sup>*</sup>	+ 0,1632 D(e) <sub>t-1</sub> (0,5024)	63	8,04 <sup>***</sup>	31,22
	-	(3.3) <sup>1</sup>	-0,3168 (-2,4918) <sup>**</sup>	+ 0,2730 D(r) <sub>t-1</sub> (2,3822) <sup>**</sup>	+ 0,0544 Y <sub>t-1</sub> (1,8836) <sup>*</sup>	+ 0,2361 desv_π <sup>c</sup> <sub>t-1</sub> (2,8968) <sup>***</sup>	63	8,23 <sup>***</sup>	25,91	
	HAC	(3.4)	0,0430 (0,3712)	+ 0,9696 desv_i <sub>t-1</sub> (28,0055) <sup>***</sup>	+ 0,0796 Y <sub>t-1</sub> (4,9210) <sup>***</sup>	- 0,0367 desv_π <sup>c</sup> <sub>t-1</sub> (-0,5876)	64	301,04 <sup>***</sup>	93,46	
	HAC	(3.5)	-0,0779 (-0,4598)	+ 0,9366 desv_r <sub>t-1</sub> (23,9226) <sup>***</sup>	+ 0,0615 Y <sub>t-1</sub> (2,4523) <sup>**</sup>	+ 0,0580 desv_π <sup>c</sup> <sub>t-1</sub> (0,5452)	64	128,77 <sup>***</sup>	85,88	
GOLDFAJN (jun/16 - fev/19)	HAC	(3.1)	0,8037 (2,6797) <sup>**</sup>	+ 0,8932 i <sub>t-1</sub> (25,6538) <sup>***</sup>	+ 0,0061 Y <sub>t-1</sub> (0,1466)	+ 0,5202 desv_π <sup>c</sup> <sub>t-1</sub> (2,7658) <sup>***</sup>	32	909,54 <sup>***</sup>	98,88	
	-	(3.2)	0,8217 (2,5015) <sup>**</sup>	+ 0,8919 i <sub>t-1</sub> (27,3649) <sup>***</sup>	+ 0,0109 Y <sub>t-1</sub> (0,1846)	+ 0,5490 desv_π <sup>c</sup> <sub>t-1</sub> (2,7151) <sup>**</sup>	+ 0,0673 D(e) <sub>t-1</sub> (0,1258)	31	577,26 <sup>***</sup>	98,72
	HAC	(3.3)	0,7010 (2,9145) <sup>***</sup>	+ 0,8396 r <sub>t-1</sub> (17,9202) <sup>***</sup>	- 0,0005 Y <sub>t-1</sub> (-0,0055)	+ 0,8793 desv_π <sup>c</sup> <sub>t-1</sub> (4,4808) <sup>***</sup>	32	440,91 <sup>***</sup>	97,71	
	HAC	(3.4)	0,0652 (0,7729)	+ 0,9748 desv_i <sub>t-1</sub> (11,2818) <sup>***</sup>	+ 0,0310 Y <sub>t-1</sub> (0,5317)	+ 0,0918 desv_π <sup>c</sup> <sub>t-1</sub> (0,8130)	32	64,60 <sup>***</sup>	86,02	
	-	(3.5) <sup>1</sup>	0,1163 (1,2329)	- 0,1124 D(desv_r) <sub>t-1</sub> (-0,6424)	+ 0,0514 Y <sub>t-1</sub> (0,5864)	+ 0,3913 desv_π <sup>c</sup> <sub>t-1</sub> (2,0524) <sup>**</sup>	31	1,58	5,52	

(continua)

TABELA A.11  
Modelos testados com base no método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)

Amostra	Modelo	Coeficientes estimados (Estatística t)	Observações	Estatística-F	(conclusão)
					R <sup>2</sup> ajustado (%)
CAMPOS NETO (mar/19 - jul/21)	- (3.1)	0,3559 + 0,8847 i <sub>t-1</sub> + 0,0457 Y <sub>t-1</sub> + 0,0280 D(desv_π <sup>e</sup> ) <sub>t-1</sub> (2,1398)** (21,9844)*** (3,6362)*** (0,1510)	27	208,00***	95,98
	- (3.2)	0,3626 + 0,8877 i <sub>t-1</sub> + 0,0401 Y <sub>t-1</sub> - 0,0437 D(desv_π <sup>e</sup> ) <sub>t-1</sub> - 0,3604 D(e) <sub>t-1</sub> (2,1984)** (22,2107)*** (3,0064)*** (-0,2262) (-1,1879)	27	159,14***	96,05
	- (3.3) <sup>1</sup>	-0,1327 + 0,0362 D(r) <sub>t-1</sub> + 0,0414 Y <sub>t-1</sub> + 0,2049 D(desv_π <sup>e</sup> ) <sub>t-1</sub> (-1,3911) (0,1384) (2,0366)* (0,5383)	27	1,96	9,95
	- (3.4) <sup>1</sup>	0,0526 + 0,1276 D(desv_i) <sub>t-1</sub> + 0,0314 Y <sub>t-1</sub> + 0,1768 D(desv_π <sup>e</sup> ) <sub>t-1</sub> (0,7696) (0,6662) (2,1647)** (0,8960)	27	2,91*	18,07
	- (3.5) <sup>1</sup>	0,0446 + 0,0127 D(desv_r) <sub>t-1</sub> + 0,0419 Y <sub>t-1</sub> + 0,1750 D(desv_π <sup>e</sup> ) <sub>t-1</sub> (0,4503) (0,0479) (2,0676)** (0,4569)	27	1,94	9,77

Fonte: Elaboração própria.

\*\*\*, \*\* e \* Rejeita-se ao grau de 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente.

<sup>1</sup> A variável dependente foi testada em 1ª diferença.

HAC: Em virtude de problemas de heterocedasticidade e/ou correlação serial, foi aplicada a correção de Newey-West ao modelo. Os resultados dos testes de heterocedasticidade e correlação serial são apresentados na Tabela A.9.