

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

**MANUEL JOAQUIM DA NATIVIDADE SILVA**

**INÉRCIA DA TAXA DE JUROS: TEORIA E EVIDÊNCIA PARA A ECONOMIA  
BRASILEIRA (2005 - 2013)**

**VITÓRIA**

**2014**



MANUEL JOAQUIM DA NATIVIDADE SILVA

**INÉRCIA DA TAXA DE JUROS: TEORIA E EVIDÊNCIA PARA A ECONOMIA  
BRASILEIRA (2005 - 2013)**

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

Co-orientador: Prof. Dr. Gutemberg Hespanha  
Brasil

**VITÓRIA**

**2014**

**MANUEL JOAQUIM DA NATIVIDADE SILVA**

**INÉRCIA DA TAXA DE JUROS: TEORIA E EVIDÊNCIA PARA A ECONOMIA  
BRASILEIRA (2005 - 2013)**

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

Vitória, 23 de Maio de 2014

**BANCA EXAMINADORA**

---

Prof. Dr. Ricardo Ramallete Moreira  
Departamento de Economia, UFES  
(Orientador)

---

Prof. Dr. Gutemberg Hespanha Brasil  
Departamento de Economia, UFES  
(Co-orientador)

---

Prof. Dr. André de Melo Modenesi  
Instituto de Economia, UFRJ

Aos meus amados pais, José Silva e Ivete  
Silva; à minha amada esposa, Carolina  
Mattedi; e acima de tudo à DEUS.

## RESUMO

No âmbito da condução da política monetária, as funções de reação estimadas em estudos empíricos, tanto para a economia brasileira como para outras economias, têm mostrado uma boa aderência aos dados. Porém, os estudos mostram que o poder explicativo das estimativas aumenta consideravelmente quando se inclui um componente de suavização da taxa de juros, representado pela taxa de juros defasada. Segundo Clarida, *et. al.* (1998) o coeficiente da taxa de juros defasada (situado ente 0,0 e 1,0) representaria o grau de inércia da política monetária, e quanto maior esse coeficiente, menor e mais lenta é a resposta da taxa de juros ao conjunto de informações relevantes. Por outro lado, a literatura empírica internacional mostra que esse componente assume um peso expressivo nas funções de reação, o que revela que os BCs ajustam o instrumento de modo lento e parcimonioso. No entanto, o caso brasileiro é de particular interesse porque os trabalhos mais recentes têm evidenciado uma elevação no componente inercial, o que sugere que o BCB vem aumentando o grau de suavização da taxa de juros nos últimos anos. Nesse contexto, mais do que estimar uma função de reação *forward looking* para captar o comportamento global médio do Banco Central do Brasil no período de Janeiro de 2005 a Maio de 2013, o trabalho se propôs a procurar respostas para uma possível relação de causalidade dinâmica entre a trajetória do coeficiente de inércia e as variáveis macroeconômicas relevantes, usando como método a aplicação do *filtro de Kalman* para extrair a trajetória do coeficiente de inércia e a estimação de um modelo de *Vetores Autorregressivos* (VAR) que incluirá a trajetória do coeficiente de inércia e as variáveis macroeconômicas relevantes. De modo geral, pelas regressões e pelo *filtro de Kalman*, os resultados mostraram um coeficiente de inércia extremamente elevado em todo o período analisado, e coeficientes de resposta global muito pequenos, inconsistentes com o que é esperado pela teoria. Pelo método VAR, o resultado de maior interesse foi o de que choques positivos na variável de inércia foram responsáveis por desvios persistentes no hiato do produto e, conseqüentemente, sobre os desvios de inflação e de expectativas de inflação em relação à meta central.

## ABSTRACT

Regarding the monetary policy conduction, the reaction functions estimated in many empirical studies – for the Brazilian economy and other economies – have shown a good fit to data. However, these studies also report that the explanatory power for the estimates improves considerably when it includes a component of interest rate smoothing, represented by the lagged interest rate. According to Clarida, et. al. (1998) the lagged interest rate coefficient (between 0,0 and 1,0) represents the degree of monetary policy inertia, and when it becomes higher the response of interest rates to all relevant information becomes lower. The international literature has shown that such a component plays a significant role in the reaction function, which means that the central banks set interest rates slowly and parsimonious over time. However, the Brazilian case is particularly interesting, because more recent studies have shown an increase of the inertial component, suggesting that the BCB has increased the degree of interest rate smoothing in recent years. In this context, rather than to estimate a forward looking reaction function for the Brazilian Central Bank from January 2005 to May 2013, the current study aims to seek answers for a possible dynamic causality relationship between the trajectory of the inertia coefficient and relevant macroeconomic variables. For this purpose, we applied the Kalman Filter method to extract the trajectory of the inertia coefficient and then we estimated a Vector Autoregressive model (VAR) including the path of such an inertia and relevant macroeconomic variables. In general, the result for both Kalman filter method and the estimated reaction functions showed a high degree of inertia and a small overall coefficients response, what is inconsistent with the theory. The main finding from the VAR method was that positive shocks of the inertia variable were responsible for positive deviations on the output gap which in turn caused persistent inflation and inflation expectation deviations from the target.

## LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Série $I_t$ (taxa selic - % a.a.) (Janeiro/2005 - Maio/2013) .....	67
Gráfico 2 - Séries $I_t$ , $DIBC_t$ , $P_t$ , e $EXP\_P_t$ (Janeiro/2005 - Maio/2013) .....	69
Gráfico 3 - Séries $I_t$ e $E_t$ (Janeiro/2005 - Maio/2013).....	72
Gráfico 4 - Série $I_t$ observada e estimada (Modelo 5 - Tabela 15).....	80
Gráfico 5 - Série de inércia da taxa selic (Janeiro/2005 - Maio/2013).....	84
Gráfico 6 - Resposta de $I_t$ ao impulso de $DIBC_t$ .....	89
Gráfico 7 - Resposta de $\rho_t$ ao impulso de $I_t$ .....	90
Gráfico 8 - Resposta de $\rho_t$ ao impulso de $DIBC_t$ .....	91
Gráfico 9 - Resposta de $\rho_t$ ao impulso de $E_t$ .....	91
Gráfico 10 - Resposta de $P\_DESV_t$ ao impulso de $I_t$ .....	92
Gráfico 11 - Resposta de $P\_DESV_t$ ao impulso de $DIBC_t$ .....	93
Gráfico 12 - Resposta de $EXP\_P\_DESV_t$ ao impulso de $I_t$ .....	94
Gráfico 13 - Resposta de $EXP\_P\_DESV_t$ ao impulso de $DIBC_t$ .....	94
Gráfico 14 - Resposta de $EXP\_P\_DESV_t$ ao impulso de $P\_DESV_t$ .....	95
Gráfico 15 - Resposta de $DIBC_t$ ao impulso de $\rho_t$ .....	96
Gráfico 16 - Resposta de $DIBC_t$ ao impulso de $E_t$ .....	97
Gráfico 17 - Resposta de $E_t$ ao impulso de $I_t$ .....	98
Gráfico 18 - Resposta de $E_t$ ao impulso de $\rho_t$ .....	99
Gráfico 19 - Resposta de $E_t$ ao impulso de $EXP\_P\_DESV_t$ .....	100
Gráfico 20A - Teste de estabilidade do modelo VAR(1) por raízes inversas .....	117
Gráfico 21A - Função impulso-resposta para o modelo VAR(1) com ordenamento de Cholesky $E_t - DIBC_t - EXP\_P\_DESV_t - P\_DESV_t - \rho_t - I_t$ .....	118

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Resumo das estimativa dos coeficientes da função de reação dos G3 (Clarida <i>et. al.</i> ).....	37
Tabela 2 - Resumo das estimativa dos coeficientes da função de reação dos E3 (Clarida <i>et. al.</i> ) .....	40
Tabela 3 - Função de reação (37) para economia americana: Castelnuovo (1987-1999) .....	45
Tabela 4 - Função de reação (34) para a economia americana: Castelnuovo (1987-1999).....	46
Tabela 5 - Função de reação (37) para os países da UME: Casltelnuovo (1980-2000) .....	47
Tabela 6 - Função de reação (34) para os países da UME: Castelnuovo (1980-2000) .....	47
Tabela 7 - Função de reação dos países emergentes: Mohanty e Klau (1995-2002) .....	51
Tabela 8 - Estimativas da função de reação do BC do Brasil: Minella <i>et. al.</i> (06/1999 a 06/2002) .....	55
Tabela 9 - Estimativas da função de reação do BC do Brasil: Minella <i>et. al.</i> (01/2000 a 06/2002).....	56
Tabela 10 - Estimativas da função de reação do BCB: Policano (01/2000 - 01/2006) .....	58
Tabela 11 - Estimativas da função de reação do BCB: Modenesi (01/2000 a 12/2007).....	60
Tabela 12 - Estimativas da função de reação para o BCB: Nobre e Moreira (01/2005 a 06/2012) .....	62
Tabela 13 - Estatísticas descritivas das séries temporais. ....	67
Tabela 14 - Teste ADF e PP de raiz unitária (p-valor).....	74
Tabela 15 - Teste KPSS de estacionariedade .....	74
Tabela 16 - Estimativa da função de reação do BCB: Especificação (58) (01/2005 - 05/2013).....	78
Tabela 17 - Teste ADF e PP de raiz unitária (p-valor).....	85
Tabela 18 - Teste KPSS de estacionariedade .....	86
Tabela 19 - Critérios de identificação da defasagem ótima do modelo VAR.....	87
Tabela 20A - Estimativa da função de reação do BCB: Especificação (59) (01/2005 - 05/2013).....	115
Tabela 21A - Estimativa da função de reação do BCB: Especificação (60) (01/2005 - 05/2013).....	115
Tabela 22A - Estimativa da função de reação do BCB: Especificação (61) (01/2005 - 05/2013).....	116
Tabela 23A - Testes de causalidade de Granger para o modelo VAR (1).....	117

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO</b> .....	1
<b>2 DESENVOLVIMENTO TEÓRICO SOBRE REGRAS DE POLÍTICA MONETÁRIA</b> .....	9
2.1 A Regra de Taylor .....	9
2.2 O Modelo <i>Forward looking</i> .....	10
2.3 Derivação da Regra de Taylor em Regime de Metas de Inflação para uma economia fechada.....	12
2.4 Regra de Taylor em uma economia aberta e o papel da taxa de câmbio.....	15
2.5 Debate sobre o gradualismo da política monetária.....	21
2.5.1 Redução da volatilidade de juros e mercado financeiro.....	25
2.5.2 Gradualismo como instrumento de gestão de expectativas.....	28
2.5.3 Gradualismo e Incerteza.....	30
<b>3 REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA</b> .....	35
3.1 EVIDÊNCIAS INTERNACIONAIS .....	35
3.1.1 Clarida, <i>et. al.</i> (1998) .....	35
3.1.2 Castelnuovo (2003) .....	41
3.1.3 Mohanty e Klau (2004) .....	48
3.2 EVIDÊNCIAS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA .....	54
3.2.1 Minella <i>et. al.</i> (2002).....	54
3.2.2 Policano (2006) .....	56
3.2.3 Modenesi (2008) .....	59
3.2.4 Nobre e Moreira (2014).....	61
<b>4 IMPLEMENTAÇÃO EMPÍRICA PARA O BRASIL RECENTE</b> .....	65
4.1 Dados .....	65
4.2 Metodologia.....	66
4.2.1 Estatística descritiva e análise gráfica .....	67
4.2.2 Estimação de regressões para a função de reação do BCB .....	73
4.2.3 Especificação do modelo na forma espaço-estado .....	80
4.2.4 Especificação e aplicação do <i>filtro de Kalman</i> .....	83
4.2.5 Especificação e aplicação do método VAR .....	86
4.2.6 Resultados das funções impulso-resposta .....	89
4.2.7 Breve discussão dos resultados .....	100
<b>5 CONCLUSÃO</b> .....	103

<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>107</b>
<b>APÊNDICE A - Critérios para seleção de Modelos .....</b>	<b>113</b>
<b>APÊNDICE B - Resultado das especificações alternativas da função de reação do BCB .....</b>	<b>115</b>
<b>APÊNDICE C - Testes estatísticos e função impulso-resposta para o modelo VAR (1)</b>	<b>117</b>



## 1 INTRODUÇÃO

Após vários acontecimentos políticos, sociais e econômicos que marcaram a segunda metade do século passado, (início e fim do sistema de Breton-Woods, crises do petróleo de 1973 e 1979, estagflação, desregulamentação financeira), surgiram as bases para o que viria a representar um *novo consenso macroeconômico* em termos de condução da política monetária. É num cenário de insatisfação sociopolítica – fomentado pela estagflação e pelos elevados custos do processo inflacionário crônico – e num ambiente de disputas entre teorias ortodoxas e heterodoxas (teorias keynesianas, monetaristas, novo-clássicas e novo-keynesianas), a respeito do arcabouço teórico mais adequado para direcionar as políticas de ação macroeconômica, que surgiria, no final da década de 1980, um novo arcabouço teórico que viria a dominar as ações de decisão política até os dias de hoje.

Os elevados custos sociais relacionados à estagflação e à hiperinflação foram suficientes para balizar um pensamento comum sobre a necessidade urgente de viabilização de políticas, claras e convincentes, voltadas para o controle inflacionário e a estabilidade econômica. A transparência e o compromisso, dentro das ações de política monetária, tornar-se-iam fatores cruciais na estratégia dos Bancos Centrais. Nesse sentido, políticas monetárias discricionárias passaram a representar um risco ao alcance do objetivo de estabilização, por não se enquadrarem nesses quesitos. A solução encontrada para reduzir os custos das políticas discricionárias seria por meio da adoção de regras que sinalizassem e restringissem as ações futuras dos Bancos Centrais (doravante BCs) face aos objetivos pré-estabelecidos, o que impor a disciplina, evitaria o problema de *inconsistência temporal* e melhoraria a *credibilidade* das ações dos BCs<sup>1</sup>.

A política monetária seria, então, estruturada para servir como uma âncora nominal de forma a reduzir as expectativas inflacionárias dos agentes econômicos e a minimizar os impactos de choques. Inicialmente, dois regimes monetários clássicos eram alternativas existentes para exercer a função de âncora nominal explícita: o regime de metas para o câmbio e o regime de metas para o crescimento dos agregados monetários – popularizado a partir da década de 70

---

<sup>1</sup> Kydland e Prescott (1977) argumentaram que a adoção de uma regra transparente seria a forma mais adequada de conduzir a política monetária e dotá-la de credibilidade diante do problema de inconsistência temporal, dado que a inflação seria o resultado da perda da confiança dos agentes econômicos no governo e a política discricionária, por conseguinte, causaria um viés inflacionário.

pelas considerações levantadas por Milton Friedman<sup>2</sup>. Contudo, com o passar do tempo, o primeiro provou ser insustentável face às imperfeições dos mercados financeiros, constantes choques externos e perda de autonomia da política monetária em resposta a choques domésticos. O segundo mostrou-se insatisfatório à medida que mudanças institucionais nas inovações financeiras tornaram a *velocidade de circulação* dos vários agregados monetários mais volátil e incerta do que o esperado (Mishkin, 1999).

Em virtude da decadência das propostas acima citadas, e após um período de dominância da teoria de ciclos reais e seu enfoque exclusivo sobre o papel de fatores não monetários, surgiu uma nova corrente alternativa que dominaria o centro das decisões de políticas macroeconômicas. Sob o prisma de políticas monetárias, o *Novo Consenso Macroeconômico*, alicerçado no arcabouço teórico Novo-keynesiano<sup>3</sup>, propunha uma nova forma de âncora nominal que pudesse neutralizar as expectativas inflacionárias dos agentes e que não estivesse sujeita aos problemas presentes em outros regimes. A sugestão foi um *regime de metas para inflação*, alicerçada em uma regra de juros – desenvolvida inicialmente por Taylor (1993), a chamada Regra de Taylor. Essa proposta passaria a representar o mecanismo alternativo mais conveniente para controlar a inflação e criar o cenário favorável ao crescimento econômico. Desse modo, a política monetária no regime de metas de inflação passou a desempenhar a função de âncora nominal, tendo como objetivo principal fazer convergir a inflação para uma meta estipulada num determinado período de tempo, de forma a garantir a estabilidade de preços no longo prazo<sup>4</sup>.

O insucesso dos regimes anteriores, a praticidade contemplada pelo regime proposto e os resultados satisfatórios alcançados pelas primeiras economias que adotaram o regime de metas para inflação no início dos anos 90 (Nova Zelândia, Canadá, Reino Unido e Austrália) contribuíram para o reconhecimento e aceitação geral dos benefícios do novo regime. Várias economias emergentes e em desenvolvimento passaram a adotar o regime de metas de

---

<sup>2</sup> A proposta de Friedman (1968) para o uso de uma regra de crescimento constante da oferta monetária é alicerçada nas hipóteses de expectativas adaptativas, exogeneidade da moeda e uma demanda por moeda estável, e no resultado da neutralidade da moeda no longo prazo.

<sup>3</sup> A corrente teórica Novo-keynesiana apesar de concordar com a hipótese de expectativas racionais, defendida veementemente pelos Novo-clássicos (neutralidade da moeda no curto prazo e taxa natural de desemprego), acredita que flutuações do produto, assim como a existência de desemprego involuntário, ocorrem em função basicamente da existência de falhas de mercado, como a rigidez de preços e salários no curto prazo. Assim, a política monetária teria os seus efeitos sobre variáveis reais apenas no curto prazo (neutralidade da moeda no longo prazo). Segundo Clarida *et. al.* (1999), esta constatação deve-se a inúmeros trabalhos empíricos dos anos 80, que mostram que a política monetária tem impacto sobre a economia real no curto prazo, o que era rejeitado pela teoria dominante até então vigente. O sucesso dessa teoria se deve também às técnicas de equilíbrio geral dinâmico e aos avanços metodológicos nos modelos macroeconômicos.

<sup>4</sup> Um fator importante para o sucesso do regime de metas de inflação é a credibilidade da política monetária, pois quanto maior a essa credibilidade menores serão os custos das políticas anti-inflacionárias.

inflação na década de 1990 e, como proposto por Taylor (1993), o instrumento adequado para o alcance das metas pré-estabelecidas seria a taxa de juros de curto prazo que respondesse a desvios de inflação e produto. O Brasil, especificamente, adotou o regime de metas de inflação em 1999, após diversas dificuldades enfrentadas com o regime de âncoras cambiais (sucessivos choques externos e recorrentes déficits em conta corrente que tornaram o regime insustentável).

Segundo Modenesi (2008), *O Novo Consenso de Política Monetária* nasce por trás da crescente popularidade do regime de metas de inflação e da consequente aceitação de que mesmo onde esse regime não é praticado explicitamente (como é o caso da economia norte-americana), o principal instrumento de política monetária é a taxa de juros. É nessa perspectiva que, por um lado, diversos trabalhos empíricos começaram a estimar funções de reação com a finalidade de avaliarem o comportamento dos BCs em diversas economias que adotaram o regime de metas de inflação explícita ou implicitamente e, por outro, através de testes econométricos, pesquisadores têm procurado descrever os efeitos das políticas adotadas sobre a dinâmica macroeconômica.

Em relação à condução da política monetária, as funções de reação estimadas em estudos empíricos, tanto para a economia brasileira como para outras economias, têm mostrado um elevado poder explicativo. Ou seja, tal como é proposto por Taylor (1993), mudanças nas condições observadas, como por exemplo, na taxa de inflação ou no nível da atividade econômica, resultam em alterações no nível de metas operacionais dos BCs em relação à taxa de juros de curto prazo – Clarida *et. al.*(1999), Sack e Wieland (1999), Woodford (1999), Mohanty e Klau (2004), Minella *et. al.* (2002), Policano (2006). No entanto, estes mesmos autores constataam que o poder explicativo aumenta quando se introduz inércia através de alguma hipótese de suavização ou mecanismo de ajustamento parcial. O caso mais consensual é a introdução da taxa de juros defasada, que segundo os autores capta o comportamento gradual das autoridades monetárias, fato estilizado na literatura. Assim, o coeficiente de inércia, captado pela taxa de juros defasada, revela que os BCs ao ajustarem o instrumento de política, fazem-no de forma lenta e parcimoniosa diante das variações macroeconômicas.

Empiricamente, o coeficiente de inércia estimado varia entre 0 e 1,0. Quanto mais próximo de 1,0, menor e mais lento é o ajuste da política monetária, ou seja, as decisões de política são tomadas de um modo bastante gradual e/ou são pouco sensíveis às informações correntes e prospectivas das variáveis relevantes. Os resultados observados para a literatura empírica internacional mostram um coeficiente de inércia significativo estatisticamente, entre 0,7 e 0,8, valor este considerado elevado pela literatura. Enquanto, por um lado, alguns pesquisadores

defendem o elevado gradualismo da política, trazendo à tona argumentos que justifiquem o mesmo, tais como receio de volatilidades dos juros e de seus impactos sobre o mercado financeiro, incertezas quanto aos efeitos de variações nos juros e mecanismo adequado para gerir expectativas – Sack e Wieland (1999), Bernanke (2004), Castelnuovo (2003), English, Nelson e Sack (2002) –, por outro, trabalhos como Rudebusch e Svensson (1999) e Rudebusch (2002, 2005), argumentam que o movimento inercial verificado na literatura representa um comportamento muito lento e tardio face à evolução macroeconômica, e que movimentos menos tímidos seriam mais eficazes em estabilizar o produto e a inflação.

Portanto, se por hipótese assumirmos que o coeficiente de inércia representa uma variável relevante no processo de decisão política – por revelar o quanto o BC é gradual no processo de ajustamento da taxa de juros – então, ele pode muito bem compor não apenas o conjunto de variáveis usadas para analisar o desempenho da política monetária sobre a dinâmica macroeconômica como também pode ser usado para descrever as relações de causalidade dinâmica entre as principais variáveis. O peso atribuído a essa variável representa uma decisão de escolha de ser mais ou menos inercial. Nesse caso, o mais importante, na visão deste trabalho, não é buscar justificativas teóricas para a suavização na taxa de juros, mas sim quais os impactos de uma maior inércia sobre a dinâmica macroeconômica.

Neste contexto, o objetivo central do presente trabalho é investigar a dinâmica de ajustamento do instrumento de política monetária do BCB no período de Janeiro de 2005 a Maio de 2013 – período este em que pode-se considerar uma estabilização no regime de metas de inflação e que a meta central para inflação manteve-se em 4,5% a.a. pelo IPCA – e analisar como a dinâmica de inércia da política monetária no Brasil afeta a dinâmica macroeconômica, ou por esta é afetada. Como uma contribuição à literatura, pretende-se investigar o coeficiente de inércia e o seu impacto sobre o comportamento das variáveis macroeconômicas relevantes, tais como inflação corrente, expectativas de inflação, produto, taxa de câmbio e taxa de juros (*Selic*), através do método de *Vetores Autorregressivos* (VAR). Para tal, de modo geral a metodologia aplicada passará inicialmente pela estimação de uma versão *forward looking* da regra de Taylor pelos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) que melhor capte o comportamento global médio do ajuste da política monetária. Depois será aplicado um método não convencional que consiste em extrair a trajetória do coeficiente de inércia pelo *Filtro de Kalman* e posteriormente agregar esta nova série temporal às variáveis que compõem o modelo VAR.

A relevância do presente estudo parte da necessidade de se compreender como o BCB vem agindo nos últimos anos e como suas ações têm interferido no desempenho da dinâmica

macroeconômica. É uma contribuição com informações mais recentes acerca da conduta do BCB. Porém, agrega uma informação pouco explorada na literatura ao avaliar o desempenho da política monetária incluindo uma variável de inércia. Alguns trabalhos empíricos para a economia brasileira têm avaliado o desempenho da política monetária, e as relações de causalidade dinâmica pelo método VAR, incluindo variáveis convencionais tais como taxa de inflação, expectativas de inflação, produto, taxa de desemprego, taxa de câmbio, taxa de juros, a exemplo de Mendonça (2005), Moreira (2013) e Oreiro *et. al.* (2006). Todavia, o presente trabalho dá um passo adiante, ao explorar essas relações incluindo um componente de inércia variando no tempo.

A motivação para o estudo partiu, por um lado, da constatação em trabalhos empíricos recentes de que o BCB vem aumentando o grau de suavização no ajuste do seu instrumento de política monetária. Por exemplo, Nobre e Moreira (2014), ao analisarem diversos estudos desde a implementação do regime de metas de inflação, mostraram que quanto mais recentes os estudos (amostras mais recentes), na média maior é o grau de inércia estimado, o que implica no fato de que o Banco Central do Brasil (BCB) vem aumentando o gradualismo no movimento dos juros nos últimos anos. Por outro lado, é possível observar nas amostras mais recentes desvio positivos persistentes de inflação e expectativas de inflação em relação à meta central. Esses dois fenômenos podem sugerir que o BCB tem ajustado o instrumento de política de forma insuficiente dando pouca importância a inflação e a expectativa de inflação. Como já proposto por Nobre e Moreira (2013), argumenta-se, portanto, que o excessivo movimento gradual no instrumento de política monetária no Brasil recente pode estar minando a eficácia do regime de metas de inflação, visto que os ajustes no instrumento apresentariam magnitudes inferiores ao necessário para convergir a inflação para a meta anunciada. Uma vez que a variável relevante para a dinâmica macroeconômica é a taxa real de juros, uma política monetária contra-cíclica requer que a taxa nominal de juros varie na mesma direção e em magnitude superior à variação percentual da inflação observada e/ou prospectiva – trata-se do chamado *princípio de Taylor*. Contudo, o efeito imediato da inércia de política é justamente reduzir a magnitude das variações da taxa nominal face a mudanças nas condições macroeconômicas. Logo, um coeficiente de inércia muito elevado pode ser seguido de uma política monetária pró-cíclica, ou seja, reduzindo a taxa real de juros face a uma elevação das pressões de inflação na economia<sup>5</sup>. Nesse caso, o problema não seria do

---

<sup>5</sup> No entanto, dado que o fenômeno de inércia, do modo como é sugerido no trabalho, implica numa análise simétrica, ou seja, que ela vale tanto para uma elevação quanto para uma redução da taxa de juros, pode-se argumentar que o BCB estaria reagindo de modo inercial tanto para choques positivos como para choques

gradualismo em si, mas sim o excessivo comportamento inercial que acabaria se refletindo no desempenho macroeconômico e na credibilidade do regime adotado.

De modo geral o trabalho encontrou os seguintes resultados empíricos:

i) A regra de juros estimada de referência, dentre um conjunto robusto de regressões alternativas, apresentou um coeficiente de inércia extremamente elevado, próximo ao valor encontrado por Nobre e Moreira (2013), mas bem superior aos valores encontrados pela literatura internacional e aos trabalhos mais defasados na literatura nacional, o que sugere que o BCB vem elevando o teor de gradualismo da política nos últimos anos. O coeficiente de desvios de expectativas de inflação, apesar de positivo, foi bem inferior ao esperado pela literatura e apresentou muitas oscilações em termos de significância estatística – quando estimado para especificações distintas – o que mostra que essa variável perdeu peso na condução da política monetária no período estudado. Diferentemente dos outros trabalhos considerados, o coeficiente do hiato do produto apresentou sinal esperado e foi significativo estatisticamente ao nível de 1% em todas as especificações estimadas, porém o seu valor foi também baixo. O baixo valor encontrado para o hiato do produto, porém significativo estatisticamente, conjuntamente com o elevado teor de inércia do BCB e uma acomodação à inflação e às expectativas de inflação, mostram uma maior flexibilização da política em favor do produto *vis-à-vis* a inflação.

ii) A trajetória do coeficiente de inércia extraído pelo *filtro de Kalman* confirmou que o BCB foi bastante inercial em todo o período analisado, o que representa uma reação muito tímida da política monetária em relação às informações correntes e prospectivas.

iii) O modelo VAR estimado confirmou que o BCB possuiu uma postura contracíclica, visto que se observou respostas de elevação de juros face a choques positivos de produção, porém choques de produto foram seguidos de ajustes mais inerciais da política de juros meses à frente<sup>6</sup>. A taxa de juros não respondeu a choques de inflação e expectativas de inflação, o que revelaria que o BCB acomodou tais choques em detrimento da credibilidade do regime de metas de inflação. Choques positivos na variável de inércia, por sua vez, foram responsáveis por desvios positivos persistentes no hiato do produto, e choques no hiato do produto causaram desvios positivos persistentes sobre a inflação e as expectativas de inflação em

---

negativos de pressão inflacionária. Contudo, é possível observar que o movimento nos juros, apesar de cíclicos, assumiu uma tendência de queda no período estudado mostrando que houve uma maior resistência ao aumento do que a redução dos juros. Desse modo, apesar de não ter sido comprovado através de testes empíricos apropriados, sugere-se que haja uma propensão de que a inércia para uma elevação da taxa de *Selic* seja maior que a inércia para uma redução da mesma.

<sup>6</sup> Importante salientar que a análise do modelo VAR foi com base na resposta ao impulso positivo das variáveis em análise.

relação à meta central. Estas evidências, em conjunto, assumem um grande peso para explicar os persistentes desvios de inflação e expectativas de inflação no período analisado. Ou seja, a elevada inércia da política monetária estaria contribuindo para desvios persistentes na inflação e nas expectativas de inflação ao longo do tempo<sup>7</sup>. Por outro lado, observaram-se expectativas de inflação de caráter adaptativo, com alta sensibilidade à dinâmica das taxa de inflação observada, o que pode se traduzir como uma ausência de credibilidade plena e uma perda de eficácia da política monetária. É possível identificar também o fenômeno de "curva J" apresentado por Bacchetta e Gerlach (1994), porém, mais suavizado. Outro resultado interessante, levantado como possibilidade em Blanchard (2004), é a resposta positiva da taxa de câmbio frente a choques positivos na taxa de juros, o que também poderia ser interpretado como sinal de perda de credibilidade e eficácia da política monetária na amostra estudada.

Além desta introdução, o trabalho está estruturado do seguinte modo. Capítulo 2, onde é apresentado um referencial teórico voltado para as regras de política monetária com especial destaque para regra de Taylor e suas reformulações subsequentes, uma parte direcionada ao debate sobre o gradualismo no movimento dos juros e suas justificativas teóricas; capítulo 3, em que apresentam-se alguns resultados encontrados na literatura empírica internacional e nacional a respeito das estimações da regra de Taylor (e suas adaptações) com a finalidade de balizar os resultados encontrados neste trabalho. O Capítulo 4 é destinado à apresentação dos dados utilizados, metodologia aplicada e à discussão dos resultados. Finalmente, serão apresentadas as Conclusões, Referências Bibliográficas e os Apêndices do trabalho.

---

<sup>7</sup> Mais uma vez é importante enfatizar que a resistência à elevação da taxa de juros em detrimento à redução da mesma – revelada pela tendência de queda na taxa de juros mesmo diante de desvios positivos persistentes de inflação e expectativas de inflação – mostra provavelmente uma maior inércia face a choques causadores de pressões inflacionárias. Daí a análise apenas para choques positivos. A prova desse argumento através de testes econométricos adequados, como o MS-VAR (Markov Switching VAR), é sugerido para melhoramentos futuros do trabalho.



## 2 DESENVOLVIMENTO TEÓRICO SOBRE REGRAS DE POLÍTICA MONETÁRIA

### 2.1 A Regra de Taylor

No âmbito do *Novo Consenso Macroeconômico*, Taylor (1993)<sup>8</sup> propôs uma regra para a política monetária que direcionava a sua atenção para a taxa de juros de curto prazo como instrumento de política monetária. Essa regra adequou-se principalmente ao regime alternativo de metas de inflação (*inflation targeting*) que surgiu no início dos anos 90<sup>9</sup>.

A regra resultante, descreveu muito bem o comportamento do FED<sup>10</sup> em relação à manipulação da taxa de juros nos anos 80 e 90. Assim, para Taylor (1993), numa regra de política monetária ótima o instrumento de política monetária a ser considerado é uma taxa de juros de curto prazo que responde a desvios de produto e inflação. Segundo ele, estimação de modelos levaram à conclusão de que regras que se concentram em algum agregado monetário ou na taxa de câmbio não se comportam tão bem quanto aquelas que observam diretamente a inflação e o produto.

Em seu modelo original, Taylor (1993) sugere uma regra para o comportamento da taxa de juros norte-americana com a seguinte característica:

$$i_t = \pi_t + 0.5x_t + 0.5(\pi_t - 2) + 2 \quad (1)$$

onde  $i_t$  é a meta do FED em relação a taxa de juros (*fed funds*)  $\pi_t$  é a taxa de inflação acumulada nos últimos quatro trimestres e  $x_t$  corresponde ao desvio percentual do PIB em relação à sua meta, o dois entre parênteses representa a meta para a inflação (implícita), e o dois fora de parênteses é a taxa real de juros de equilíbrio de longo prazo, ou seja do *steady-state* (quando a inflação e o produto se encontram em suas respectivas metas). A ideia básica é que Taylor consagrou uma regra para condução da política monetária relacionando positivamente a taxa básica de juros ao hiato do produto e ao desvio da inflação com relação a uma meta. Portanto, em sua formalização simples, a regra *backward looking* proposta por Taylor assume a seguinte característica:

$$i_t = r + \pi_t + \beta(\pi_t - \pi^*) + \gamma(x_t) \quad (2)$$

<sup>8</sup> A regra de política estimada por Taylor (1993), ganhou importância especial por apresentar um considerável desempenho na descrição dos dados dos Estados Unidos nos anos 80 e 90, sugerindo que o Banco Central Norte Americano adotava (mesmo que implicitamente) uma regra de juros.

<sup>9</sup> Mishkin (1999) o regime de metas de inflação (*inflation targeting*) é uma forma de âncora nominal em que a estabilidade de preços é procurada basicamente pelo anúncio de uma meta numérica para a taxa de inflação ou para um intervalo de inflação, ao longo de um prazo de tempo estabelecido, utilizando como instrumento de política, a taxa de juros de curto prazo.

<sup>10</sup> FED, mais conhecido por "*Federal Reserve*", é o Banco Central norte americano.

onde, novamente  $i_t$  é a taxa básica de juros,  $r$  representa a taxa real de juros de equilíbrio de longo prazo, ou seja do *steady-state*,  $\pi_t$  é a taxa de inflação acumulada nos últimos quatro trimestres,  $\pi^*$  é a meta de inflação, e  $x_t$  representa o desvio percentual do produto real em relação ao potencial ( $y_t - z_t$ ), sendo que todas as variáveis estão em *log*. Os coeficientes  $\beta$  e  $\gamma$  satisfazem  $\beta > 1$  e  $\gamma > 0$ .

De acordo com a equação (1), o estudo proposto por Taylor (1993) sugeria que o BC norte americano seguia uma meta implícita para a taxa de inflação em torno de 2%. Nesse sentido se a inflação e o produto estivessem em suas respectivas metas (*steady-state*), o ideal seria estabilizar a taxa de juros nominal a uma taxa de 4%. Por conseguinte, analisando a equação (1), é possível descrever que se a inflação supera a meta o BC deve elevar a taxa de juros, em um montante correspondente a  $\beta(\pi_t - \pi^*)$ . Se o hiato do produto for negativo, o BC deve reduzir a taxa de juros em  $\gamma(x_t)$ , e se ocorrerem os dois simultaneamente a magnitude dos coeficientes e o tamanho dos desvios indicarão a direção da taxa de juros.

O sucesso da regra de Taylor em termos de estabilização, sugere que a taxa de juros nominal deve ser aumentada proporcionalmente mais que a elevação da inflação, ou seja, se a inflação aumentar um ponto percentual (p.p.) a taxa de juros nominal deve se elevar acima de um p.p., a fim de afetar a taxa real (Taylor, 2000). Portanto, nessa perspectiva, a taxa nominal de juros deve aumentar mais que a inflação para afetar a taxa real de juros, o produto e a inflação, ou seja,  $\beta > 1$ . Essa condição ficou conhecida como o princípio de Taylor e segundo Woodford (2003) ela é necessária para que a política monetária seja estabilizadora, ou seja, não acomodatória à choques econômicos. Por outro lado, caso o BC ou o público dê algum peso social ao hiato do produto então a condição para que a política monetária seja estabilizadora em relação ao produto é  $\gamma > 0$ ; caso contrário será desestabilizadora<sup>11</sup>.

## 2.2 O Modelo *Forward looking*

A regra de política monetária ótima proposta por Taylor (1993) relaciona a taxa nominal de juros, seu instrumento de política, com a taxa de juros real de longo prazo, a taxa de inflação, e os hiatos da inflação e do produto real. No entanto, esta regra leva em consideração apenas valores passados e atuais das variáveis relevantes do modelo, assumindo um caráter *backward looking*. Sendo assim, autores como Svensson & Woodford (2003) e Clarida, *et. al.* (1999)

---

<sup>11</sup> Num regime de política monetária estabilizador o BC ajusta a taxa de juros suficientemente para estabilizar qualquer mudanças nas expectativas de inflação. Enquanto num regime acomodatório a taxa nominal de juros não é ajustada suficiente para aumentar a taxa real de juros e assim combater os desvios de expectativas de inflação

baseados no mesmo princípio instrumental da regra de Taylor, adaptaram um modelo *forward looking*, em que o instrumento de política reage não apenas à situação corrente da economia, mas também às expectativas futuras da mesma. Ou seja, o instrumento é ajustado em função dos desvios das expectativas de inflação e produto em relação aos seus respectivos níveis de meta, e é justificado, principalmente, para um regime de metas de inflação e para um ambiente em que os agentes formam expectativas *forward looking*.

A questão é que, segundo Mishkin (1999), no regime de metas para inflação, o BC ajusta seu instrumento de política monetária, fazendo uso de informação considerada relevante para a determinação da inflação, com o intuito de levar as taxas inflacionárias corrente e prospectiva para as metas adotadas.<sup>12</sup> Ou seja, o BC passa a responder a projeções de inflação e não a inflação passada. Nesse caso, Svensson (1997) mostra que a previsão passa a atuar como uma meta intermediária, tem a vantagem de poder contornar os problemas de monitoramento e de implementação que normalmente é observado em regimes de metas de inflação, além de ser mais facilmente observada pelos agentes quanto pela autoridade monetária, a previsão possui uma menor variância, é mais controlável e é a variável mais correlacionada com a meta em si. Nesse tipo de modelo, é considerado que o comportamento do setor privado depende do curso presente e do curso esperado da economia, o que torna relevante a credibilidade da política monetária. Se os formuladores de política consideram o caráter *forward looking* do setor privado, então fica claro que a evolução das principais variáveis da economia não depende apenas da situação atual mas também da expectativa futura do setor privado em relação às ações dos formuladores de política.

Partindo de um problema de projeção de política monetária Clarida, *et. al.* (1999) desenvolveram um modelo *forward looking* com a seguinte característica<sup>13</sup>:

$$\dot{i}_t^* = i^* + \beta(E[\pi_{t,k}|I_t] - \pi^*) + \gamma E[x_{t,q}|I_t], \quad (3)$$

<sup>12</sup> Em geral, os países que adotam o regime de metas para inflação fazem uso de uma taxa nominal de juros de curtíssimo prazo ou taxa interbancária como instrumento de política. A principal vantagem desse regime é o aumento da coerência política em termos de transparência e comprometimento (Ball (1998), Svensson (2000), Bernanke e Mishkin (1997)).

<sup>13</sup> Clarida *et. al.* (1999) derivam a regra *forward looking* para a política monetária a partir de um processo de maximização intertemporal de uma função perda social do BC sujeita a restrição de um modelo macroeconômico. Esse método, como será visto, é aplicado por vários autores como Ball (1997, 1998), Svensson (1997, 1998, 2000), Svensson & Woodford (2003). Normalmente é composto por uma função de preferências do BC e um modelo macroeconômico representado pelas curvas de demanda agregada (IS) e oferta agregada (Curva de Phillips). A literatura contemporânea tem assumido que o objetivo da política monetária é minimizar desvios quadráticos do produto e inflação em relação a seus respectivos níveis de meta, tendo por finalidade a estabilidade de preços (Bernanke e Mishkin, 1997). A utilização de modelos macroeconômicos e da função perda social é fundamental para a análise dos mecanismos de transmissão e do desempenho da política em relação a minimização da volatilidade das principais variáveis macroeconômicas.

Em que,  $i_t^*$  representa a meta para a taxa nominal (taxa básica de juros) no período  $t$ . A meta de juros em cada período é uma função dos hiatos entre a expectativa de inflação e produto em relação aos seus respectivos níveis de meta;  $\pi_{t,k}$  é a mudança percentual do nível de preços entre o período  $t$  e  $t+k$ ;  $\pi^*$  representa a meta para a inflação;  $x_{t,q}$ , é a medida da média do hiato do produto entre o período  $t$  e  $t+q$ , sendo que o hiato do produto é definido como o desvio percentual entre o produto efetivo e o produto potencial (sua meta);  $E$  é o operador esperança, e  $I$  é o conjunto de informações disponíveis no período em que a taxa de juros é ajustada.  $i^*$ , é por construção a taxa nominal de juros desejada quando tanto a inflação como o produto se encontram nos seus respectivos níveis de meta, e novamente os coeficientes  $\beta$  e  $\gamma$  devem satisfazer  $\beta > 1$  e  $\gamma > 0$ .

Segundo Clarida, *et. al.* (1999, 2000) uma regra próxima à formulada na equação (3) é ideal para um BC que apresenta um modelo de perda social quadrática de desvios de inflação e produto em relação aos seus respectivos níveis de meta, dado um modelo macroeconômico genérico com preços nominais inerciais. Segundo esses autores, do lado empírico, o modelo descrito acima descreve muito bem o comportamento de vários BCs.

As implicações de uma regra como a (3) para o comportamento cíclico da economia depende do sinal e magnitude dos coeficientes de inclinação,  $\beta$  e  $\gamma$ . A meta implícita para a taxa real de juros ex ante é dada pela seguinte equação:

$$r_t^* = r^* + (\beta - 1)(E[\pi_{t,k}|I_t] - \pi^*) + \gamma E[x_{t,q}|I_t], \quad (4)$$

em que,  $r_t^* = i_t - E[\pi_{t,k}|I_t]$ , e onde  $r^* = i^* - \pi^*$  é a taxa real de equilíbrio de longo prazo. Os autores assumem que a taxa real de juros no longo prazo é estacionária e determinada por fatores não monetários. Desse modo,  $r^*$  é uma constante e independente da política monetária.

### 2.3 Derivação da Regra de Taylor em Regime de Metas de Inflação para uma economia fechada

Ball (1997) e Svensson (1997) ao desenvolverem o debate sobre regras de política monetária, fazem um forte apelo ao regime de metas de inflação<sup>14</sup>, considerando que o mesmo – para

<sup>14</sup> É importante enfatizar que, no âmbito do debate sobre regras de política monetária tem havido uma convergência quanto à defesa de um regime de metas de inflação como proposta para melhor condução da política monetária. Introduzido formalmente pela primeira vez na Nova Zelândia em 1990, e expandiu-se rapidamente para outros países como o Canadá, o Reino Unido, Suécia, Finlândia, Austrália, Espanha e até mesmo para o Brasil, no final dos anos 90, como uma resposta prática às dificuldades em lidar com regimes de câmbio fixo e controle de agregados monetários. Taylor (2001) sugere uma condução de política monetária baseado no seguinte tripé: metas para a inflação, taxa de câmbio flexível e uma regra de política monetária.

uma economia fechada – deve ser implementado sob uma regra do tipo Taylor. Segundo Ball (1997), uma regra eficiente para a política monetária é aquela que minimiza a soma ponderada entre a variância do produto e da inflação. Nesse caso, o regime de metas de inflação pode, muito bem, ser administrado por um modelo teórico compatível com a regra expressa pela equação (2), pois considera a inflação observada, seu desvio em relação à meta, o hiato do produto e a taxa de juros real de equilíbrio<sup>15</sup>.

Na verdade eles derivam uma versão *backward looking* simples de regra de política monetária equivalente à regra de Taylor, para um regime de metas de inflação, a partir de um processo de otimização intertemporal das preferências do BC, traduzida por uma função perda social quadrática, sujeita às restrições de um modelo macroeconômico dinâmico composto pelas curvas de demanda (IS) e oferta agregada (Curva de Phillips). Seguindo Svensson (1998) tem-se:

$$L_t = \frac{1}{2} [(\pi_t - \pi^*)^2 + \mu x_t^2], \quad (5)$$

$$\pi_{t+1} = \pi_t + \alpha_x x_t + u_{t+1}, \quad (6)$$

$$x_{t+1} = \tilde{\beta}_x x_t + \beta_w w_t - \beta_r (i_t - \pi_{t+1|t} - \bar{r}) + \eta_{t+1}^{16} \quad (7)$$

Para Clarida, *et. al.* (1999), esse modelo, conjuntamente com a função de reação resultante do processo de otimização, é o principal modelo estrutural do novo consenso, que baliza a condução da política monetária. A equação (5) é uma função perda social periódica que pondera desvios quadráticos de inflação e produto, onde  $\mu \geq 0$  é o peso (relativo) atribuído à estabilização do produto e  $\pi^*$  é uma meta para a inflação. A equação (6) é uma curva de oferta agregada (curva de Phillips), em que as variações na inflação dependem do hiato do produto ( $x_t$ ), inflação defasado ( $\pi_t$ ), e choques de oferta  $u_{t+1}$  (com média zero e variância  $\sigma_u^2$ ). A equação (7) representa a curva demanda agregada (IS) em que o hiato do produto ( $x_{t+1}$ ) depende de seus valores passados ( $x_t$ ), da taxa de juros real defasada representada por ( $i_t - \pi_{t+1|t} - \bar{r}$ ) – em que  $i_t$  é a taxa nominal de juros de curto prazo e instrumento do BC,  $\bar{r}$  é a taxa real de juros média e  $\pi_{t+1|t}$  a expectativa de inflação para o período t+1 – de uma variável exógena que segue um processo estacionário AR(1) ( $w_t$ ), e de um choque de demanda  $\eta_t$  (com média zero e variância  $\sigma_\eta^2$ ). Os coeficientes  $\alpha_x$ ,  $\tilde{\beta}_x$ ,  $\beta_r$  satisfazem  $\alpha_x > 0$ ,  $\tilde{\beta}_x \geq 0$  e  $\beta_r > 0$ .

<sup>15</sup> É importante salientar que segundo Taylor (1993), Svensson (1998), Ball (1998), os BCs não seguem rigorosamente uma regra explicitamente mecânica. As regras funcionam como mecanismos de direcionamento, ou guias normativos para condução da política monetária, pois, existem muito mais informações que são deliberadas no processo de ajuste da política.

<sup>16</sup> Dada uma variável  $S$ ,  $s_{t+\tau|t}$  representa  $E_t s_{t+\tau}$ , ou seja, as expectativas racionais de  $s_{t+\tau}$  no período  $t + \tau$ , condicional à informação disponível no período  $t$ .

O modelo mostra que os impactos da taxa de juros sobre o produto leva uma defasagem, e por outro lado o produto leva um período para afetar a taxa de inflação. Ou seja, a taxa de juros levará dois períodos para impactar a taxa de inflação, pois primeiro afeta o desvio do produto na primeira defasagem, que posteriormente, afetará a inflação no período seguinte. Nesse sentido, a previsão condicional da inflação para uma defasagem é pré-determinada por:

$$\pi_{t+1|t} = \pi_t + \alpha_x x_t, \quad (8)$$

A condição de primeira ordem que minimiza a função perda social (5) sujeita à restrição é dada pela seguinte equação,

$$\pi_{t+2|t} - \pi^* = -\frac{\alpha_x c(\mu)}{1-c(\mu)} x_{t+1|t}, \quad (9)$$

em que o coeficiente  $c(\mu)$  é uma função de  $\mu$  dada por;

$$c(\mu) = \frac{\mu}{\mu + \delta \alpha_x^2 k(\mu)},$$

$$k(\mu) \equiv \frac{1}{2} \left( 1 - \frac{\mu(1-\delta)}{\delta \alpha_x^2} + \sqrt{\left( 1 + \frac{\mu(1-\delta)}{\delta \alpha_x^2} \right)^2 + \frac{4\mu}{\alpha_x^2}} \right) \geq 1,$$

e ainda,  $c(\mu)$  satisfaz  $0 \leq c(\mu) < 1$ , com  $\frac{\partial c}{\partial \mu} > 0$ ,  $c(0) = 0$ ,  $c(\infty) \equiv \lim_{\mu \rightarrow \infty} c(\mu) = 1$ .

A previsão condicional do hiato do produto para uma defasagem é dada por,

$$x_{t+1|t} \equiv \tilde{\beta}_x x_t + \beta_w w_t - \beta_r (i_t - \pi_{t+1|t} - \bar{r}), \quad (10)$$

e a projeção condicional da inflação para duas defasagens (dois períodos a frente) depende das variáveis pré-determinadas e satisfaz,

$$\pi_{t+2|t} \equiv \pi_{t+1|t} + \alpha_x x_{t+1|t},$$

$$\pi_{t+2|t} \equiv \pi_{t+1|t} + \alpha_x \tilde{\beta}_x x_t + \alpha_x \beta_w w_t - \alpha_x \beta_r (i_t - \pi_{t+1|t} - \bar{r}), \quad (11)$$

A condição de primeira ordem também pode ser escrita como:

$$\pi_{t+2|t} - \pi^* = c(\mu) (\pi_{t+1|t} - \pi^*), \quad (12)$$

ou

$$x_{t+1|t} = -\frac{1-c(\mu)}{\alpha_x} (\pi_{t+1|t} - \pi^*), \quad (13)$$

Assim, a regra que direciona a condução da política monetária em regimes de metas, pode ser formulada ajustando-se o instrumento de tal forma que o desvio da projeção de inflação para dois períodos em relação a meta seja uma fração  $c(\mu)$  do mesmo desvio para um ano antecedente.

Combinado (11) e (12), a função de reação ótima pode ser escrita em função de  $\pi_{t+1|t}$ ,  $x_t$  e  $w_t$ :

$$i_t = \pi^* + \bar{r} + \left( 1 + \frac{1-c(\mu)}{\alpha_x \beta_r} \right) (\pi_{t+1|t} - \pi^*) + \frac{\tilde{\beta}_x}{\beta_r} x_t + \frac{\beta_w}{\beta_r} w_t, \quad (14)$$

ou combinando (9) e (10) e eliminando  $x_{t+1|t}$  chega-se a uma função de reação implícita com a seguinte característica:

$$i_t = \bar{r} + \pi_{t+1|t} + \frac{1-c(\mu)}{\alpha_x \beta_r c(\mu)} (\pi_{t+2|t} - \pi^*) + \frac{\tilde{\beta}_x}{\beta_r} x_t + \frac{\beta_w}{\beta_r} w_t, \quad (15)$$

Note que mesmo tratando-se de uma especificação *backward looking*, a função de reação responde a desvios de projeção de inflação (para dois períodos) em relação a meta, por se tratar de um modelo para um regime de metas de inflação. É uma especificação *backward looking* porque o modelo macroeconômico é *backward looking*.

Supondo:  $\beta = \frac{1-c(\mu)}{\alpha_x \beta_r c(\mu)}$ ,  $\gamma = \frac{\tilde{\beta}_x}{\beta_r}$ , e  $\xi = \frac{\beta_w}{\beta_r}$ , tem-se:

$$i_t = \bar{r} + \pi_{t+1|t} + \beta (\pi_{t+2|t} - \pi^*) + \gamma x_t + \xi w_t, \quad (16)$$

A equação (16) mostra grandes similaridades com a equação (2). Ball (1997) também chega a uma especificação muito próxima a equação (16), no entanto, a diferença é que Svensson (1998) acrescenta uma variável exógena ao seu modelo ( $w_t$ ) que pode ser uma taxa de câmbio, taxa de juros externa, premio de risco cambial.

#### 2.4 Regra de Taylor em uma economia aberta e o papel da taxa de câmbio

Svensson (1997) e Ball (1997) ao analisarem regras de política monetária para uma economia fechada, consideram o regime de metas para a inflação o mais eficiente se implementado através de uma regra próxima a regra de Taylor. Ou seja, numa economia fechada a regra de política ótima seria uma regra com as mesmas características da regra de Taylor que responde a desvios de inflação e produto. Vários são os autores que defendem que em um regime de metas de inflação é fundamental a utilização de uma regra para a determinação da taxa de juros de curto prazo como um guia normativo para a condução da política monetária.

Por outro lado, tratando-se de uma economia comercial e financeiramente aberta, Taylor (2000, 2001) argumenta que se o país não escolher fixar o câmbio (através de uma moeda comum ou algum tipo de dolarização) a melhor alternativa de política monetária no longo prazo é aquela que combina três princípios: taxa de câmbio flexível, meta de inflação e uma regra de política monetária. Entretanto, a adoção do regime de metas de inflação, e câmbio flexível, implica que a determinação da taxa de juros básica da economia e, conseqüentemente, as condições de liquidez da economia passam a ser subordinadas à evolução da inflação e a política monetária não pode ser orientada para outros fins – como por exemplo, o equilíbrio do balanço de pagamentos e variações na taxa de câmbio – que não seja o controle inflacionário.

Segundo Taylor (2001), a questão que se expõe é a seguinte: diante de uma exclusão do controle de capitais ou esterilização na intervenção do mercado cambial, como o instrumento de política deve reagir à taxa de câmbio? Mais genericamente, se o regime de política monetária em uma economia aberta for baseado nos três princípios citados acima, qual é o papel da taxa de câmbio na política monetária, ou como a política monetária deve ser formalizada frente a variações cambiais? Ao se levar em consideração a importância do papel do mecanismo de transmissão na discussão sobre regras de política monetária, a proposta de uma regra do tipo "*Taylor*", em um regime de metas de inflação com abertura comercial, pode muito bem mudar de figura. A realidade que permeia o ambiente macroeconômico entre as várias economias são acordos comerciais e financeiros que permitem a entrada e saída de fluxos de capitais e de bens e serviços, e os consequentes impactos cambiais e choques externos, oriundos dessas transações, sobre o cenário interno<sup>17</sup>.

Fazendo uma retrospectiva, um modelo macroeconômico representado por uma economia fechada, os principais canais de transmissão da política monetária são: o canal da demanda agregada e o canal de expectativas<sup>18</sup>. No primeiro caso, a política monetária afeta a demanda agregada com uma defasagem através do seu efeito sobre a taxa real de juros de curto prazo. Em seguida, a demanda agregada afeta a inflação com outra defasagem, por meio da equação de oferta agregada (curva de Phillips com expectativas *forward looking*). Se o modelo for *forward looking*, pelo lado do canal das expectativas, esta permite que a política monetária afete as expectativas de inflação, que por sua vez afetam a inflação, com uma defasagem, via o comportamento de ajustes de preços e salários.

Entretanto, quando a análise é expandida para o setor externo, Svensson (2000) mostra que a inclusão da taxa de câmbio no modelo macroeconômico permite canais adicionais de transmissão da política monetária. Primeiro, a taxa real de câmbio funciona como um mecanismo de transmissão para a política monetária, por afetar o canal da demanda agregada

---

<sup>17</sup> Segundo Calvo e Reinhart (2000), em pequenas economias abertas e/ou emergentes, fortemente dependentes do mercado externo, as desvalorizações cambiais podem exercer grandes impactos inflacionários (devido o alto repasse da taxa de câmbio para a inflação - *pass through*), e podem ser excessivamente custosas para economias que apresentarem um alto grau de endividamento em moeda estrangeira (dolarização dos passivos das empresas e do governo). Tal situação pode gerar o comportamento conhecido como *fear of floating*, em que as economias apesar de declararem a adoção de regimes de câmbio flutuante, na prática, utilizam a política monetária também para intervirem no mercado cambial. Portanto, mesmo que não seja o objetivo do BC reduzir a volatilidade da taxa de câmbio, o BC pode, muitas vezes, responder a variação da taxa de câmbio, pois ela contém informações que impactam tanto a inflação como o produto.

<sup>18</sup> É importante salientar que os modelos e derivações apresentadas por Ball (1997) e Svensson (1997) para além de serem desenvolvidos para economias fechadas, imprimem um comportamento de expectativas *backward looking*, sendo, portanto, o principal canal de transmissão, a demanda agregada. No entanto, Ball (1998) e Svensson (1998, 2000) também propuseram modelos teóricos para economias abertas, sendo que o primeiro manteve uma linha *backward lookin*, e o último, mais consistente com a realidade do regime de metas, e a custo de uma maior complexidade, imprimiu uma postura *forward lookin* de expectativas racionais.

através dos seus efeitos sobre o preço relativo entre os bens domésticos e os estrangeiros que, conseqüentemente, afeta tanto a demanda interna como externa por bens domésticos. Segundo, a taxa de câmbio pode afetar diretamente a inflação pelos efeitos de sua ação sobre os preços em moeda doméstica de bens finais importados, que entram no Índice de Preços ao Consumidor (IPC) e, portanto na inflação medida pelo IPC. Normalmente, o *lag* desse último canal de transmissão direto é considerado menor em relação ao canal da demanda agregada. Assim, através da indução de movimentos na taxa de câmbio, a política monetária pode afetar a inflação medida pelo IPC com uma defasagem menor. Por último, a taxa de câmbio afeta os preços em moeda doméstica de insumos intermediários importados. Eventualmente, também afetará os salários nominais através do efeito do IPC na fixação dos salários. Nas duas situações, afetará o custo dos bens produzidos internamente, e, conseqüentemente, a inflação doméstica (Svensson 2000).

Por outro lado, a taxa de câmbio, no mercado financeiro, tem funcionado como um ativo passível de especulação e, conseqüentemente, uma variável de expectativas *forward looking*. Isso contribui para a formação do comportamento *forward looking* e o papel das expectativas, fundamental na política monetária. Outras perturbações que podem ser transmitidos através da taxa de câmbio, podem ser, por exemplo: mudança na inflação e taxa de juros externa, e no prêmio de risco cambial por parte dos investidores estrangeiros. Perturbações da demanda externa por bens domésticos afeta diretamente a demanda agregada por bens domésticos (Svensson, 2000).

Por esse caminho, o autor derivou um modelo macroeconômico mais detalhado que descreveu as relações do mecanismo de transmissão numa economia aberta, representado por uma equação de demanda agregada para bens e serviços produzidos domesticamente, uma curva de oferta agregada (Curva de Phillips) para inflação doméstica, uma equação de paridade de juros reais para taxa de câmbio<sup>19</sup>, e uma equação que define a inflação medida pelo IPC como uma soma ponderada entre a inflação doméstica e a inflação de bens importados. Ambas oferta agregada e demanda agregada são derivadas por microfundamentos pressupondo-se expectativas racionais *forward looking*<sup>20</sup>.

---

<sup>19</sup> Nesse caso, a taxa de câmbio também entra no modelo como parte de uma equação de arbitragem que relaciona a taxa de juros de um país com a taxa de juros de outro país através da expectativa de apreciação da taxa de câmbio. A maior parte dos modelos usados para avaliação política assumem perfeita mobilidade de capitais.

<sup>20</sup> Para mais detalhes a respeito do modelo completo e as respectivas derivações e relações de transmissão da política ver Svensson (2000).

Através de um modelo mais simplificado, Ball (1998)<sup>21</sup> sublinhou que a inclusão do câmbio no modelo macroeconômico permite que a política monetária (em  $t$ ) afete a inflação por dois canais: por um lado impacta o nível da atividade econômica em  $t+1$  e, conseqüentemente, a inflação em  $t+2$  e, por outro lado, porque o câmbio responde quase que imediato aos juros, afeta a inflação com apenas uma defasagem de diferença.

Dada a importância da taxa de câmbio no mecanismo de transmissão da política, inicialmente, a maior parte dos autores sugerem a inclusão direta da taxa de câmbio na função de reação do BC – Taylor (1999b), Svensson (2000), Ball (1998). Taylor (2001) apresenta de forma simplificada a seguinte função de reação:

$$i_t = \beta\pi_t + \gamma x_t + \xi_0 e_t + \xi_1 e_{t-1} \quad (17)$$

onde  $i_t$  é a taxa nominal de juros de curto prazo ajustada pelo BC,  $\pi_t$  é a taxa de inflação,  $x_t$  representa o hiato do produto, e  $e_t$  é a taxa real de câmbio (uma apreciação cambial é representada pelo aumento de  $e_t$ )<sup>22</sup>. Note que a equação (17) não apresenta nenhum termo de intercepto o que segundo Taylor (2001), implica que a taxa de meta de inflação é zero e que a taxa de juros e a taxa de câmbio são medidas em relação aos seus valores estacionários de longo prazo. Em relação aos coeficientes da taxa de inflação e do hiato do produto é consagrado que eles devem satisfazer  $\beta > 1$  e  $\gamma > 0$ . No entanto, quanto ao coeficiente da taxa de câmbio ( $\xi$ ), o questionamento a respeito do papel da taxa de câmbio na regra de política é o mesmo que perguntar se o parâmetro ( $\xi$ ) deve ser igual a zero ou não, e se diferente de zero qual o sinal e o valor numérico que deve assumir. Nessa perspectiva, existe uma divergência entre os autores no que diz respeito ao sinal e o grau de resposta assumido pelo coeficiente ( $\xi$ ).

Obstfeld e Rogoff (1995) por um lado consideram que  $\xi_0 < 0$  e  $\xi_1 = 0$ , de modo que o BC responda apenas contemporaneamente a aumentos bruscos da taxa real de câmbio afrouxando a política monetária e de maneira inversa apertando a política frente à uma queda brusca. Por outro lado, esses autores levantam uma outra interpretação para esses coeficientes permitindo  $\xi_0 < 0$  e  $\xi_1 = -\xi_0$ . Ou seja, há uma reação compensatória frente a uma variação na taxa de câmbio no período subsequente.

<sup>21</sup> Ball (1998) ao analisar as regras de política em um regime de metas de inflação para uma economia aberta, segue uma estratégia diferente da apresentada por Svensson (2000) porque apesar de incorporar a taxa real de câmbio no modelo, ele mantém uma especificação *backward looking*. No entanto, segundo Svensson (2000) ao manter uma postura *backward lookin*, a equação da taxa de câmbio carece de um termo de expectativa e assim, viola a condição de paridade da taxa de câmbio e a de não arbitragem.

<sup>22</sup> Para simplificar a análise da seção o trabalho seguirá a notação americana proposta por Taylor (2001), Svensson (2000), Ball (1998) em que o aumento de  $e_t$  representa uma apreciação cambial. No caso do Brasil, o aumento de  $e_t$  reflete uma depreciação cambial e nesse caso  $\xi_0 > 0$ .

Ball (1998) analisando as regras de política monetária para uma economia aberta, a partir de um simples modelo macroeconômico *backward looking* e uma função perda social do BC estimou os coeficientes ótimos de uma função de reação próxima a equação (20)<sup>23</sup>. Os valores ótimos para os coeficientes da taxa de câmbio foram  $\xi_0 = -0,37$  e  $\xi_1 = 0,17$ . Nesse caso, uma apreciação da taxa real de câmbio em 10% levaria a um corte da taxa de juros em 3,7 p.p., seguido por uma compensação parcial de 1,7 p.p. no próximo período, o que implica em uma reação de longo prazo no corte da taxa de juros de 2 p.p. A resposta negativa da taxa de juros está relacionada ao efeito contrassionista que uma apreciação cambial tem sobre a demanda agregada. Uma valorização torna os produtos estrangeiros mais baratos e as mercadorias nacionais mais caras, reduzindo assim, as exportações líquidas. O corte nas taxas de juros reduz essa contração. Enquanto o coeficiente negativo ( $\xi_0$ ) tem o objetivo de estabilizar a economia frente a variações cambiais, ( $\xi_1$ ) tem a função de fazer com que esse mecanismo não cause um descontrole inflacionário, revertendo no período seguinte.

Em termos de melhoria do desempenho macroeconômico, isto é, redução da volatilidade do hiato do produto e de desvios de inflação, a regra de política para uma economia aberta estimada por Ball (1998), apresentou melhores resultados em comparação com a regra que considera ( $\xi$ ) igual a zero. Mais especificamente, *Ball* chegou a conclusão que mantendo o hiato do produto constante (1,4%), a regra de taxa de juros com o componente cambial apresenta uma melhoria em termos de redução do desvio padrão da inflação de 2% para 1,9% se comparado com a regra que responde apenas ao hiato do produto e o desvio de inflação.

Svensson (2000), na mesma linha de análise, no entanto, utilizando um modelo *forward looking* apropriado para uma economia aberta, calculou os coeficientes ótimos de uma função de reação similar a equação (17) e chegou aos seguintes parâmetros para a taxa de câmbio:  $\xi_0 = -0,45$  e  $\xi_1 = 0,45$ . Em termos de desempenho macroeconômico houve uma redução dos desvios padrão da inflação de 2,1% para 1,8% em relação a regra sem o componente da taxa de câmbio, entretanto, houve uma piora na variância do produto de 1,7% para 1,8%.

Clarida, *et. al.* (1998) também estimaram funções de reação para vários BCs de países industrializados (EUA, Alemanha, Japão, Reino Unido, França e Itália) entre o período de 1979 a 1994, com a presença da taxa de câmbio, e constataram que o coeficiente da taxa de câmbio apesar de estatisticamente significativo e com sinal correto, de acordo com a teoria econômica, causou um efeito desprezível, pois, apresentou um valor de reação muito baixo (próximo de zero).

---

<sup>23</sup> Segundo Ball (1998), o modelo considerado e as estimativas apresentadas são aplicadas para pequenas e médias economias abertas tal como a Nova Zelândia, Canadá e Austrália.

Diante dos resultados apresentados pela literatura empírica, Taylor (2001) argumenta que os trabalhos que estimaram regras de política monetária incluindo o componente da taxa de câmbio, apesar de encontrarem coeficientes significativos e com sinal correto, tiveram pouca relevância em termos de grau de resposta da política monetária. Em alguns casos a inclusão do câmbio teve um efeito inverso no desempenho do hiato do produto. O autor mostra que mesmo que os parâmetros  $\zeta_0$  e  $\zeta_1$  sejam iguais a zero, o câmbio ainda impõe um efeito indireto sobre a taxa de juros. Por exemplo, se houver uma apreciação cambial, surgirão dois efeitos: queda do produto real, e redução da inflação devido à baixa do produto. Estes efeitos de variação cambial vão ocorrer com uma certa defasagem devido à inércia nos mecanismos de transmissão monetária e irão gerar uma redução nas expectativas sobre as taxas de juros de curto prazo. Com expectativas racionais por partes dos agentes, haverá uma diminuição da taxa de juros de longo prazo hoje. O efeito será ainda maior se a regra for baseada em previsões de inflação e produtos futuros. Assim, o resultado da inclusão do câmbio será ínfimo pela presença do efeito indireto da taxa de câmbio sobre a regra.

No entanto, esse resultado não é generalizado pois, alguns autores como Mohanty e Klou (2004) apresentam estimativas diferentes para países emergentes. Avaliando o comportamento da política monetária do BC de treze países emergentes (Coréia, Índia, Taiwan, Filipinas, Tailândia, Brasil, México, Chile, Peru, Hungria, república Tcheca, Polônia e África do Sul), entre o período de 1995 a 2002, Mohanty e Klou (2004) chegaram a conclusão que a maioria dos países respondeu agressivamente à variação na taxa de câmbio, levando a crer que mesmo que esses países tenham adotado um regime de metas de inflação, houve uma preocupação com os efeitos diretos dos choques cambiais sobre o lado real da economia.

Taylor (2000), propôs que se a taxa de câmbio depreciar devido a choques temporários, a taxa de juros deve permanecer inalterada, isso porque tais movimentos na taxa de câmbio não têm um grande efeito sobre as expectativas de inflação. Se a depreciação for causada por uma queda na demanda por exportações, o BC enfrenta um choque positivo de preços, ou um choque de demanda negativa, aumentando a taxa de juros menos do que o necessário. Tentar reduzir a volatilidade da taxa de câmbio pode aumentar a volatilidade do produto. Outro caso que segundo Taylor (2000) não merece nenhuma resposta da política monetária é a depreciação causada por um choque real permanente. Por exemplo, um declínio nos termos de troca ou um choque negativo da produtividade. No entanto, ele sublinha que se o choque cambial adverso for causado por distúrbios financeiros, um aumento na taxa de juros pode ser uma resposta apropriada para estabilizar o produto e a inflação.

## 2.5 Debate sobre o gradualismo da política monetária

Taylor (1993) ao abordar o tema de regras de política monetária, enfatizando a importância da taxa de juros na condução da política, abriu espaço para novas discussões teóricas e empíricas especificamente no que diz respeito à dinâmica de ajuste do instrumento de política. A maior parte dos estudos empíricos a respeito da condução da política monetária, relata que, de fato, mudanças nas condições observadas tais como na taxa de inflação ou no nível da atividade econômica, resultam em alterações no nível de metas operacionais dos BCs em relação às taxas de juros de curto prazo. No entanto, essas mudanças têm assumido um padrão de ajustamento gradual no movimento dos juros, isto é, a resposta do instrumento de política às variáveis macroeconômicas é realizada de forma inercial, face a uma determinada meta ótima ao longo do tempo – Clarida, *et. al.* (1999 e 2000), Sack e Wieland (1999), Woodford (1999), Rudebusch (1995), Cobham (2003).

Esta ideia é inicialmente sustentada pela constatação de que as alterações nos instrumentos dos principais BCs normalmente ocorrem em movimentos de pequena amplitude e com inversões de sentido pouco frequentes, motivando uma trajetória caracterizada por um elevado grau de persistência.

Portanto, segundo Martins (2003) e Sack & Wieland (1999) as características comuns entre os BCs são: Ajustes de reduzida magnitude sendo que as mudanças mais comuns são de 25 e 50 pontos base; inversões raras na trajetória das taxas de juro, pois muitas vezes elas são antecipadas por diversos movimentos na mesma direção, mostrando uma forte persistência nas taxas de juro; manutenção das taxas de juro durante um período de tempo relativamente longo, antes de qualquer inversão da respectiva trajetória. A maioria dos BCs não alteram a taxa de juros mais de uma vez por mês podendo decorrer vários meses sem que haja qualquer alteração.

Empiricamente, o ajustamento lento na taxa de juros é comumente incorporado nos modelos de duas formas: através de um simples mecanismo de ajustamento parcial, em que o BC altera a taxa de juro oficial de forma gradual na direção de uma taxa ótima definida por uma regra de política monetária (Clarida, *et. al.*, 1999); ou, alternativamente, dado um modelo macroeconômico, introduzir diretamente na função objetivo (função perda) do BC um termo que permite a minimização da variância da taxa de juros e assim calcular o coeficiente ótimo da política inercial – Rudebusch e Svensson (1999), Rudebusch (2002, 2005).

No primeiro caso, a taxa de juros de curto prazo é alterada a um ritmo gradual, sendo, portanto, que a reação aos novos dados econômicos é distribuída em vários períodos, ou seja a

autoridade monetária leva em consideração a taxa de juros passada para implementar a taxa de juros corrente. Desse modo, segundo Clarida, *et. al.* (1998), a regra assumiria a seguinte forma funcional:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) i_t^* + v_t, \quad (18)$$

em que  $\rho \in [0,1]$  captura o grau de suavização da taxa de juros e quanto mais próximo de 1 maior o tempo que a taxa de juros leva para ser ajustada ao seu nível desejado,  $v_t$  é um choque exógeno (i.i.d) com média zero e variância constante, e a meta da taxa de juros ( $i_t^*$ ) é dada por (3) ou (17). Combinando a equação (18) com (3) tem-se a seguinte função de reação:

$$i_t = (1 - \rho) \{ r^* - (\beta - 1) \pi^* + \beta \pi_{t,k} + \gamma x_{t,q} \} + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (19)$$

sendo que  $r^* \equiv i^* - \pi^*$ , ou seja, igual a taxa real de equilíbrio de longo prazo, e  $\varepsilon_t = -(1 - \rho) \{ \beta (\pi_{t,k} - E[\pi_{t,k} | I_t]) + \gamma (x_{t,q} - E[x_{t,q} | I_t]) \}$ .

O termo de erro ou perturbação estocástica ( $\varepsilon_t$ ), é uma combinação linear de erros de previsão da autoridade monetária e, portanto, ortogonal a toda variável que pertence ao conjunto de informações  $I_t$ . Considerando  $v_t$  uma variável pertencente ao conjunto de informações do BC no momento  $t$  (ou seja,  $v_t \in I_t$ ), então a equação (19) implica o conjunto de condições ortogonais:

$$E\{ [i_t - (1 - \rho)(r^* - (\beta - 1)\pi^* + \beta\pi_{t,k} + \gamma x_{t,q}) + \rho i_{t-1}] v_t \} = 0, \quad (20)$$

Esta condição permite a estimação do vetor de parâmetros  $\pi^*$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$ ,  $\rho$  utilizando o Método dos Momentos Generalizados (GMM - Generalized Method of Moments), com uma matriz de ponderação ótima que considere possível correlação em ( $\varepsilon_t$ ).

Assim, a equação (18) representa o ajustamento parcial da taxa de juros à meta  $i_t^*$ . A cada período, o BC ajusta a taxa de juros para eliminar uma fração  $(1 - \rho)$  do hiato entre o seu nível de meta corrente e uma combinação linear de seus valores passados. Particularmente, isso implica que um desvio do produto corrente em relação ao potencial ou da inflação em relação a meta irá desencadear uma sequência de menores ajustes no instrumento de política na mesma direção até que o produto e a inflação convirjam aos seus níveis desejados.

A literatura empírica que tem feito uma análise da condução da política monetária em várias economias com base na estimação de uma regra de ajustamento parcial (equação 18), tem apresentado um coeficiente de inércia em torno de 0,80 significativo estatisticamente, e valores que melhor se ajustam aos dados históricos se comparados com uma regra de Taylor não inercial, sugerindo que a taxa corrente varia em apenas 20% da taxa desejada – Sack, Willand (1999), Clarida, *et. al.* (1998, 1999, 2000), Levin, *et. al.* (1999), Castelnuovo (2003),

woodford (1999). Teoricamente, este mecanismo de ajustamento lento, referido por essa literatura como *interest-rate smoothing*, ajustamento parcial da taxa de juros, inércia da política monetária e/ou gradualismo da política monetária (Bernanke, 2004), é apresentado como um processo de ajustamento deliberadamente intencional e previamente desenhado pelas autoridades em resposta às novidades macroeconômicas. Ou seja, trata-se de uma preferência endógena ou explícita em que os BCs revelam alguma relutância em ajustar as taxa de juros de forma mais agressiva preferindo fazê-lo gradualmente na direção de um nível ótimo.

No entanto, Rudebusch (2002, 2005), criticando a literatura convencional, levantou a possibilidade de que especificações simplificadoras do comportamento inercial tal como a equação (18), principalmente para uma análise trimestral, podem gerar resultados espúrios causados por uma possível má especificação do modelo<sup>24</sup>. Na sua visão, uma má especificação poderia estar relacionada à mudanças estruturais nos parâmetros da regra para diferentes regimes políticos, o que poderia explicar o resultado significativo da taxa de juros defasada mesmo que o BC não adote uma postura inercial; à presença de uma "persistência natural" devido aos efeitos defasados dos choques sobre as variáveis ou do lento acréscimo de informações relevantes na tomada de decisões; ou alternativamente, à presença de variáveis omitidas serialmente correlacionadas, não captadas pelo modelo, que podem causar uma "ilusão" de um elevado coeficiente de inércia.

Nessa visão, a constatação do ajustamento lento não se traduz num ajustamento parcial intencional, em que a reação da política aos novos dados econômicos é distribuída lentamente ao longo de vários trimestres, mas sim numa preferência exógena traduzida por um coeficiente de inércia bem menor do que o sugerido pela literatura.

Rudebusch (2002, 2005) tentou provar o argumento acima, primeiro, comparando a trajetória das taxas de juros desejadas (taxa de meta  $i_t^*$ ) - tanto de uma regra inercial como de um modelo não inercial - à trajetória histórica. Os resultados apontaram para desvios persistentes das taxas desejadas em relação a trajetória histórica<sup>25</sup>. Segundo, cogitando a possibilidade de variáveis omitidas serialmente correlacionadas como fonte de desvios persistentes, o autor testou diretamente a não significância da hipótese do ajustamento parcial, formalizando um

---

24 Rudebusch (1995) descreve a inércia da taxa de juros de curto prazo como sendo um ajustamento efetuado pelo BC em montantes limitados ao longo de várias semanas, numa sequência de aumentos ou descidas (mas não ambos). Esse comportamento provavelmente reflete a presença de várias rigidezes institucionais, tais como: Encontros ou reuniões mensais fixadas, e certas influências políticas e sociológicas. Portanto, Rudebusch (1995, 2002, 2005) concorda com a presença de uma política inercial numa presença diária, semanal ou até mesmo mensal, mas não trimestral.

25 Os resultados a respeito das trajetórias das taxas de juros desejadas e históricas se encontram em Rudebusch (2005). A análise foi feita para economia americana entre o período de 1987 a 2004 em dados trimestrais.

modelo que combinou a especificação do ajustamento parcial à uma especificação que capta a correlação serial nos resíduos<sup>26</sup>. No entanto, de acordo com o objetivo de Rudebusch (2002) os resultados não foram satisfatórios, pois, o teste não rejeitou a hipótese de ajustamento parcial e não conseguiu separar o grau de importância dos dois processos, ou seja, ambos processos foram representativos para explicar a dinâmica de ajuste.

A justificativa para o resultado frustrante se enquadra na dificuldade de se distinguir a dinâmica resultante de um mecanismo de ajustamento parcial daquele induzida pela correlação serial, uma vez que ambos os processos podem levar à mesma trajetória do instrumento de política<sup>27</sup>. Contudo, English, *et. al.* (2002) e Castelnuovo (2003) mostraram que as semelhanças e dificuldades de se distinguir os dois processos não se sustentam quando aplicado a primeira diferença nos dois métodos. Os resultados apresentados por esses autores tanto para a economia americana como para os países da zona do Euro rejeitaram a hipótese de um puro processo de autocorrelação serial como a única força motora para explicar a dinâmica de ajuste de política. Para a análise feita com base em um modelo combinado o coeficiente de ajustamento parcial ( $\rho$ ) foi significativamente elevado para todos os casos. O coeficiente de correlação serial em alguns casos foi não significativo e nos casos significativos, a introdução de uma outra variável na regra eliminou a significância da correlação serial<sup>28</sup>. Isso mostra claramente a importância do mecanismo de ajustamento parcial para explicar a dinâmica de ajustamento da política monetária.

Numa terceira tentativa, Rudebusch (2002) explorou regressões da estrutura a termo da taxa de juros objetivando mostrar que se o coeficiente de inércia é elevado como a literatura convencional tem apresentado então o poder preditivo do mercado a respeito de mudanças futuras da taxa de juros de curto prazo em mais de um trimestre seria muito elevado. De acordo com a estrutura termo padrão, o grau de previsão da taxa de juros é muito baixo. A alegação do autor é de que o nível de taxa de juros não pode ser explicada por um elevado grau de ajustamento parcial, porque se assim fosse, os agentes de mercado que agem racionalmente seriam capazes de prever os valores futuros das taxas ajustadas trimestralmente com elevado grau de precisão.

---

<sup>26</sup> A proposta de Rudebusch (2002) do modelo que combina o ajustamento parcial e a correlação nos resíduos está formalmente apresentada no capítulo 3 do presente trabalho, no subtópico (3.1.2).

<sup>27</sup> Na verdade, Rudebusch (2002) apresenta alguns motivos para justificar falta de poder do modelo construído para testar a significância do ajustamento parcial versus correlação serial: Alta correlação nos regressores da regra de Taylor; o viés de amostras pequenas, incerteza em relação aos argumentos apropriados da taxa de política histórica.

<sup>28</sup> No caso norte americano a introdução do spread do crédito na regra eliminou a significância do grau de correlação nos resíduos, contudo, o coeficiente de ajustamento parcial permaneceu significativamente elevado.

O fato é que, apesar das críticas levantadas por Rudebusch, a presença de um elevado coeficiente de inércia está presente na maior parte da literatura empírica, que estuda não apenas o caso americano como também várias outras economias. Mesmo com a introdução de possíveis variáveis omitidas e aplicação de métodos de estimação diferentes o grau de inércia tem permanecido elevado – Sack, Willand (1999), Clarida, *et. al.* (1998, 1999, 2000), Levin, *et. al.* (1999), Castelnuovo (2003), Woodford (1999), English, *et. al.* (2002), Mohanty e Klau (2004).

No segundo caso, representado pela introdução direta na função objetivo do BC de um termo estabilizador da variância da taxa de juros, o BC procura calcular a regra de política ótima que minimize a variância das variáveis objetivo, dado um modelo macroeconômico representado pelas curvas de demanda e oferta agregada (curva IS e Curva de Phillips respectivamente) – Svensson (1998, 2000), Levin, *et. al.* (1999), Rudebusch (1998, 2002, 2005), Rudebusch e Svensson (1999), Clarida, *et. al.* (1999)<sup>29</sup>.

Como será visto nos próximos subtópicos, este método é particularmente ideal para se avaliar o desempenho da política em termos de estabilização do produto e da inflação, e por outro lado, para avaliar as justificativas apresentadas na literatura como argumentos de defesa ou crítica ao gradualismo.

### **2.5.1 Redução da volatilidade de juros e mercado financeiro**

Um dos principais argumentos levantados pela literatura para justificar o gradualismo da política está relacionado com a redução da volatilidade da taxa de juros e do mercado financeiro, ou seja, o objetivo é gerar taxas de juros menos voláteis do que o sugerido pelos determinantes da política, e assim estabilizar o mercado financeiro. Há um receio de que choque de juros ou movimentos abruptos nos juros possam provocar uma crise nos mercados financeiros – Sack e Willand (1999), Clarida, *et. al.* (1999), Levin, *et. al.* (1999), Woodford (1999), Blinder (2006), Bernanke (2004). A racionalidade para esse argumento se encontra no suposto de que a medida que o coeficiente  $\rho$  aumenta, a variância do nível e alterações no instrumento de política diminuem proporcionando uma maior estabilidade financeira.

Nessa perspectiva, Bernanke (2004) mostra que um ajustamento mais lento das taxas de juros pode aumentar a estabilidade financeira. Por exemplo, segundo ele, o ajustamento gradual da taxa de juro de curto prazo proporciona aos bancos comerciais mais tempo para se adaptarem

---

<sup>29</sup> Note que trata-se de um problema de otimização similar ao problema apresentado no subtópico (2.1.3). No entanto, o modelo macroeconômico pode ser uma especificação *Backward looking* ou *forward looking*, e no presente caso será introduzido um termo estabilizador da variância da taxa de juros na função objetivo do BC.

a mudanças nos custos de financiamento de curto prazo e, assim, aumentarem a estabilidade dos lucros bancários. Ajustamento lento da taxa de juro pode reduzir o estresse financeiro para outros agentes económicos. Por um lado, mudanças bruscas na política da taxa de juro podem criar amplos ganhos de capital e por outro, perdas para os agentes que detêm obrigações, o que aumenta a volatilidade do mercado e apresenta riscos para os bancos e outras instituições financeiras que detêm títulos. Como os BCs têm uma grande responsabilidade para manter a ordem e bom funcionamento dos mercados financeiros, o argumento será o de evitar políticas que criem estresse financeiro desnecessário.

Contudo, alguns autores consideram que o elevado grau do coeficiente de inércia motivado por uma preocupação constante com a volatilidade da taxa de juros e seus efeitos parece ser implausível, uma vez que a partir de análises empíricas foi possível alcançar maior estabilidade macroeconômica aceitando uma maior volatilidade da taxa de juros. Nesse sentido, criticam as autoridades monetárias por responderem muito lentamente e tardiamente às mudanças macroeconômica – Rudebusch (1998, 2002), Ball (1999) Rudebusch e Svensson (1999).

Como foi visto, tal desejo pode ser modelado diretamente na função perda social do BC e, juntamente com um modelo macroeconômico, o coeficiente de inércia ótimo ( $\rho$ ) pode ser calculado para uma regra de Taylor ótima. Assim, seguindo Rudebusch e Svensson (1999) ou Rudebusch (2005) a função perda intertemporal é definida como o somatório dos descontos futuros das perdas esperadas para cada período<sup>30</sup>:

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \delta^\tau L_{t+\tau} \quad (21)$$

onde,  $\delta$  é o fator de desconto que assume  $0 < \delta < 1$  e  $L$  é a função perda periódica representada por:

$$L_t = 1/2[(\bar{\pi}_t - \pi^*)^2 + \mu x_t^2 + v_{\Delta i}(\Delta i_t)^2] \quad (22)$$

em que  $\Delta i_t = i_t - i_{t-1}$ , e  $\mu \geq 0$   $v_{\Delta i} \geq 0$  são os pesos da estabilização do produto e da suavização da taxa de juros. Para  $\delta = 1$  a função perda intertemporal pode ser representada pela média incondicional da função perda periódica:

$$E[L_t] = Var[\bar{\pi}_t - \pi^*] + \mu Var[x_t] + v_{\Delta i} Var[\Delta i_t] \quad (23)$$

De acordo com a função (23) o BC revela uma preocupação não apenas com a variação da inflação e do produto, mas também com a volatilidade da taxa de juros, ou seja, para além do objetivo de minimizar o desvio do produto em relação ao seu nível potencial e da inflação em

<sup>30</sup> Rudebusch e Svensson (1999) fazem uma análise para um regime de metas de inflação com defasagem trimestral.

relação a sua meta, surge o terceiro objetivo que é o de minimizar o nível de variação da taxa de juros de curto prazo<sup>31</sup>.

Na perspectiva de Rudebusch (2002, 2005) se os pesos dados aos coeficientes das variáveis da função perda forem todos iguais a 1, então a função perda igualmente penalizará o hiato do produto em 1 p.p., o hiato da inflação em 1 p.p., e 1 p.p. na variação trimestral da taxa de juros. Na sua visão, esta penalização na volatilidade da taxa de juros parece ser implausível, uma vez que os BCs dão maior ênfase nos dois primeiros objetivos relativamente ao terceiro. Contudo, segundo o autor, a literatura empírica normalmente tem assumido  $\mu = 1$  e  $v_{\Delta i} = 0,5$  ou  $0,1$ . Nesse caso a função perda penalizará 1 p.p. do hiato da inflação e produto, e 1,41 ou 3,16 p.p. na variação da taxa de juros.

Novamente, Rudebusch (2002, 2005) considera que tais pesos - especificamente para a variação da taxa de juros - continuam sendo altamente implausíveis para moderar a volatilidade, principalmente em ambientes econômicos com uma ampla variedade de instrumentos do mercado financeiro que permitem a proteção contra a volatilidade da taxa de juros. Mas mesmo considerando esses pesos ( $\mu = 1$  e  $v_{\Delta i} = 0,5$  ou  $0,1$ ) e dado um modelo macroeconômico, Rudebusch e Svensson (1999) aplicando um processo de otimização, raramente conseguiram achar um coeficiente ótimo de ajustamento parcial ( $\rho$ ) acima de 0,30. Entretanto, Sack e Wieland (1999) rebateram os resultados apresentados por Rudebusch e Svensson (1999) mostrando que o modelo macroeconômico usado para analisar o desempenho de política monetária em termos de estabilidade, apresentado por esses autores, foi baseado em formalizações *backward looking* que assume expectativas adaptativas e ignora importantes fontes de incerteza. A principal diferença entre modelos de expectativas *forward looking* e os que assumem expectativas adaptativas é que nos primeiros, o efeito do ajuste da taxa de juros de curto prazo sobre o produto e a inflação não é mais independente ou invariante à trajetória esperada da política. Modelos *forward looking* não são simplesmente funções fixas de informações passadas, mas levam em consideração a estrutura econômica e a política a ser seguida pelo BC. Desse modo, os participantes de mercado *forward looking* pertencentes ao mercado de bens, de trabalho e financeiro, formam suas expectativas em relação à condução e aos efeitos da política monetária futura, o que influencia as suas decisões atuais.

---

<sup>31</sup> Em um regime de metas de inflação estrito o BC preocupa-se apenas com a variação da inflação, ou seja, todas outras variáveis assume peso zero na função objetivo. No entanto, normalmente os regimes de metas de inflação são mais flexíveis e pelo menos a variação do produto tem algum peso na função objetivo.

### 2.5.2 Gradualismo como instrumento de gestão de expectativas

É nesse sentido que segundo Sack e Wieland (1999), Bernanke (2004), Woodford (1999), surge a segunda justificativa do gradualismo no movimento dos juros como instrumento de gestão de expectativas<sup>32</sup>. A questão é que, em um ambiente de ajustamento parcial, representado por uma sequência de pequenos ajustes da taxa de juros na mesma direção, um aumento na taxa básica de juros não só aumenta a taxa de juros corrente, como também sinaliza ao mercado que as taxas devem continuar subindo por algum tempo, contribuindo, dessa forma, para a estabilidade na formação de expectativas futuras da taxa de curto prazo. Isto é, levando os participantes de mercado a antecipar que mudanças na taxa de política serão seguidas por outras alterações na mesma direção, o gradualismo de política pode aumentar a capacidade do BC em afetar a taxa de longo prazo, e assim influenciar o comportamento da economia.

Bernanke (2004) mostra que as expectativas do setor privado desempenham um papel crucial na determinação das taxas de juros de longo prazo e demais preços de ativos e rendimentos. Por exemplo, para o caso norte americano, as taxas de juros de longo prazo, tais como, taxas hipotecárias, taxas de obrigações corporativas e taxas de Notas do Tesouro e títulos são muito mais significativas do ponto de vista macroeconômico por desempenharem um papel relevante nas decisões de gastos e investimentos das famílias e empresas. Essas taxas de longo prazo não são determinadas diretamente pela autoridade monetária, mas sim pelos principais participantes do mercado financeiro global. No entanto, embora a autoridade monetária não determine diretamente a taxa de juros de longo prazo, ela pode exercer uma influência significativa sobre as taxas através de seu controle sobre os valores atuais e futuros da taxa básica de juros. No caso norte americano, o elo crucial entre a taxa dos *fed funds* e as taxas de juros de longo prazo é a formação de expectativas do setor privado sobre as ações futuras da política monetária. Em termos gerais, as taxas de longo prazo incorporam as expectativas dos participantes do mercado financeiro sobre o caminho futuro mais provável de taxas de curto prazo, que por sua vez, está intimamente ligado às expectativas sobre as taxas dos *fed funds*.

---

<sup>32</sup> Sack & Wieland (1999) assinalaram que mesmo que o BC não esteja explicitamente preocupado com a volatilidade da taxa de juros, o elevado grau de suavização da taxa de juros observado na literatura, representa muito bem um comportamento ótimo, pois existem outros fatores que podem influenciar o desempenho da política monetária – devido ao excesso de ativismo – tais como: Comportamento *forward looking* pelos participantes de mercado; ruído ou mensuração errada associada com as principais variáveis macroeconômicas, incerteza com relação aos parâmetros estruturais relevantes. Esses fatores funcionariam como outras justificativas para o comportamento inercial da taxa de juros.

Desse modo, para influenciar as taxas de juros de longo prazo, o FED deve influenciar as expectativas do setor privado quanto ao valor futuro da taxa *fed funds*, por exemplo, através da adoção de certos padrões de comportamento, como o gradualismo.

Goodfriend (1991) sublinhando que o produto e os preços respondem, principalmente, a movimentos nas taxas de juros de longo prazo, que por sua vez dependem das expectativas futuras da taxa de juros de curto prazo, argumentou que regras de política que transmitem uma trajetória das mudanças futuras da taxa de juros de curto prazo ao público, podem ser bastante eficazes. Uma vez que os formuladores de política tenham estabelecido uma reputação em termos de condução da política monetária, com ajustes pequenos na mesma direção e com reversões raras, uma trajetória das futuras mudanças na taxa de juros pode ser comunicada de forma eficaz por meio de pequenos movimentos iniciais. Assim, o efeito do ajustamento parcial sobre a formação de expectativas pode ser ótimo, principalmente se o setor privado for *forward looking* e os formuladores de política estiverem crivelmente comprometidos com uma política gradual. Nessa situação as pequenas variações inerciais na política de taxas de juros que se espera no futuro podem ter um grande efeito sobre a oferta e demanda atual e podem ajudar os BCs a controlar as flutuações macroeconômicas com menores custos ou volatilidade.

O próprio Rudebusch (2002, 2005) assumiu que os resultados encontrados para um modelo *backward looking* podem ser bem diferentes daqueles encontrados para um modelo *forward looking*, pois, efetuando a análise a partir de um modelo macroeconômico com expectativas *forward looking*, o autor encontrou valores elevados para o coeficiente de inércia à medida que o coeficiente de expectativas da taxa de juros aumentava, mesmo permitindo uma maior volatilidade na taxa de juros na função objetivo do BC.

Levando em consideração a crítica levantada por Rudebusch (2002, 2005), esse argumento pode ser elucidado através de uma versão empírica de um modelo macroeconômico Novo Keynesiano de expectativas *forward looking*, apropriado para dados trimestrais:

$$\pi_t = \theta_\pi E_{t-1} \bar{\pi}_{t+3} + (1 - \theta_\pi) \sum_{j=1}^4 \alpha_{\pi j} \pi_{t-j} + \alpha_x x_{t-1} + u_t, \quad (24)$$

$$x_t = \theta_x E_{t-1} x_{t+1} + (1 - \theta_x) \sum_{j=1}^2 \beta_{xj} x_{t-j} - \beta_r (r_{t-1} - r^*) + \eta_t, \quad (25)$$

As equações (24) e (25) são as curvas de oferta (Curva de Phillips) e demanda agregada (Curva IS), em que  $E_{t-1} \bar{\pi}_{t+3}$  representa a expectativa da inflação média ao longo do próximo ano;  $E_{t-1} x_{t+1}$  é a expectativa do hiato do produto para o período  $t+1$  condicional ao conjunto de informações do período  $t-1$ ;  $u_t$  e  $\eta_t$  são choques de oferta e demanda (com média zero e

variância constante) respectivamente; e  $r_{t-1}$  é a taxa real de juros relevante para o produto, definida como uma combinação ponderada da taxa de juros um ano *ex-ante* e um ano *ex-post*:

$$r_{t-1} = \theta_r(E_{t-1}\bar{i}_{t+3} - E_{t-1}\bar{\pi}_{t+4}) + (1 - \theta_r)(\bar{i}_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}), \quad (26)$$

onde  $\bar{i}_t$  é uma média da taxa de juros dos últimos quatro trimestres, ou seja,  $\bar{i}_t = 1/4 \sum_{j=0}^3 i_{t-j}$ .

De acordo com Rudebusch (2002) os valores de  $\theta_\pi$ ,  $\theta_x$  e  $\theta_r$  são fundamentais para descrever o explícito comportamento *forward looking*, no entanto, esses valores não são claramente determinados pela literatura empírica. Se  $\theta_\pi$ ,  $\theta_x$  e  $\theta_r$  forem iguais a zero, a formalização corresponde ao extremo de um modelo de expectativas completamente adaptativas usado por Rudebusch e Svensson (1999)<sup>33</sup>. Normalmente a literatura empírica que assume expectativas *forward looking* considera  $0 \leq \theta_\pi, \theta_x, \theta_r < 1$ .

Levando em consideração os resultados empíricos, Rudebusch (2002), especificamente, definiu:  $\theta_\pi$  igual a 0,1, 0,3 ou 0,5;  $\theta_x$  igual a 0 ou 0,3; e  $\theta_r$  igual a 0,1, 0,5 ou 0,9. Efetuando uma combinação dos valores do modelo, conjuntamente com valores  $\mu = 1$  e  $v_{\Delta i} = 0,5$  ou 0,1 referente aos coeficientes da função perda (23), o autor calculou os coeficientes ótimos da regra de Taylor dinâmica (com ajustamento parcial). Os resultados apontaram uma forte dependência entre o coeficiente  $\rho$  e o coeficiente de expectativas da taxa de juros ( $\theta_r$ ), pois, quanto maior se apresentou o coeficiente de expectativas da taxa de juros maior foi o grau de inércia (em torno de 0,90), o que converge com a interpretação de Woodford (1999) e Sack e Wieland (1999) de que a política inercial é ótima quando os agentes são *forward looking*, e quando tem o poder de alterar as expectativas futuras da taxa de juros que, por sua vez, representa um importante determinante da demanda corrente<sup>34</sup>.

### 2.5.3 Gradualismo e Incerteza

A terceira justificativa que motiva o gradualismo de política monetária está relacionada à incerteza. A intuição para esse argumento parte do princípio de que incerteza gera cautela, e cautela sugere um ajustamento gradual na taxa de política (Bernanke, 2004). Para Orphanides (1998) a desconsideração de fatores como a incerteza e informações ruidosas (no levantamento dos dados) no processo de elaboração e ajustamento do instrumento de política,

<sup>33</sup> Na verdade trata-se de um modelo *backward looking* em que a inflação e o produto são baseados em expectativas explícitas, mas dependem de das próprias defasagens, e a taxa real de juros é apenas uma média da taxa de juros dos últimos quatro trimestres.

<sup>34</sup> Rudebusch (2002) apresentou apenas os valores ótimos do coeficiente de inércia para diferentes combinações de modelos e função perda. Para maiores detalhes ver Rudebusch (2002, 2005).

cria uma visão completamente distorcida dos resultados macroeconômicos e gera regras de política monetária ineficientes.

De acordo a literatura, existem dois tipos de incerteza fundamentais para justificar o grau de inércia da política monetária: incerteza quanto aos parâmetros estruturais relevantes, e incerteza associada aos erros de medição das principais variáveis macroeconômicas de resposta da política – Bernanke (2004), Brainard (1967), Sack e Wieland (1999), Goodhart (1999), Castelnuovo (2003), Orphanides (1998).

Em relação ao primeiro tipo de incerteza, Sack e Wieland (1999) argumentaram que um dos principais pressupostos assumidos pela literatura empírica a respeito dos modelos macroeconômicos e das regras de política é o pleno conhecimento da estrutura econômica. No entanto, a realidade mostra que os parâmetros dos modelos são estimados de forma imprecisa e, normalmente, variam de forma imprevisível ao longo do tempo. Um ambiente de incerteza em relação à sensibilidade dos parâmetros, gera um *trade-off* no processo de decisão política, pois, ajustes agressivos na taxa de política, em média, aproximam o produto do seu nível desejado, no entanto criam uma maior incerteza nos resultados. Além do mais, os formuladores de política não sabem com precisão a estrutura correta do modelo. Desse modo, o mais apropriado seria implementar a política monetária de forma moderada devido à presença de uma forte incerteza paramétrica e da estrutura macroeconômica.

Brainard (1967), mostrou (num modelo econômico simplificado) a relevância da incerteza para o gradualismo. Especificamente, ele mostrou que quando os formuladores de política não têm certeza quanto ao impacto de suas ações sobre a economia, pode ser apropriado ajustar o instrumento de política com mais cautela e em passos menores do que seria proposto se eles tivessem um conhecimento preciso dos efeitos de suas ações. Por exemplo, os formuladores de política podem conduzir a economia para uma certa direção, mas temerem alcançar níveis elevados de inflação ou recessão, pelo fato de não terem plena certeza dos efeitos de suas ações. Esses excessos são percebidos como um custo pelos formuladores de política porque criam uma volatilidade macroeconômica desnecessária. A questão é que os *policymakers* não sabem com plena certeza qual o impacto que uma mudança na taxa de juros terá sobre a conjuntura econômica. Assim, um impulso mais forte no instrumento de política pode inadvertidamente levar a economia para longe do seu caminho desejado, aumentando a volatilidade econômica. Dada esta incerteza, é sugerido uma abordagem gradual em relação à adaptação da regra de política monetária.

A segunda fonte de incerteza está associada aos erros de medição das principais variáveis macroeconômicas de resposta da regra que os formuladores de política enfrentam no

momento de decisão. A questão é que os autores consideram que, normalmente as primeiras leituras dessas variáveis podem ser bastante imprecisas, pois podem existir erros de medição no momento da coleta dos dados, ou atualizações de variáveis que não são medidas diretamente e que podem gerar erros de medida persistentes. Por exemplo, tal situação pode surgir porque determinadas variáveis, como o produto e inflação, apenas se encontram disponíveis com alguma defasagem temporal e estão sujeitas a frequentes revisões, ou porque existe outro tipo de variáveis, como o hiato do produto, cuja medição não é direta, sendo os resultados sensíveis ao método de estimação que é utilizado. Por esse ponto de vista, o mais sensato seria ajustar moderadamente o instrumento de política aos dados disponíveis. Uma política agressiva pode induzir flutuações desnecessárias na taxa de juros causadas por uma reação a possíveis dados espúrios, que por sua vez irá resultar em movimentos inesperados no produto e inflação – Sack e Wieland (1999), Goodhart (1999), Castelnuovo (2003), Orphanides (1998).

Orphanides (1998) considerando a possibilidade de erros serialmente correlacionados associados a erros de medida das principais variáveis de reação, mostrou que a avaliação política que desconsidera a incerteza em relação aos dados coletados pode superestimar a eficácia da política monetária em estabilizar o produto e a inflação. O estudo efetuado por Orphanides (1998) teve como princípio metodológico um processo de otimização similar ao aplicado pelos autores estudados na subseção anterior – Rudebusch e Svensson (1999), Rudebusch (2002, 2005) –, no entanto, levando em consideração possíveis erros de medida<sup>35</sup>. Inicialmente, Orphanides (1998) calculou o desempenho da política vigente entre o período de 1980 a 1990 em termos de volatilidade do produto e inflação com base numa simples regra de política monetária. Como referência de comparação, partindo de um modelo macroeconômico *backward looking* e uma função objetiva do BC americano, Orphanides calculou a regra de política que seria ótima na ausência de erros de medida e traçou uma fronteira política que descreve o *trade-off* entre a volatilidade (desvio padrão) do produto e inflação. A regra de política ótima resultante do processo de otimização (que desconsiderou os erros de leitura inicial dos dados) foi uma regra não inercial que respondeu mais agressivamente aos desvios de produto e inflação do que os resultados da política vigente. Comparando os resultados em

---

<sup>35</sup> A propriedade dinâmica do ruído nos dados foi estimada por Orphanides (1998a) baseado na diferença entre os dados em tempo real de hiato de inflação e produto coletados no *Federal Reserve's Greenbooks* e os dados finais entre o período de 1980 a 1992.

termos de minimização da volatilidade da inflação e produto, a regra que desconsiderou a incerteza nos dados apresentou melhores resultados em relação ao resultado efetivo<sup>36</sup>.

No entanto, quando o autor considerou a possibilidade de erros de medida nos dados, e estimou uma regra de política ótima que respondesse agressivamente aos dados, computou resultados piores em termos de volatilidade do produto e inflação em comparação com a regra ótima (sem erros de medida) e a política vigente. Nesse sentido, segundo o autor a estratégia de política, em que o BC age agressivamente sem considerar a incerteza inerente aos erros de medida, proporciona resultados piores em termos de estabilidade das variáveis relevantes.

---

<sup>36</sup> Segundo Orphanides (1998), este resultado é precisamente o ponto crucial para a crítica de uma política muito tímida e tardia, levantada pelos críticos do gradualismo da política monetária.



### 3 REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA

O presente capítulo intenciona apresentar e avaliar algumas evidências empíricas a respeito da condução da política monetária em várias economias. Nessa perspectiva, resenhou-se uma literatura internacional trazendo como referência os trabalhos de Clarida, *et. al.* (1998), Castelnuovo (2003) e Mohanty & Klau (2004), e uma literatura que estuda o caso brasileiro, evidenciando os trabalhos de Minella *et. al.* (2002), Policano (2006) e Modenesi (2008), Nobre e Moreira (2014). Os trabalhos estão dispostos em ordem cronológica e foram escolhidos levando em consideração a quantidade de países analisados, os diferentes métodos e técnicas de estimação, e os diferentes períodos amostrais, com a finalidade de enriquecer o estudo. Não obstante às diferenças formais e técnicas, é possível compartilhar alguns resultados próximos entre os estudos, principalmente no que diz respeito ao ajuste inercial da política monetária. Ou seja, um coeficiente de inércia relativamente elevado.

#### 3.1 EVIDÊNCIAS INTERNACIONAIS

##### 3.1.1 Clarida, *et. al.* (1998)

Clarida, *et. al.* (1998) estimaram uma especificação *forward looking* para as funções de reação dos BCs das principais economias industrializadas, dividindo-as em dois grupos: Os G3 (Alemanha, Japão, EUA) e os E3 (França, Itália, Reino Unido). Primeiramente, para cada país estimou-se uma especificação básica, onde a taxa de juros nominal de curto prazo responde a desvios de expectativas de inflação e produto em relação a seus respectivos níveis de meta, portanto, inicialmente foi presumido um certo grau de autonomia na direção da política monetária pelos países analisados, sendo pertinente especialmente para o caso dos G3.

O modelo básico, usado para estimação das funções de reação dos BCs das economias em análise, apresenta uma característica similar à equação (3), sendo:

$$i_t^* = i^* + \beta(E[\pi_{t,k}|I_t] - \pi^*) + \gamma E[x_{t,q}|I_t],$$

ou

$$i_t^* = \alpha + \beta E[\pi_{t,k}|I_t] + \gamma E[x_{t,q}|I_t], \quad (27)$$

onde  $\alpha = i^* - \beta\pi^*$ ;  $i_t^*$  representa a meta da taxa nominal (taxa básica de juros) no período  $t$ ;  $\pi_{t,k}$  é a mudança percentual do nível de preços entre o período  $t$  e  $t+k$ ;  $\pi^*$  representa a meta para a inflação;  $x_{t,q}$ , é a medida da média do hiato do produto entre o período  $t$  e  $t+q$ , sendo

que o hiato do produto é definido como o desvio percentual entre o produto efetivo e o produto potencial (sua meta);  $E$  é o operador esperança, e  $I$  é o conjunto de informações disponíveis no período em que a taxa de juros é ajustada.  $i^*$  é por construção a taxa nominal de juros desejada quando tanto a inflação como o produto se encontram nos seus respectivos níveis de meta, ou seja, a taxa nominal de juros de equilíbrio de longo prazo<sup>37</sup>.

A dinâmica de ajuste entre a taxa de juros efetiva e a meta de juros para cada período capta a tendência dos BCs em suavizar o ajuste, e é especificada do seguinte modo:

$$i_t = (1 - \rho)i_t^* + \rho i_{t-1} + v_t, \quad (28)$$

em que  $\rho \in [0,1]$  e  $v_t$  é um choque aleatório (*i.i.d*) da taxa de juros. Combinando as equações (27) e (28) e eliminando as variáveis de previsão não observadas e escrevendo-a em termos de variáveis realizadas obtêm-se:

$$i_t = (1 - \rho)\alpha + (1 - \rho)\beta\pi_{t,k} + (1 - \rho)\gamma x_t + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (29)$$

Levando em consideração a possibilidade da influência de outras variáveis importantes no modelo, para além da inflação e o produto, alternativamente, foi estimado uma função de reação que permitiu a inclusão de variáveis como: taxa real de câmbio, taxa nominal de juros externa, oferta monetária e inflação defasada<sup>38</sup>. Tomando  $z_t$  como o conjunto de variáveis além da inflação e produto, tem-se:

$$i_t = (1 - \rho)\{\alpha + \beta E[\pi_{t,k}|I_t] + \gamma E[x_t|I_t] + \xi E[z_t|I_t]\} + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (30)$$

Inicialmente foi estimada uma função de reação básica e uma alternativa para cada membro do grupo G3. A metodologia utilizada para encontrar os parâmetros foi o método dos momentos generalizados (MMG). Os dados são mensais e o horizonte de previsão de inflação consiste em um ano, sendo o valor  $k$  na equação (30) igual a 12. Foi usado o índice de produção industrial como *proxy* para o produto real, o índice de preços ao consumidor para medir a inflação e a taxa de empréstimo interbancário como amostra do instrumento de política. O hiato do produto foi obtido através de um modelo de tendência quadrática como

<sup>37</sup> segundo os autores, também é possível usar os parâmetros  $\beta$  e  $\alpha$  para absorver uma estimativa da meta da taxa de inflação do BC. Enquanto o modelo empírico não identifica separadamente  $\pi^*$  e  $r^*$  (taxa real de juros de equilíbrio de longo prazo), ele fornece uma relação entre essas duas variáveis que depende de  $\alpha$  e  $\beta$ . Especificamente, dado que  $\alpha = i^* - \beta\pi^*$  e  $i^* = r^* + \pi^*$ , então  $\alpha = r^* + (1 - \beta)\pi^*$ , o que implica que  $\pi^* = (r^* - \alpha)/(\beta - 1)$ . Se a amostra for suficientemente grande, pode-se usar a taxa real média da amostra para estimar  $r^*$ .

<sup>38</sup> Clarida, *et. al.* (1998), na amostra, ponderam a possibilidade de que apesar de alguns BCs não terem sacrificado completamente o controle monetário, eles podem ter seguido políticas para manter as taxas de câmbio dentro de limites razoáveis. Essa alternativa é particularmente interessante para os países pertencentes aos E3, uma vez que estas enfrentaram significativas restrições impostas pelo Sistema Monetário Europeu principalmente pelo mecanismo da taxa de câmbio que vigorava nessa época, e pela forte influência do BC alemão (*Bundesbank*) na gestão monetária nesses países. A inclusão da inflação defasada, foi importante para se testar e comparar a especificação *forward looking* em relação especificação *backward looking*.

estimativa do produto potencial. O início do período amostral de cada país é: Março de 1979 para o BC da Alemanha, Abril de 1979 para o BC do Japão e Outubro de 1979 para o FED, ocasião em que segundo os autores, o combate a inflação se tornou o principal objetivo da política monetária. Especificamente, os dados amostrais para a Alemanha cobrem o período de Março de 1979 a Dezembro de 1993, para o Japão, de Abril de 1979 a Dezembro de 1994, e finalmente para os EUA, o período de Outubro de 1979 a Dezembro de 1994.

Por fim, os instrumentos utilizados para a estimação dos parâmetros incluem valores defasados de 1, 6, 9 e 12 períodos das seguintes variáveis: inflação, hiato do produto, diferença logarítmica do índice de preços de uma *commodity* mundial<sup>39</sup>, diferença logarítmica da taxa real de câmbio da moeda do país em relação ao dólar americano, e taxa nominal de juros.

Uma análise global mostra que, no período analisado, as economias pertencentes ao G3 adotaram um comportamento não acomodatório a choques inflacionários, ou seja, o instrumento respondeu suficientemente para inibir choques de pressões inflacionárias e estabilizar a economia, mas por outro lado, é possível concluir que, devido ao elevado coeficiente de inércia, a política foi amplamente gradualista. Segundo os autores, o modelo que melhor explicou o comportamento das três economias foi a especificação *forward looking* básica. No entanto, no caso dos EUA, como o agregado monetário M2 se mostrou significativamente importante no ajuste de política, as estimativas apresentadas no presente trabalho, para este país, referem-se a uma especificação alternativa *forward looking*. A Tabela 1 apresenta o resumo das estimativas dos coeficientes para os G3.

Tabela 1 - Resumo das estimativas dos coeficientes da função de reação dos G3 (Clarida *et. al*)

Países	Modelo	Data/ mensal	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$\xi$	$\rho$
Alemanha	<i>forward looking</i>	03/1979- 12/1993	3,14 (0,28)	1,31 (0,09)	0,25 (0,04)		0,91 (0,01)
Japão	<i>forward looking</i>	04/1979- 12/1994	1,21 (0,44)	2,04 (0,19)	0,08 (0,03)		0,93 (0,01)
EUA	<i>forward looking</i>	10/1979- 12/1994	0,8 (0,51)	1,05 (0,14)	0,44 (0,07)	0,53 <sup>b</sup> (0,08)	0,90 <sup>a</sup> (0,05)
EUA	<i>forward looking</i>	10/1982- 12/1994	1,03 (0,25)	1,26 (0,24)	0,52 (0,06)	0,21 <sup>b</sup> (0,04)	0,96 <sup>a</sup> (0,04)

Nota: Os subscritos a e b representam respectivamente o valor do coeficiente de defasagem da taxa de juros somado em duas defasagens ( $\rho_1 + \rho_2$ ), e o coeficiente do agregado M2. Desvio padrão entre parênteses.

Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados obtidos por Clarida, et. al. (1998)

<sup>39</sup> No trabalho, os autores não especificam a *commodity* usada.

Começando pela Alemanha, o modelo básico, mostra claramente um comportamento estabilizador em relação à inflação, um coeficiente de hiato do produto menor que o proposto por Taylor (1993), e uma postura inercial. As estimativas para as especificações alternativas mostraram que: a inserção de um componente de defasagem para a inflação foi não significativo, rejeitando, assim, a especificação *backward looking*; a inclusão do agregado monetário (oferta monetária) também não foi significativo, não alterando em nada os demais parâmetros; a inclusão da taxa de juros externa (*Fed funds rate*) e da taxa real de câmbio (marco alemão/dólar) apesar de apresentarem valores estatisticamente significativos e com sinais corretos, mostraram baixa magnitude com efeito desprezível dessas variáveis sobre o ajuste da taxa. Os valores para os coeficientes são:  $\xi_a = 0,12$ ,  $\xi_b = 0,7$ ,  $\xi_c = 0,07$ ,  $\xi_d = 0,05$ <sup>40</sup>.

Em relação ao Japão, todos coeficientes foram significativos. Pelos resultados, vê-se que no período analisado o BC do Japão exerceu um controle muito maior da inflação do que em relação à estabilidade do produto, porém, a sua postura também foi bastante inercial. Quanto à estimação alternativa, a especificação *backward looking* também não se mostrou significativa e a inclusão da oferta monetária apesar de significativa ao nível de 5% não se mostrou importante devido ao seu baixo valor<sup>41</sup>. A inserção da taxa nominal de juros do FED ou da taxa real de câmbio yen/dólar, apesar de serem estatisticamente significativos a 5%, apresentaram efeitos pouco relevantes (valores muito pequenos). Além do mais, a inclusão dessas variáveis não causa mudanças relevantes no modelo básico. Os valores para os coeficientes são:  $\xi_a = 0,06$ ,  $\xi_b = 0,07$ ,  $\xi_c = 0,09$ ,  $\xi_d = 0,09$ .

No caso dos Estados Unidos, diferentemente do modelo utilizado para Alemanha e Japão, o modelo que melhor se ajustou foi:

$$i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2)(\alpha + \beta\pi_{t,k} + \gamma x_t + \xi z_t) + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + \varepsilon_t, \quad (31)$$

Os instrumentos usados no método de estimação são praticamente os mesmos dos dois casos anteriores, exceto os juros estrangeiros e a taxa real de câmbio que não aparecem como variáveis explicativas. Os resultados da especificação básica foram os seguintes:  $\beta = 1,79$ ,  $\gamma = 0,07$ ,  $\rho_1 + \rho_2 = 0,92$ ,  $\alpha = 0,26$ . Novamente, vê-se um comportamento agressivo com relação ao combate da inflação, e uma menor preocupação com a atividade econômica, o que indica que

<sup>40</sup>  $\xi_a$  é a inflação defasada;  $\xi_b$  representa o coeficiente da variável agregado monetário medido como o desvio entre o *log* do estoque monetário real ou atual e a meta oficial (nesse caso do *Bundesbank*);  $\xi_c$  é o coeficiente da taxa de juros externa (nesse presente caso é o *Fed Funds rate*); e  $\xi_d$  representa o coeficiente do nível da taxa real de câmbio marco alemão/dólar americano. É importante salientar que a inclusão dessas variáveis no modelo básico foi efetuada individualmente, causando pequenas alterações nos parâmetros do modelo básico - alterações irrelevantes quanto a interpretação dos resultados e a significância dos parâmetros se comparado com o modelo básico.

<sup>41</sup> Devido a falta de dados históricos sobre a meta de oferta monetária do BC do Japão, foi utilizado na função de reação a média do crescimento monetário (M2) dos três últimos meses.

o hiato do produto foi considerado apenas como uma medida de previsão para a inflação futura. É também possível identificar uma postura inercial. A introdução da inflação defasada para além de não ser significativa possui sinal negativo. Quando introduzida a variável crescimento monetário seu valor foi estatisticamente significativo e de grande magnitude, se comparado com os resultados estimados para outros BCs, levando a crer que o FED reagiu não só a variações no crescimento monetário, como também ao hiato do produto. O coeficiente do desvio de expectativas de inflação apesar de ter reduzido continuou acima de 1. De acordo com Clarida, *et. al.* (1998), o resultado do coeficiente de crescimento monetário significativamente relevante, está associado com o curto período da direção de *Volker*, em que as operações eram focadas para o alcance de metas específicas para as reservas bancárias do FED. Desse modo, mudou-se o período de início da análise de Outubro de 1979 para Outubro de 1982 e foram estimadas novas funções de reação para a especificação básica e alternativa. Os valores mostram que os parâmetros da especificação básica sofreram uma pequena alteração, com exceção do coeficiente do hiato do produto. Os resultados são os seguintes:  $\beta = 1,83$ ,  $\gamma = 0,56$ ,  $\rho_1 + \rho_2 = 0,97$ ,  $\alpha = -0,10$ . Alternativamente, a inflação defasada mostrou ser não significativa e o valor do crescimento monetário reduziu de 0,53 para 0,21.

Quanto ao grupo E3 (França, Itália, Reino Unido) foi aplicado o mesmo procedimento aplicado aos países do G3. O método de estimação dos parâmetros dos modelos foi o método dos momentos generalizados (MMG), com dados amostrais mensais. O índice de preços ao consumidor foi usado como medida da inflação, o índice de produção industrial para medida do produto e a taxa de empréstimo interbancário para a taxa de juros de curto prazo. Os instrumentos usados no método de estimação são semelhantes aos utilizados para a Alemanha e Japão, exceto o crescimento monetário e a inflação defasada que não foram incluídos na função de reação. Assim, o método de estimação inclui valores defasados de 1, 6, 9 e 12 períodos, das seguintes variáveis: inflação, hiato do produto, diferença do *log* do índice de preço de uma *commodity* mundial, taxa de juros nominal, *log* da taxa real de câmbio da moeda do país com relação ao marco alemão e a taxa básica de juros do BC da Alemanha.

O período amostral para Inglaterra parte de Junho de 1979 a Outubro de 1990, para França cobre o período de Maio de 1983 a Dezembro de 1989, e para a Itália, vai de Junho de 1981 a Dezembro de 1989. Foram estimadas tanto especificações básicas como alternativas para cada país. Contudo, a Tabela 2 apresenta os valores dos coeficientes da função alternativa – onde foi introduzida a variável taxa de juros da Alemanha – por apresentar valores significativos e altamente impactantes na condução da política desses países. Resumindo, a condução da

política monetária alemã teve uma forte influência sobre a condução da política dos países pertencentes aos E3, muito mais que as condições internas<sup>42</sup>.

Tabela 2 - Resumo das estimativa dos coeficientes da função de reação dos E3 (Clarida *et. al.*)

Países	Modelo	Data/ Mensal	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$\xi$	$\rho$
Inglaterra	<i>forward</i>	06/1979-	4,89	0,48	0,28	0,6 <sup>c</sup>	0,87
	<i>looking</i>	10/1990	(0,40)	(0,05)	(0,02)	(0,07)	(0,01)
França	<i>forward</i>	05/1983-	2,16	0,59	-0,07	1,14 <sup>c</sup>	0,87
	<i>looking</i>	12/1989	(0,23)	(0,02)	(0,03)	(0,05)	(0,01)
Itália	<i>forward</i>	06/1981-	6,03	0,59	-0,03	0,59 <sup>c</sup>	0,93
	<i>looking</i>	12/1989	(0,28)	(0,04)	(0,05)	(0,04)	(0,01)

Nota: O subscrito c representa o valor do coeficiente da taxa básica de juros da Alemanha introduzida no modelo. Desvio padrão entre parênteses.

Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados obtidos por Clarida, *et. al.* (1998)

Iniciando com o modelo básico, as estimativas mostraram que o BC da Inglaterra não praticou uma política agressiva em relação ao controle da inflação pois o valor de  $\beta$  é ligeiramente menor do que a unidade. No entanto, o valor muito grande de  $\alpha$  sugere que possa haver algum tipo de erro de especificação, pois, levando-se em consideração a nota de rodapé 1, a estimativa da taxa real de juros de equilíbrio de longo prazo, calculada a partir de um valor de meta de inflação igual à considerada para a Alemanha (2%) é igual a 5,72%, o que é considerado muito alto. Os valores para o modelo básico são:  $\beta = 0,98$ ,  $\gamma = 0,19$ ,  $\rho = 0,92$ ,  $\alpha = 5,76$ . O modelo alternativo que permite a introdução da taxa básica de juros do BC da Alemanha na função de reação, apresentou um coeficiente significativo e de grande magnitude mostrando a influência da política monetária alemã sobre a decisão política do BC da Inglaterra. Por outro lado, a adição dessa variável causou a redução considerável em  $\beta$  (0,48) e  $\alpha$  (4,89). A adição da taxa real de câmbio libra/marco alemão, apesar de significativo estatisticamente mostrou-se não importante devido ao seu ínfimo peso na decisão política. Mesmo com ou sem a introdução de um modelo alternativo o coeficiente de inércia é consideravelmente elevado.

O BC francês com um coeficiente do hiato de inflação ligeiramente superior a unidade, no modelo básico, mostrou uma postura mais agressiva em relação ao controle da inflação. Contudo, o valor de  $\alpha$  muito elevado, também pode indicar um possível erro de especificação. Os autores reforçam essa ideia, porque a taxa real de juros de equilíbrio de longo prazo igual a

<sup>42</sup> Usando a regra de política do *Bundesbank* (BC da Alemanha) como referência, os autores constataram que, no momento do colapso do Sistema Monetário europeu, a taxa de juros em cada um dos países pertencentes aos E3 eram muito maiores do que sugeriam as condições macroeconômicas internas.

6,01% é muito elevada para um valor de meta de inflação de 2%. O resultado para o modelo básico resume-se:  $\beta = 1,13$ ,  $\gamma = 0,88$ ,  $\rho = 0,95$ ,  $\alpha = 5,75$ . No modelo alternativo, a adição da taxa de juros básica alemã na função de reação da França causa uma considerável redução nos valores de  $\alpha$  e  $\beta$ , e o seu efeito sobre a decisão de política é ainda maior se comparado com o BC da Inglaterra, o que leva a crer que o impacto da política externa alemã sobre as decisões de política francesa foi consideravelmente maior que as variáveis internas. A introdução da taxa real de câmbio real franco/marco alemão causou uma elevação de  $\alpha$  ainda maior que a especificação básica, levando a crer que haja um erro de especificação.

Em relação ao modelo básico para o BC da Itália, o valor do coeficiente do hiato da inflação menor que a unidade mostrou uma postura menos agressiva no combate a inflação, entretanto, novamente esse valor tem que ser interpretado com cautela, pois um valor muito alto de  $\alpha$  e consequentemente, um resultado para a taxa real de juros de equilíbrio de longo prazo elevado (6,94%) dada uma meta de inflação de longo prazo de 2%, pode sugerir um possível erro de especificação. O valor dos coeficientes para o modelo básico são:  $\beta = 0,90$ ,  $\gamma = 0,22$ ,  $\rho = 0,95$ ,  $\alpha = 7,14$ . Adicionando a taxa de juros alemã no modelo é notório a influência do *Bundesbank* sobre a condução da política monetária do BC da Itália. Mantendo-se constante a expectativa da inflação e do produto, um aumento de um ponto percentual na taxa de juros alemã induz um aumento de 59 pontos base na taxa de juros básica do BC da Itália. A introdução dessa variável também levou a uma ligeira redução no valor de  $\alpha$  e uma acentuada redução no valor de  $\beta$ . No outro modelo alternativo, a adição da taxa real de câmbio lira/marco alemão não foi relevante na função de reação, possuindo um coeficiente de baixa magnitude e com sinal invertido.

Apesar das divergências quanto às especificações entre ambos os grupos, uma característica comum é o elevado grau do coeficiente de inércia.

### 3.1.2 Castelnovo (2003)

Castelnovo (2003) estimou uma regra de Taylor simples para os EUA e para os países pertencentes a zona do Euro (União Monetária Europeia – UME) agregando os dados desses países numa média ponderada. O principal objetivo do Castelnovo (2003) foi focar principalmente no debate acerca da persistência da taxa de juros de curto prazo dos BCs, levando em consideração a crítica levantada por Rudebusch (2002) acerca do elevado coeficiente de inércia encontrado nos trabalhos empíricos. Nesse sentido, antes de prosseguir com os resultados e os argumentos propostos por Castelnovo (2003) contra a crítica

levantada por Rudebusch (2002) a respeito da visão do gradualismo de política apresentado pela literatura convencional, faz-se necessário pontuar formalmente a crítica de Rudebusch e as contribuições de English, *et. al.* (2002) ao argumento apresentado por Castelnuovo (2003). Em seu trabalho, Rudebusch (2002) criticou a literatura convencional acerca do gradualismo da política monetária, e tentou mostrar que as constatações empíricas a respeito de um elevado grau de inércia numa frequência trimestral não passam de uma "ilusão", ou seja, que a hipótese do gradualismo diz respeito a um processo exógeno e não endógeno como a literatura convencional defende. Para Rudebusch (2002), o alto grau de ajustamento parcial encontrado na literatura é causado potencialmente por variáveis omitidas serialmente correlacionadas, ou seja, por uma alta correlação nos resíduos.

O autor testou a não significância da hipótese do ajustamento parcial formalizando um modelo que combinou a especificação do ajustamento parcial,

$$i_t = (1 - \rho)i_t^* + \rho i_{t-1} + v_t \quad (\text{onde } v_t \text{ é um processo de ruído branco}) \quad (32)$$

à uma especificação que capta a correlação serial nos resíduos:

$$i_t = i_t^* + \varepsilon_t, \text{ em que } \varepsilon_t = \rho_\varepsilon \varepsilon_{t-1} + v_t, \quad (33)$$

ou seja,  $\varepsilon_t$  segue um processo AR(1). Juntando os modelos chega-se a seguinte regressão:

$$i_t = (1 - \rho)i_t^* + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ sendo } \varepsilon_t = \rho_\varepsilon \varepsilon_{t-1} + v_t. \quad (34)$$

Levando em consideração que  $i_t^*$  representa o efeito global da taxa de Taylor em uma dinâmica de ajustamento parcial e/ou correlação serial, Rudebusch (2002) concentrou sua análise tanto na formalização *backward looking* original de Taylor (1993) como na formalização *forward looking* adaptada por Clarida, *et. al.* (1998, 1999, 2000)<sup>43</sup>.

Assim, trabalhando com a equação (34) conjuntamente com as alternativas *backward looking* e *forward looking* o autor testou primeiramente, a significância do ajustamento parcial e depois o processo de correlação serial. No entanto, o teste não rejeitou ambas as propostas. A justificativa de Rudebusch foi de que existe um problema de identificação, pois é muito difícil distinguir a dinâmica resultante de um mecanismo de ajustamento parcial e àquela induzida pela correlação serial, uma vez que ambos os processos podem levar à mesma trajetória do instrumento de política.

Por outra via, Rudebusch (2002) explorou regressões da estrutura termo padrão objetivando mostrar que o poder preditivo do mercado a respeito de mudanças futuras da taxa de juros de

---

<sup>43</sup> Formalmente as representações *backward looking* e *forward looking* apresentadas por Rudebusch (2002) possuem características similares aos modelos (2) e (3) desenhados no capítulo 2 do presente trabalho. Seguindo Rudebusch (2002) o modelo *backward looking* é representado por  $i_t^* = c + \beta \bar{\pi}_t + \gamma x_t$  (em que  $c$  é uma constante,  $\bar{\pi}_t$  é a média da inflação dos quatro trimestres e  $x_t$  é o hiato do produto), e a especificação *forward looking* representada por  $i_t^* = c + \beta E_{t-1} \bar{\pi}_{t+4} + \gamma E_{t-1} x_t$  (onde  $E_{t-1}$  é o operador de expectativas no período t-1).

curto prazo em mais de um trimestre é muito baixo. A alegação do autor é que o nível de taxa de juros não pode ser explicado por um elevado grau de ajustamento parcial, porque se assim o fosse, agentes que agem racionalmente seriam capazes de prever os valores futuros das taxas ajustadas trimestralmente com um alto grau de precisão, o que segundo ele, não é confirmado.

Contudo, em relação à combinação dos dois processos (ajustamento parcial e correlação serial nos resíduos), Castelnouvo (2003) embasado nas contribuições de English, *et. al.* (2002) mostrou que enquanto as duas especificações, (32) e (33), têm implicações semelhantes para o comportamento do nível da taxa de juros, essa semelhança não se sustenta quando é levada em consideração as primeiras diferenças dos dois processos. Assim, aplicando a primeira diferença na equação (32) e após alguma álgebra é possível chegar na seguinte formalização:

$$\Delta i_t = (1 - \rho)\Delta i_t^* + (1 - \rho)(i_t^* - i_{t-1}) + v_t, \quad (35)$$

Diferentemente, a equação (32) chega na seguinte alternativa:

$$\Delta i_t = \Delta i_t^* + (1 - \rho_\varepsilon)(i_{t-1}^* - i_{t-1}) + v_t, \quad (36)$$

Analisando a equação (36) é possível verificar que não existe um ajustamento inercial, pois a variação da taxa de Taylor ( $\Delta i_t^*$ ) causa uma reação imediata e integral no ajustamento da taxa de política, o que é completamente diferente da equação (35). Desse modo, é possível construir um teste direto para o ajustamento parcial comparando-o com a hipótese de correlação serial.

Assim, English, Nelson e Sack (2002) estimaram o seguinte modelo empírico:

$$\Delta i_t = \theta_2 \Delta i_t^* + \theta_3 (i_{t-1}^* - i_{t-1}) + v_t \quad (37)$$

e testaram a hipótese nula

$$H_{0_{SC}}: \theta_2 = 1 \quad (38)$$

Sob a hipótese nula (38) a especificação de correlação serial é válida<sup>44</sup>. Segundo os autores, os resultados mostraram que a hipótese nula foi rejeitada, mostrando que o processo de autocorrelação não é a única força motora que induz a trajetória gradual do instrumento de política implementada pelo BC dos EUA, fortalecendo, ainda mais, a importância do processo de ajustamento parcial na elaboração de política. Os autores também testaram um modelo equivalente à função (34) e constataram que ambos os processos são suportados pelos dados.

Seguindo a mesma linha de English, *et. al.* (2002), Castelnouvo (2003) estendeu o estudo, analisando diversas especificações da regra de Taylor, ou seja, permitiu a introdução de variáveis omitidas (consideradas importantes), com o objetivo de verificar se essas omissões são capazes de compensar o elevado grau do coeficiente de inércia verificado na literatura, e

---

<sup>44</sup> A rejeição da hipótese nula (38) implica na rejeição de um puro processo de correlação serial como a única força motora do gradualismo de política implementado pelo BC.

assim fundamentar a crítica de Rudebusch (2002) ou não, e expandindo o estudo para os países da zona do Euro.

Adicionalmente às especificações *backward looking* e *forward looking* usadas na análise empírica, Castelnuovo (2003), com o objetivo de avaliar a possibilidade de variáveis omitidas, enriqueceu a regra de Taylor do seguinte modo:

$$i_t^* = c + \beta \bar{\pi}_t + \gamma x_t + \xi z_t \quad (39)$$

Onde, por um lado, para a economia americana,  $z_t$  representa duas possíveis variáveis: uma variável que capta as preferências assimétricas do BC relacionada ao objetivo real ( $z_t = x_t^2$  - transformação quadrática do nível do hiato do produto); e uma variável que capta a medida do *spread* do crédito entre os títulos corporativos e as obrigações do tesouro, com a finalidade de controlar o impacto das condições do mercado financeiro sobre o ajuste da taxa.

Por outro lado, para a União Monetária Europeia (UME),  $z_t$  representa três possíveis variáveis: o agregado monetário M3; a taxa básica de juros norte americana (*federal funds rate*); e a taxa de câmbio Euro/Dólar<sup>45</sup>.

Inicialmente, Castelnuovo (2003) estimou a equação (37) para testar as hipóteses de ajustamento parcial e correlação serial, levando em consideração as três possíveis especificações (*backward looking*, *forward looking*, e o modelo ajustado para possíveis variáveis omitidas (39)). Em segundo momento, o autor estimou o modelo (34) com a finalidade de verificar a significância conjunta dos parâmetros de suavização. Os dados da economia americana correspondem ao período de 1987 a 1999, e para os países da zona do Euro (UME) o período analisado é de 1980 a 2000, sendo que em ambos, os dados são trimestrais. Quanto ao modelo *backward looking* e o adaptado para as variáveis omitidas, foi adotado um estimador quadrático não linear na estimação dos parâmetros, e em relação ao modelo *forward looking* o método de estimação foi o dos momentos generalizados (MMG).

A Tabela 3 apresenta os resultados do modelo (37) para a economia americana com as devidas adaptações para regra de Taylor.

---

<sup>45</sup> Segundo o autor, o agregado monetário M3 era importante antes da criação da UME e, pelo menos até o período em que a análise foi efetuada, continuava sendo um dos pilares da estratégia de política monetária do BC europeu. As duas variáveis (*federal funds rate* e taxa de câmbio Euro/Dólar) funcionam como *proxy* para pressões externas que possam afetar a zona do Euro.

Tabela 3 - Função de reação (37) para economia americana: Castelnuovo (1987-1999)

Modelo	$\beta$	$\gamma$	$\xi$	$\theta_2$	$\theta_3$	$\bar{R}^2$	$H_0: \theta_2=1$ (p-valor)
Modelo básico	1,508* (0,405)	0,864* (0,195)		0,440* (0,167)	0,197* (0,070)	0,954	0,002*
<i>Forward looking</i>	1,146* (0,114)	1,066* (0,081)		0,219* (0,034)	0,245* (0,027)	0,919	0,000*
Preferências assimétricas	1,438* (0,330)	0,969* (0,135)	-0,224* (0,075)	0,332* (0,151)	0,301* (0,057)	0,965	0,000*
<i>Spread</i> do crédito	1,363* (0,241)	0,826* (0,075)	-2,611* (0,531)	0,392* (0,071)	0,290* (0,073)	0,979	0,000*

Nota: \*, \*\* e \*\*\* representam respectivamente 1%, 5% e 10%. Desvio padrão entre parênteses.  $\bar{R}^2 = R^2$  ajustado. Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados obtidos por Castelnuovo (2003)

Com base na Tabela 3 é possível verificar que os valores dos parâmetros foram robustos em todas as especificações. Os valores para o coeficiente da inflação maior que um, confirmou que a condução da política monetária americana no período analisado foi estabilizadora em relação à inflação. O coeficiente do hiato do produto levemente maior do que o valor proposto pela regra de Taylor original, também foi estatisticamente significativo.

O parâmetro das possíveis variáveis omitidas também apresentaram significância estatística e sinal esperado nos dois casos. No primeiro caso, parece haver um suporte em relação a conjectura das "preferências assimétricas". Ou seja, o sinal negativo relacionado com a medida quadrática do hiato do produto na regra de Taylor indica uma resposta historicamente mais branda da política monetária quando o nível atual do produto está acima do seu potencial do que quando está a baixo. Em relação ao coeficiente do *spread* do crédito o resultado mostra uma reação particularmente negativa da taxa de política à um aumento nessa variável, confirmando assim a influência do mercado financeiro no ajuste da política. Mas o mais importante diz respeito ao p-valor do teste de Wald que testou a hipótese nula (38). O resultado para esse teste apresentou uma rejeição à 99% do nível de confiança em relação aos quatro casos investigados, descartando, assim, o processo de autocorrelação como o único mecanismo que descreve a trajetória inerte da taxa de juros norte americana.

Em segundo momento, Castelnuovo (2003) estimou o modelo abrangente (34) afim de avaliar as duas hipóteses conjuntamente. A Tabela 4 apresenta os resultados da estimação do modelo (34) com as devidas possibilidades da regra de Taylor.

Tabela 4 - Função de reação (34) para a economia americana: Castelnovo (1987-1999)

Modelo	$\beta$	$\gamma$	$\xi$	$\rho$	$\rho_\varepsilon$	$\bar{R}^2$
Modelo Básico	1,397* (0,371)	0,749* (0,209)		0,609* (0,146)	0,579* (0,202)	0,965
<i>Forward looking</i>	1,379* (0,529)	0,803* (0,174)		0,846* (0,037)	0,438* (0,073)	0,937
Preferências assimétricas	1,433* (0,265)	0,677* (0,132)	-0,185** (0,072)	0,637* (0,096)	0,379** (0,175)	0,970
<i>Spread</i> do crédito	1,359* (0,195)	0,781* (0,091)	-2,346* (0,512)	0,618* (0,065)	0,318 (0,161)	0,980

Nota:\*, \*\* e \*\*\* representam respectivamente 1%, 5% e 10%. Desvio padrão entre parênteses.  $\bar{R}^2 = R^2$  ajustado.

Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados obtidos por Castelnovo (2003)

Os resultados mostram que os parâmetros de todas as especificações da regra de Taylor adotadas também são estatisticamente significativos e consistentes com outros resultados empíricos. A adição da variável  $z_t$  torna-se bastante relevante no ajustes da trajetória da taxa básica de juros norte americana pois, quando a regra de Taylor padrão e o modelo *forward looking* são empregados, há uma forte evidência de correlação serial nos resíduos estimados. No entanto, quando se estima a regra de Taylor com o hiato do produto "assimétrico", o grau de significância do coeficiente de correlação serial decresce para 5%, e torna-se irrelevante quando esta é estimada incluindo-se o *spread* do crédito.

Castelnovo (2003) ao analisar a zona do Euro sintetizou os dados de cada país agregando-os num único indicador. Por exemplo, para o PIB, construiu uma média ponderada do PIB dos 11 países individuais considerados na análise<sup>46</sup>. Para além de outras variáveis omitidas, o autor também investigou a possibilidade de assimetria em relação à reação a variações do hiato do produto como no caso norte americano. A Tabela 5 mostra os resultados da especificação (37) para os países da zona do Euro.

<sup>46</sup> Os países considerados na análise foram: Áustria, Bélgica, Finlândia, França, Alemanha, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Portugal, Espanha e Holanda. O autor escolheu utilizar dados sintetizados dos agregados porque posteriormente pretendia comparar os resultados obtidos para a zona do euro como um todo com os resultados obtidos para os EUA, devido a similaridade no tamanho e da importância relativa do comércio exterior. Por outro lado, a possibilidade de se agregar os dados sinteticamente se insere na constatação de um esforço comum dessas economias, pelo menos a partir do início dos anos 1980, em combater a inflação, sob a gestão da política monetária pelo BC europeu. No entanto, a criação de dados sintéticos envolve a agregação de séries diferentes, cujas dinâmicas são de alguma forma heterogêneas.

Tabela 5 - Função de reação (37) para os países da UME: Casltelnuovo (1980-2000)

Modelo	$\beta$	$\gamma$	$\xi$	$\theta_2$	$\theta_3$	$\bar{R}^2$	$H_0: \theta_2=1$ (p-valor)
Modelo básico	1,391* (0,272)	0,965* (0,275)		0,236** (0,161)	0,161** (0,071)	0,976	0,002*
<i>Forward looking</i>	1,925* (0,113)	0,755* (0,092)		0,089 (0,103)	0,272* (0,060)	0,977	0,000
Preferências assimétricas	1,453* (0,319)	1,094* (0,490)	-0,062 (0,195)	0,210** (0,098)	0,144 (0,072)	0,975	0,000
Dólar\$/Euro	1,290* (0,306)	1,160* (0,356)	-3,398 (2,164)	0,225** (0,101)	0,149** (0,062)	0,976	0,000
M3	1,013* (0,339)	0,792* (0,216)	1,832 (1,176)	0,154** (0,061)	0,206* (0,074)	0,977	0,000

Nota:\*, \*\* e \*\*\* representam respectivamente 1%, 5% e 10%. Desvio padrão entre parênteses.  $\bar{R}^2 = R^2$  ajustado.  
Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados obtidos por Castelnovo (2003)

Os resultados estimados para a regressão (37) mostraram mais uma vez a importância do ajustamento parcial para explicar o dinamismo da taxa de juros de curto prazo. A hipótese nula (38) foi fortemente rejeitada em todas as diferentes especificações da regra de Taylor consideradas. Quase todas as estimativas do coeficiente de inflação sugerem que os países da zona do euro adotaram uma postura agressiva no combate à inflação. O coeficiente do hiato do produto também foi estatisticamente significativo e maior do que o proposto por Taylor (1993). As variáveis omitidas que foram analisadas não apresentaram relevância estatística. Também foi estimada a função (34) para os países da zona do Euro com a finalidade de verificar a significância conjunta dos parâmetros que captam a dinâmica de reajuste. A Tabela 6 disponibiliza os resultados dessas estimativas.

Tabela 6 - Função de reação (34) para os países da UME: Castelnuovo (1980-2000)

Modelo	$\beta$	$\gamma$	$\xi$	$\rho$	$\rho_\varepsilon$	$\bar{R}^2$
Modelo básico	1,285* (0,245)	0,822** (0,328)		0,795* (0,079)	0,449* (0,120)	0,980
<i>Forward looking</i>	2,039* (0,139)	0,743* (0,163)		0,755* (0,035)	0,233 (0,173)	0,980
Preferências assimétricas	1,273* (0,253)	0,789** (0,376)	0,023 (0,121)	0,793* (0,082)	0,454* (0,125)	0,980
Dólar\$/Euro	1,201* (0,283)	0,974** (0,419)	-3,001 (3,622)	0,804* (0,079)	0,440* (0,121)	0,980
M3	1,113* (0,296)	0,789** (0,302)	0,897 (0,766)	0,793* (0,076)	0,424* (0,120)	0,981

Nota:\*, \*\* e \*\*\* representam respectivamente 1%, 5% e 10%. Desvio padrão entre parênteses.  $\bar{R}^2 = R^2$  ajustado.  
Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados obtidos por Castelnovo. (2003).

O autor sugere que a estimação do modelo (34) levou à constatação de que a política implementada na Europa durante o período analisado pode ser descrita por uma regra de Taylor padrão que capta o componente de suavização. Todas as outras variáveis consideradas no modelo apresentaram sinal correto, mas a significância estatística é irrelevante. As especificações apresentadas também confirmam a coexistência entre o processo de ajustamento parcial e a correlação serial como determinantes da política monetária. No entanto, uma ressalva se faz ao modelo *forward looking* que não apresentou nenhum traço de correlação serial, sendo a especificação que melhor se ajustou aos dados.

Resumindo, a partir das estimações efetuadas por Castelnuovo (2003) é possível constatar que tanto para a economia americana como para os países pertencentes à zona do euro, a dinâmica do ajustamento parcial é fundamental para explicar a trajetória política, apesar de existirem alguns traços de correlação nos choques. Contudo, no caso dos EUA esses traços podem ser devido às variáveis omitidas como o indicador das preferências assimétricas ou o *spread* do crédito. Quando essas variáveis são adicionadas à regressão a significância estatística do coeficiente  $\rho_\varepsilon$  decresce substancialmente. Em relação a UME, as variáveis omitidas não assumiram papel relevante para explicar o processo de autocorrelação serial, e a especificação *forward looking* foi suficiente para explicar a persistência na taxa de juros de curto prazo.

### 3.1.3 Mohanty e Klau (2004)

Mohanty e Klau (2004), através da estimação de uma regra de Taylor adaptada para uma economia aberta, analisaram o comportamento da política monetária de treze BCs de países emergentes entre o período de 1995 a 2002, a saber: Coréia, Taiwan, Tailândia, Índia, Filipinas, México, Chile, Brasil, Peru, República Tcheca, Hungria, África do Sul e Polônia. O principal objetivo do estudo era avaliar se os BCs dos países emergentes reagem à inflação, ao hiato do produto e principalmente, à variação da taxa de câmbio, como forma de suportar a hipótese *fear of floating* defendida por Calvo e Reinhart (2000).

Nessa perspectiva, Mohanty e Klau (2004) estimaram, inicialmente, uma especificação básica *backward looking* que reage à taxa de inflação corrente, ao nível do hiato do produto e à variação da taxa de câmbio para cada país. No entanto, os autores também estimaram algumas especificações alternativas como forma de avaliar a robustez dos resultados e testar possíveis fontes de instabilidade nos parâmetros do modelo básico (que podem ser causadas pela introdução direta dos valores absolutos da inflação e das mudanças nas taxas de câmbio na função de reação, e pela influência das mudanças nos regimes de política monetária e cambial

efetuadas pela maior parte dos países entre o período de 1998 e 1999)<sup>47</sup>. Assim, foi estimado uma especificação também *backward looking* mas que reage aos desvios da taxa de inflação e da taxa de câmbio em relação aos seus níveis de meta, e uma versão *forward looking* da primeira função de reação, em que as autoridades reagem às expectativas das variáveis, ou seja, eles assumem que a política monetária antecipa os efeitos ao invés de ser reativa. A metodologia usada para estimação da primeira e segunda especificação foi o *método de mínimos quadrados ordinários* (MQO), e da terceira especificação foi o *método dos momentos generalizados* (MMG), usando como instrumentos os valores defasados da taxa nominal de juros e valores correntes e defasados do crescimento monetário, do crescimento das exportações, da taxa de câmbio e do hiato do produto<sup>48</sup>.

Antes da estimação e discussão dos resultados, foram analisadas algumas estatísticas inerentes à volatilidade e à correlação entre as variáveis e, constatou-se que, por um lado, em muitos países a correlação entre a taxa nominal de juros e a taxa de inflação é altamente positiva (no caso do Brasil o valor é igual a 0,61), com exceção da Índia, Filipinas e África do Sul que apresentam coeficientes menores que 0,5; por outro lado, a correlação entre a taxa de juros nominal e a taxa de câmbio é negativa (com exceção do Chile), sendo o valor no caso do Brasil igual a -0,08. Já à correlação entre a taxa nominal de juros e o hiato do produto é positiva na maioria dos países, exceto para o México, Hungria e África do Sul.

Quanto à volatilidade, os autores verificaram que os países com maior volatilidade na taxa de juros nominal são aqueles que têm um histórico de grande variação no índice de preços e na taxa de câmbio. Por exemplo, a América Latina com o seu histórico recente de hiperinflação e desvalorização cambial, apresentou uma maior volatilidade da taxa de juros nominal se comparado com países da Europa e da Ásia. O hiato do produto apresentou menor volatilidade. A conclusão dessa avaliação preliminar foi de que nos países analisados a taxa nominal de juros possui uma estreita correlação com a taxa de inflação e a taxa de câmbio. A correlação entre a taxa de juros e o hiato do produto foi ambígua no período analisado.

O período analisado corresponde ao início de 1995 até o final de 2002, sendo que para o modelo básico e a especificação alternativa (representada pelos desvios das variáveis), os

---

<sup>47</sup> Segundo os autores, uma fonte de instabilidade dos parâmetros do modelo básico pode estar relacionada a introdução direta dos valores absolutos da taxa de inflação e das mudanças nas taxas de câmbio em vez dos seus desvios em relação à uma meta. Por outro lado, é preciso considerar que a maior parte dos países adotou o regime de metas de inflação entre o período de 1998 e 1999, exceto Índia e Taiwan. Portanto, é bem provável que em alguns países a amostra foi afetada pela transição de regimes e, conseqüentemente, as estimativas (como é o caso do Brasil). Nesse caso, o mais adequado seria estimar funções de reação que incluam variáveis com expectativas *forward looking*.

<sup>48</sup> Na terceira especificação os autores não apresentaram uma justificativa para o uso do Método dos Momentos Generalizados como método de estimação dos coeficientes.

dados utilizados para a estimação dos parâmetros são trimestrais. No caso da estimação do modelo com expectativas os dados utilizados são mensais e o período da amostra vai de 1998 a 2002. Com relação às regressões que apresentam dados trimestrais o produto potencial bem como a meta de inflação foram derivados pela utilização do filtro HP aplicado à série do produto real e à série da taxa de inflação, respectivamente. Para o modelo com dados mensais foi utilizado o índice de produção industrial como *proxy* para o produto real, e para a meta de inflação utilizou-se os valores de metas anunciadas pelos respectivos BCs.

O modelo básico apresenta a seguinte especificação:

$$i_t = \alpha + \beta\pi_t + \gamma x_t + \xi_1 \Delta e_t + \xi_2 \Delta e_{t-1} + \rho i_{t-1} + v_t, \quad (40)$$

em que  $i_t$  é a taxa nominal de juros de curto prazo (instrumento de política),  $\pi_t$  é a taxa anual de inflação,  $x_t$  é o hiato do produto,  $e_t$  representa o *log* do nível da taxa real de câmbio efetiva (um aumento significa valorização), e  $\Delta$  é o operador de primeira diferença. O sinal teórico dos coeficientes são:  $\alpha, \gamma > 0$ ;  $0 < \rho < 1$ ;  $\beta/(1-\rho) > 1$ ;  $\xi_1 < 0$  e  $\xi_2 < 0$ <sup>49</sup>.

A Tabela 7 apresenta os resultados dos coeficientes de longo prazo da especificação básica *backward looking* estimados para os países emergentes por Mohanty e Klau (2004)<sup>50</sup>.

---

<sup>49</sup> De acordo com Taylor (2001), a taxa de câmbio normalmente tem um efeito marginal na decisão de política sendo  $\xi_2$  aproximadamente igual a  $-\xi_1$ . O pressuposto implícito é que choques na taxa de câmbio representam desvios temporários do seu valor de longo prazo. O BC pode aumentar a taxa de juros em resposta a depreciações cambiais no período corrente; mas como é assumida uma reversão à média na taxa de câmbio, ela não tem qualquer impacto significativo na previsão de inflação do BC, o que levará a uma redução na taxa de juros no próximo período. Contudo, se choques na taxa de câmbio são maiores e persistentes, e se o BC coloca um peso maior sobre a estabilidade da taxa de câmbio, é de se esperar valores negativos tanto para a taxa de câmbio corrente como para a defasada.

<sup>50</sup> Para simplificar, o presente trabalho apenas apresentará no quadro resumo (Tabela 7) as estimativas dos coeficientes de longo prazo da especificação básica *backward looking*. Os coeficientes de longo prazo foram calculado do seguinte modo:  $\alpha_{lp} = \alpha/(1-\rho)$ ;  $\beta_{lp} = \beta/(1-\rho)$ ;  $\gamma_{lp} = \gamma/(1-\rho)$ ;  $\xi_{1lp} = \xi_1/(1-\rho)$ ;  $\xi_{2lp} = \xi_2/(1-\rho)$ . Quanto às outras especificações testadas, serão apresentadas apenas as conclusões dissertadas pelos autores. Para mais detalhes a respeito dos valores de curto prazo, as respectivas estatísticas t e outros testes realizados, conferir Mohanty e Klau (2004).

Tabela 7 - Função de reação dos países emergentes: Mohanty e Klau (1995-2002)

Países	$\alpha_{lp}$	$\beta_{lp}$	$\gamma_{lp}$	$\zeta_{1lp}$	$\zeta_{2lp}$	$\rho$
Índia	3,70	0,43	0,43	-0,30	-0,30	0,70
Coreia	2,67	1,53	0,67	-0,48	-0,18	0,57
Filipinas	6,04	0,71	0,49	-0,20	0,08	0,28
Taiwan	2,88	1,35	0,76	-0,23	0,05	0,83
Tailândia	2,83	1,33	0,88	-0,26	-0,47	0,58
Brasil	14,71	0,29	3,50	-1,17	0,82	0,72
Chile	0,47	1,43	0,47	0,51	-0,51	0,32
México	2,63	1,10	1,48	-1,26	-0,32	0,50
Peru	18,35	1,36	1,07	-1,07	-1,64	0,86
República Tcheca	1,64	0,75	2,00	-0,17	0,11	0,66
Hungria	3,84	0,80	1,40	-0,76	0,16	0,75
Polónia	8,52	0,68	2,64	-0,28	0,08	0,75
África do Sul	-29,50	4,00	2,00	-3,00	-3,00	0,98

Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados obtidos por Mohanty e Klau (2004)

Os resultados do modelo básico apontaram que as funções de reação estimadas explicaram muito bem o comportamento da política monetária dos países emergentes incluídos neste estudo, pois para a maioria dos países a regressão explicou entre 70 a 90% dos movimentos da taxa de juros de curto prazo. As funções estimadas também são livres de problemas de autocorrelação nos resíduos, e a maioria dos coeficientes apresentou sinal correto. No entanto, apesar da maior parte das estimativas apresentar um bom ajuste aos dados, alguns coeficientes não foram estatisticamente significativos ao nível de 5%, e para alguns países as estimativas (os resíduos) não se ajustaram muito bem a trajetória histórica da taxa de curto prazo. Por exemplo, no caso do Brasil a regra estimada superestimou em muito a taxa efetiva, principalmente depois da adoção do regime de metas de inflação e a desvalorização cambial ocorrida nesse período (a partir de 1999). A regra estimada para a África do Sul subestimou consideravelmente a taxa de política entre o período de 1998 a 2001.

Contudo, alguns resultados de resposta dos coeficientes merecem particular atenção. O coeficiente de inflação de longo prazo de metade dos países é superior a unidade, mostrando que não houve acomodação no combate a inflação por parte dos países emergentes no período analisado. A resposta da política monetária à inflação foi mais expressiva (no sentido de apresentar valores superiores a unidade) para os países da Ásia (com exceção da Índia e Filipinas) e da América Latina (com exceção do Brasil) em comparação com a Europa central, e particularmente mais agressiva para a África do Sul<sup>51</sup>.

<sup>51</sup> Os autores sugerem uma interpretação cautelosa em relação aos resultados para o Brasil e para os países europeus quanto a uma resposta fraca da política monetária em relação à inflação. Por um lado, os dados do

Quanto ao coeficiente do hiato do produto, apenas Índia, República Tcheca, México, Coreia, Polônia, Tailândia e Taiwan apresentaram valores significativos ao nível de 5%. Para os restantes países se mostrou fracamente, ou não significativo, pelo menos ao nível de 5%. O coeficiente de longo prazo do hiato do produto, mostra que a resposta da política monetária para a estabilização do produto é mais ativa para os países da América Latina e Europa central do que no caso dos países da Ásia. Segundo os autores, este resultado no caso dos países asiáticos, pode estar associado com o papel que outras políticas tiveram, como a política fiscal, na estabilização do produto, pois após a crise cambial de 1997-98 a política fiscal passou a desempenhar um papel importante, reduzindo a necessidade de uma resposta mais agressiva da política monetária na estabilização do produto. Contrariamente, no caso dos países da América Latina, o papel da política fiscal foi bastante fraco nesse período, levando a uma maior ação do BC na estabilização do produto.

Com relação ao câmbio, os resultados rejeitaram a hipótese de que os BCs desses países não reagiram a variações na taxa de câmbio. Pelo contrário, a maioria dos países apresentou coeficiente com sinal correto e significativo para a variação do câmbio, e no caso do coeficiente da variação defasada da taxa de câmbio, alguns países apresentaram coeficiente positivo, evidenciando reversão no sentido de alteração da taxa de juros. No entanto, para este último caso, em nenhum desses países o coeficiente é estatisticamente significativo a 5%. No caso dos países que apresentaram coeficiente negativo e significativo (Índia, México, Coreia, Peru, Tailândia e África do Sul), indica um alto grau de persistência de choque na taxa de câmbio. Para o Chile que apresenta sinais invertidos em relação ao câmbio corrente e o defasado, mas com a mesma magnitude, mostra que nesse período a política monetária não respondeu às flutuações na taxa de câmbio.

Outro resultado também interessante é que as autoridades monetárias desses países seguiram uma política gradual, pois o coeficiente na taxa de juros defasada ronda numa média de 0,6, mostrando que o ajuste inicial da taxa de juros é de apenas 40% do que a regra ótima sugere. O grau de ajustamento parcial é particularmente elevado para Peru Hungria, Polônia, África do Sula e Taiwan, e baixo para Chile e Filipinas. Como conclusão, os autores avaliaram a participação das variáveis independentes na volatilidade da taxa nominal de juros e

---

Brasil foram amplamente influenciados pela transição de um regime de metas cambiais para um regime de metas de inflação; por outro lado, nos países europeus, durante os anos 90, as taxa de inflação foram significativamente influenciadas pelos grandes movimentos de preços relativos provocados pela remoção gradual dos controles de preços.

constatarem que a variação na taxa de câmbio é o principal causador da volatilidade na taxa de juros, muito maior que a inflação e o hiato do produto<sup>52</sup>.

A especificação alternativa, que leva em consideração os desvios de inflação e da taxa de câmbio em relação aos seus valores de meta (valores de tendência), apresenta a seguinte formalização:

$$i_t = \alpha + \beta(\pi_t - \pi^*) + \gamma x_t + \xi_1(e_t - e^*) + \xi_2(e_{t-1} - e^*) + \rho i_{t-1} + v_t, \quad (41)$$

em que  $\pi^*$  e  $e^*$  correspondem a tendência da taxa de inflação e o valor de longo prazo para a taxa real de câmbio calculados a partir do filtro de HP.

Os resultados da especificação (41) mostraram que, embora o poder explicativo do modelo e a significância estatística dos parâmetros tenham caído em alguns países, os sinais e magnitudes dos parâmetros não diferem substancialmente dos coeficientes do modelo básico. Com exceção do México e da África do Sul, as respostas da taxa de juros ao desvio de inflação e ao hiato do produto declinaram se comparado ao modelo básico. No que concerne aos coeficientes da taxa de câmbio, corrente e defasada, os mesmos são significativos e possuem sinal correto, o que só reforça a constatação do modelo básico quanto à importância dos choques da taxa de câmbio e da resposta dos BCs a este parâmetro.

Antes da estimação da terceira especificação, os autores aplicaram para cada país o teste de Chow de estabilidade dos coeficientes para verificar uma possível quebra estrutural na condução de política, assumindo que a data potencial para a quebra ocorreu no começo de uma nova era monetária (1999) após a eclosão da crise asiática<sup>53</sup>. Os resultados do teste de Chow apontaram para uma possível instabilidade nos coeficientes de resposta, a partir da data estipulada, de alguns países da Ásia (Coreia, Filipinas, Tailândia), Brasil, México e Polônia.

Nessa perspectiva, os autores estimaram funções de reação *forward looking* usando dados mensais a partir de 1998. No geral os autores confirmaram os resultados estimados anteriormente, mostrando a robustez do modelo básico relativamente à alteração na especificação e no método de estimação. Foram registrados poucos casos de sinais trocados em comparação com o modelo básico, mas o mais importante é que o tamanho dos coeficientes de reação sofreram algumas mudanças. Por exemplo, o coeficiente de resposta da expectativa de inflação e do produto declinaram consideravelmente nos países da Ásia e da Europa Central (exceto Polônia com relação à inflação), mas para os países da América Latina

<sup>52</sup> Novamente, é importante salientar que os resultados podem ter sido influenciados pela regime metas cambiais adotado pela maioria dos países até 1998 e 1999.

<sup>53</sup> O teste de Chow foi aplicado para a maioria dos países considerando uma quebra estrutural no primeiro trimestre de 1999, exceto para do México, Polônia (primeiro trimestre de 1998) e Tailândia (primeiro trimestre de 1997).

registrou-se o contrário. Já o coeficiente de resposta da taxa de câmbio apresentou valores substancialmente elevados para Filipinas, Taiwan, Brasil, Peru e República Tcheca. O parâmetro de inércia aumentou em todos os países exceto na África do Sul.

## 3.2 EVIDÊNCIAS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

### 3.2.1 Minella *et. al.* (2002)

Minella *et. al.* (2002) analisaram a política monetária da economia brasileira para os primeiros três anos após a introdução do regime de metas de inflação. Para o devido fim, os autores estimaram a função de reação do BC do Brasil com base na versão *forward looking* proposta por Clarida, *et. al.* (1998), incluindo a dinâmica de ajustamento parcial e levando em consideração duas variáveis dependentes: a taxa *Selic* e o hiato da taxa *Selic*<sup>54</sup> - definido como a diferença entre a *Selic* e sua tendência, estimada pelo filtro HP. Eles trabalharam com a expectativa ( $\pi_{t+1}^E$ ) e a meta de inflação ( $\pi_{t+1}^*$ ) doze meses à frente, e estimaram o seguinte modelo:

$$i_t = (1 - \rho)[\alpha + \beta(E_t\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) + \gamma x_{t-1}] + \rho i_{t-1} \quad (42)$$

Onde,  $i_t$  representa a taxa *Selic* e/ou o hiato da taxa *Selic*, e  $x_t$  é o hiato do produto. Em relação aos dados das expectativas de inflação foram utilizadas duas fontes: a previsão de inflação do BC do Brasil apresentada no relatório de inflação trimestral, ou seja, relatórios de expectativas de inflação fornecida pelo BC do Brasil, que orientam o Copom em suas decisões (o valor mensal foi obtido pela interpolação dos dados trimestrais); expectativas de mercado a respeito do IPCA disponibilizado no relatório da *Focus* (instituições financeiras e firmas de consultoria).

Assim, para o cálculo do desvio de expectativa de inflação em relação a sua meta foi utilizado a seguinte formulação:

$$D_j = \left(\frac{12-j}{12}\right) (E_j\pi_t - \pi_t^*) + \left(\frac{j}{12}\right) (E_j\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) \quad (43)$$

em que  $D_t$  é uma média ponderada entre os desvios do ano corrente e do ano seguinte, e os valores dos pesos são inversamente proporcionais ao número de meses que sobram para terminar o ano corrente. Portanto,  $j$  é um índice correspondente ao mês;  $t$  um índice respectivo

<sup>54</sup> A motivação para se usar o hiato da taxa de juros é para se ter uma ideia de como o BC desvia a taxa de juros de equilíbrio, quando confrontado por um aumento nas expectativas de inflação.

<sup>55</sup> Segundo os autores, as estimativas usando apenas uma defasagem para a taxa de juros, em geral, apresentam correlação serial nos resíduos, sendo resolvido aplicando-se duas defasagens. Neste caso a equação será:  $i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2)[\alpha + \beta(\pi_{t+1}^E - \pi_{t+1}^*) + \gamma x_t] + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2}$ .

ao ano;  $\pi_t^*$  a meta de inflação do ano  $t$ ;  $E_j\pi_t$  é a expectativa do mês  $t$  para a inflação do ano  $j$ ;  $E_j\pi_{t+1}$  a expectativa do mês  $j$  para a inflação do ano  $t+1$ ; e  $\pi_{t+1}^*$  a meta de inflação do ano  $t+1$ . Substituindo (43) em (42) chega-se a seguinte equação:

$$i_t = (1 - \rho)[\alpha + \beta D_t + \gamma x_{t-1}] + \rho i_{t-1} \quad (44)$$

Os dados das expectativas formuladas pelo BC correspondem ao período de Junho de 1999 a Junho de 2002, e quanto às expectativas do mercado os dados são de Janeiro de 2000 a Junho de 2002. Como *proxy* para o hiato do produto, os autores usaram a diferença entre a produção industrial - calculada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e ajustada sazonalmente - e sua tendência (dada pelo filtro HP).

Os resultados da estimação da função de reação do BC do Brasil estão disponibilizados nas Tabelas 8 e 9. Os valores da Tabela 8 dizem respeito aos resultados da estimação do modelo com base na amostra do período de Junho de 1999 a Junho de 2002 (expectativas do BC), e os valores da Tabela 9 correspondem aos dados do período de Janeiro de 2000 a Junho de 2002 (expectativas do Mercado).

Tabela 8 - Estimativas da função de reação do BC do Brasil: Minella *et. al.* (06/1999 a 06/2002)

Variável	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$\rho_1$	$\rho_2$	$\bar{R}^2$
$i_t$ ( <i>Selic</i> )	17,50* (0,36)	1,78** (0,84)	-0,44* (0,11)	0,76* (0,07)		0,9220
$i_t$ ( <i>Selic</i> )	17,57* (0,48)	1,84 (1,19)	-0,47* (0,16)	1,04* (0,13)	-0,20* (0,08)	0,9342
$i_t$ (hiato <i>Selic</i> )	-1,51* (0,36)	5,01* (0,92)	-0,38** (0,15)	0,81* (0,06)		0,9620
$i_t$ (hiato <i>Selic</i> )	-1,28* (0,36)	4,25* (0,77)	-0,43* (0,13)	1,08** (0,09)	-0,25** (0,06)	0,9738

Nota:\*, \*\* e \*\*\* representam respectivamente 1%, 5% e 10%. Desvio padrão entre parênteses.  $\bar{R}^2 = R^2$  ajustado.  
Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados obtidos por Minella et al.i (2002).

Tabela 9 - Estimativas da função de reação do BC do Brasil: Minella et. al (01/2000 a 06/2002)

Variável	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$\rho_1$	$\rho_2$	$\bar{R}^2$
$i_t$ ( <i>Selic</i> )	16,49* (0,63)	1,74** (0,66)	-0,25*** (0,13)	0,72* (0,08)		0,9188
$i_t$ ( <i>Selic</i> )	16,68* (0,69)	1,42*** (0,72)	-0,13 (0,17)	1,36* (0,18)	-0,56* (0,15)	0,9539
$i_t$ (hiato <i>Selic</i> )	-3,28* (0,54)	3,70* (0,58)	-0,05 (0,13)	0,71* (0,08)		0,9694
$i_t$ (hiato <i>Selic</i> )	-3,53* (0,65)	3,63* (0,68)	0,08 (0,17)	1,34* (0,19)	-0,54* (0,15)	0,9797

Nota: \*, \*\* e \*\*\* representam respectivamente 1%, 5% e 10%. Desvio padrão entre parênteses.  $\bar{R}^2 = R^2$  ajustado. Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados obtidos por Minella et. al. (2002).

De acordo com os resultados é notório que o coeficiente do hiato do produto quando estimado a partir dos dados das expectativas de mercado não apresenta significância estatística, e quando estimado com base nos dados referentes às expectativas do BC apresenta sinal negativo, levando a crer que no período analisado a autoridade monetária brasileira foi desestabilizadora em relação ao produto. O coeficiente das expectativas de inflação na maioria das estimativas mostra que o BC brasileiro respondeu agressivamente às expectativas de inflação, pois os coeficientes são significativos estatisticamente, com sinal correto e maiores do que um, sendo que para a estimação levando em consideração o hiato da taxa de juros como variável dependente, os valores são expressivamente altos.

Em todas as estimativas que não apresentaram correlação serial nos resíduos o coeficiente de inércia foi elevado, sendo igual a 0,80 ou superior. Os autores também testaram a possibilidade de inclusão da variação da taxa de câmbio na função de reação, mas essa variável não foi significativa estatisticamente.

### 3.2.2 Policano (2006)

Policano (2006), com o objetivo de avaliar a evolução da política monetária da economia brasileira entre o período de 1995 a 2005, estimou uma função de reação para o BCB pelo método *Time Varying Parameter* (TVP) – em que se permite que os coeficientes variem período a período seguindo um processo estocástico – e aplicou o filtro de *Kalman*, para extrair a trajetória temporal dos coeficientes<sup>56</sup>.

<sup>56</sup> Policano (2006) escolheu a aplicação do método TVP porque considera que tanto as preferências do BC como o conhecimento que as autoridades monetárias possuem da estrutura, ou do funcionamento da economia podem mudar ao longo do tempo. Portanto, o autor procurou verificar a mudança de postura nas decisões de política

Sucintamente, os resultados mostraram que no período analisado, a condução da política monetária apresentou dois padrões de comportamento. Ou seja, consoante os resultados, o autor pôde dividir a condução da política em dois períodos: no primeiro período, correspondente ao regime do câmbio administrado (1995 a 1999), a taxa de juros foi mais agressiva ao produto e à variações das reservas cambiais; o segundo momento, referente ao sistema de metas de inflação (2000 a 2006), o instrumento de política reagiu principalmente às expectativas de inflação. Contudo, no presente trabalho apenas serão apresentados os resultados relativos ao período após a instituição do regime de metas de inflação.

A função de reação adotada por Policano (2006) seguiu uma especificação *forward looking* de ajustamento parcial, condizente com o regime de metas de inflação, adaptada para uma economia estruturalmente pequena e aberta comercialmente. Assim, Policano (2006) apresenta a função de reação do seguinte modo:

$$i_t = \alpha_t + \beta_{1t}\pi_{t-1} + \gamma_t x_{t-2} + \beta_{2t}D_{jt} + \xi_t \Delta e_t + \rho_t i_{t-1} + \varepsilon_t^{57} \quad (45)$$

onde,  $\pi_t$  representa a taxa de inflação;  $x_t$  o hiato do produto;  $\Delta e_t$  é a variação da taxa de câmbio;  $\varepsilon_t$  um choque *i.i.d* com média zero e variância constante; e  $D_j$  representa o desvio das expectativas de inflação em relação à meta perseguida pelo BC, calculado com base em Bueno (2006) onde é aplicado uma ponderação logarítmica entre dois desvios<sup>58</sup>:

$$D_j = \left(\frac{12-j}{12}\right) \ln[1 + (E_j \pi_t - \pi_t^*)] + \left(\frac{j}{12}\right) \ln[1 + (E_j \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*)] \quad (46)$$

Em que  $j$  se refere ao mês corrente, e  $t$  ao ano corrente.

Para representar os efeitos secundários das variáveis explicativas sobre a taxa de juros, por meio do termo inercial, Policano (2006) expressou a regra de longo prazo do seguinte modo:

$$i = \frac{\alpha}{1-\rho} + \frac{\beta_1}{1-\rho} \pi_t + \frac{\gamma}{1-\rho} x_t + \frac{\beta_2}{1-\rho} D_t + \frac{\xi}{1-\rho} \Delta e_t \quad (47)$$

$$i = \alpha_{lp} + \beta_{1lp} \pi_t + \gamma_{lp} x_t + \beta_{2lp} D_t + \xi_{lp} \Delta e_t \quad (48)$$

em que  $\alpha_{lp} = \frac{\alpha}{1-\rho}$ ,  $\beta_{1lp} = \frac{\beta_1}{1-\rho}$ ,  $\gamma_{lp} = \frac{\gamma}{1-\rho}$ ,  $\beta_{2lp} = \frac{\beta_2}{1-\rho}$ , e  $\xi_{lp} = \frac{\xi}{1-\rho}$

É também sugerido uma equação de transição, que descreve a dinâmica seguida pelos coeficientes da equação (45):

$$\tilde{h}_t = \tilde{h}_{t-1} + v_t \quad (49)$$

---

monetária durante o período analisado. Como será visto, os testes por ele realizados reforçaram a hipótese de que os parâmetros da função de reação para o BC do Brasil variaram ao longo do tempo.

<sup>57</sup> O autor propõe que algumas variáveis devem entrar na regra com alguma defasagem porque o BC não dispõe dos valores contemporâneos das variáveis no momento em que o valor da taxa de juros é decidido. Por exemplo, a taxa de variação do câmbio e a taxa de inflação entram com uma defasagem, e o hiato do produto com duas defasagens uma vez que esse é o tempo que demora para a apuração e divulgação do índice de produção industrial.

<sup>58</sup> Notação bem próxima à aplicada em Minella et al. (2002).

onde  $\tilde{h}_t = \{\alpha_t, \beta_{1t}, \gamma_t, \beta_{2t}, \xi_t, \rho_t\}$  e  $v_t \sim i.i.d. N(0, \sigma_v^2)$ . Assim, juntamente com a hipótese  $E(\varepsilon_t \cdot v_t') = 0$ , as equações (45) e (49) expressam o modelo na forma espaço estado. Desse modo, é possível aplicar o *filtro de Kalman*<sup>59</sup>.

Os dados usados compreendem o período de Janeiro de 2000 a Janeiro de 2006 e apresentam periodicidade mensal. Como variável dependente utilizou-se a taxa *Selic* fixada na reunião do COPOM do respectivo mês. O hiato do produto foi calculado aplicando-se o filtro HP sobre o índice de produção industrial ajustado sazonalmente. Utilizou-se o núcleo de inflação mensal para captar a variação do índice de preços. Para calcular o núcleo de inflação mensal o autor aplicou o método de médias aparadas sobre o IPCA. Foi usado as variações da taxa de câmbio real/dólar em relação ao mês anterior. A série de expectativas de inflação é a série das expectativas de mercado, levantada pelo BC entre as instituições financeiras. Todas as variáveis estão em *log*.

Inicialmente, para fins de comparação, Policano (2006) estimou uma regra pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Foi necessário incluir a segunda defasagem da taxa *Selic* ( $\rho_2 i_{t-2}$ ) para que os resíduos não apresentassem autocorrelação serial.

A Tabela 10 apresenta a estimação dos parâmetros da função de reação do BC do Brasil após a introdução do regime de metas de inflação, pelo método MQO. Portanto, foi considerado a hipótese de coeficientes constantes.

Tabela 10 - Estimativas da função de reação do BCB: Policano (01/2000 - 01/2006)

Modelo	$\alpha_{lp}$	$\beta_{1lp}$	$\gamma_{lp}$	$\beta_{2lp}$	$\xi_{lp}$	$\rho_1$	$\rho_2$	$\bar{R}^2$
MQO/ <i>forward looking</i>	0,12*	0,40**	0,49***	1,92*	-0,08	1,12*	-0,27*	0,97
	(0,01)	(0,18)	(0,28)	(0,58)	(0,06)	(0,09)	(0,09)	

Notas: \*, \*\* e \*\*\* representam respectivamente 1%, 5% e 10%. Desvio padrão entre parênteses.

Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados de Policano (2006).

De acordo com os valores estimados pelo método de mínimos quadrados ordinários, é notório que em média o BC respondeu agressivamente aos desvios de expectativas de inflação, e o hiato do produto se encontra bem próximo ao sugerido por Taylor (1993), mostrando que apesar do foco principal ser a inflação, o produto defasado também teve uma parcela – mesmo que pequena – no ajuste da política<sup>60</sup>. O coeficiente da variação da taxa de câmbio não se mostrou significativo estatisticamente. A soma do coeficiente de defasagem da taxa de juros mostrou que o BC adotou uma postura bem gradual.

<sup>59</sup> Para mais detalhes consultar Policano (2006).

<sup>60</sup> Esse valor foi bem menor em relação ao valor encontrado para o período do câmbio administrado (2,32).

Contudo, através da aplicação do teste LM sobre o quadrado dos resíduos do modelo, Policano (2006) observou a presença do efeito ARCH, ou seja, a presença de *Heterocedasticidade* condicional nos resíduos<sup>61</sup>. Quando a estimação foi efetuada por TVP, o teste ARCH deixou de rejeitar a hipótese nula de não correlação dos resíduos ao quadrado. Também, aplicando o teste LM sugerido por Kim e Nelson, testou-se a hipótese nula de estabilidade dos coeficientes da equação (45), sendo rejeitada a um nível de significância de 1%.

Pelo método TVP os resultados mostram que no período analisado, o coeficiente de resposta ao desvio de inflação em relação à meta, foi superior à unidade na maior parte do tempo, exceto por um curto período do ano 2002, esteve abaixo de um. O valor oscilou, em média, entre 1 e 3 durante todo o período analisado. Isso mostra que o BC brasileiro adotou uma postura agressiva no combate ao desvio das expectativas de inflação. Tanto o coeficiente do hiato do produto como o coeficiente da variação cambial foram estatisticamente significativos e oscilaram em torno de 0,2, tendo, portanto um impacto pouco relevante no ajuste da política. Mais uma vez, o coeficiente de inércia oscilou significativamente em torno de 0,8, mostrando as decisões de ajuste da política pelo BC foram bem graduais. Portanto, mesmo pelo método TVP, as estimativas não fugiram muito daquelas encontradas pelos MQO.

### 3.2.3 Modenesi (2008)

Modenesi (2008), com o objetivo de avaliar o comportamento do BCB durante a adoção do regime de metas de inflação, também estimou uma regra de Taylor pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). No entanto, Modenesi (2008) adotou uma versão *backward looking* da regra de Taylor.

O autor dividiu a taxa de variação do IPCA em dois componentes - inflação livre e administrada - com a finalidade de avaliar se a autoridade monetária responde de forma diferente a esses itens. Foi adotado como *proxy* para o PIB e conseqüente cálculo do hiato do produto, a variação da produção industrial ajustada sazonalmente. A taxa de variação do produto potencial foi obtida pelo filtro de HP. O período estudado vai de janeiro de 2000 a Dezembro de 2007 representado por dados mensais. O modelo formal apresenta a seguinte especificação:

---

<sup>61</sup> O autor mostra a presença do efeito ARCH pode evidenciar a presença de coeficientes variando na regressão, pois, se os coeficientes estão continuamente se alterando, os resíduos de uma regressão por MQO tenderão a apresentar a existência de *heterocedasticidade*, mesmo quando os reais termos aleatórios não são *heterocedásticos*.

$$i_t = \alpha + \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[\beta_1(Liv_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \beta_2(Adm_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \gamma(x_{t-1})] \quad (50)$$

onde,  $i_t$  representa a taxa Selic efetiva do mês  $t$ ;  $Liv_{t-1}$  é a inflação livre acumulada nos 12 meses até o mês  $t$ ;  $Adm_{t-1}$  é a inflação administrada acumulada nos últimos 12 meses até o mês  $t$ ;  $\pi_{t-1}^*$  representa a meta de inflação (últimos 12 meses) no mês  $t$ ;  $x_{t-1}$  é a variação do hiato do produto defasado. Os índices referentes à produção industrial e aos preços livres e administrados foram fornecidos pelo IBGE. Foram realizados testes de raiz unitária a fim de verificar se as séries usadas são estacionárias (*Dickey-Fuller* Aumentado e *Phillips-Perron*). Como a primeira modelagem apresentou correlação serial nos resíduos, foi necessário introduzir mais uma defasagem da variável dependente para resolver o problema. Assim, o modelo final ficou:

$$i_t = \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + (1 - \rho_1 - \rho_2)[\alpha + \beta_1(Liv_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \beta_2(Adm_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \gamma(x_{t-1})] \quad (51)$$

Em relação às estimativas do modelo (51), Modenesi (2008) apresentou 3 variantes que se diferenciaram em relação a introdução de defasagens no hiato do produto. Assim, na primeira estimativa foi usado o valor contemporâneo, na segunda o seu valor defasado, e por último, a segunda defasagens. O que apresentou melhores propriedades estatísticas foi a estimativa que levou em consideração a primeira defasagem ( $x_{t-1}$ ). A Tabela 11 fornece os resultados da estimação da equação (51) que apresentou melhores propriedades estatísticas.

Tabela 11 - Estimativas da função de reação do BCB: Modenesi (01/2000 a 12/2007)

Modelo	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\gamma$	$\rho_1$	$\rho_2$	$\bar{R}^2$
MQO/ <i>backward</i> <i>looking</i>	14,811* (0,747)	0,537* (0,214)	0,386* (0,124)	0,330*** (0,193)	1,621* (0,070)	-0,698* (0,063)	0,991

Nota: \*, \*\* e \*\*\* representam respectivamente 1%, 5% e 10%. Desvio padrão entre parênteses.  $\bar{R}^2 = R^2$  ajustado.

Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados obtidos por Modenesi (2006).

Os resultados apontaram um elevado grau de inércia da taxa de juros ( $\rho_1 + \rho_2 = 0,92$  significativo a 1%), implicando em reduzida sensibilidade ao estado corrente da economia, ou seja, os desvios de inflação e hiato do produto verificados no período analisado, implicou uma resposta muito lenta da autoridade monetária<sup>62</sup>. O coeficiente do hiato do produto apresentou um resultado positivo ( $\gamma = 0,33$  significativo a 10%), e o seu valor baixo mostra que o BCB é pouco sensível ao lado real da economia. O BCB no período analisado reagiu mais intensamente em relação à inflação livre do que à administrada.

<sup>62</sup> Segundo o autor, isso significa que mesmo diante de uma queda expressiva da inflação e/ou uma repentina desaceleração da economia, o BCB reage de forma muito gradual, diminuindo os juros de forma muito lenta e parcimoniosa.

As estimativas obtidas por Modenesi (2008) conforme o modelo aplicado, levam a crer que o BC adotou uma postura desestabilizadora com relação à inflação uma vez que o seu coeficiente foi menor do que 1 ( $\beta_1 + \beta_2 = 0,923$ ). Isto é, uma elevação da inflação, em média, está associada a um aumento menos que proporcional na taxa de juros nominal, implicando em uma redução da taxa de juros real em decorrência de uma aceleração inflacionária.

### 3.2.4 Nobre e Moreira (2014)

Nobre e Moreira (2014) estimaram uma função de reação *forward looking* para a economia brasileira no período de Janeiro de 2005 a Junho de 2012, com a finalidade analisarem o comportamento do BCB nos últimos anos e corroborar com os resultados obtidos em trabalhos anteriores. No entanto, o objetivo central do trabalho era trazer evidências de que o BCB estaria elevando o seu grau de inércia no que diz respeito aos ajustes da taxa *Selic*, se comparado com as estimativas de trabalhos anteriores. Para isso, para além de estimarem uma função de reação para a economia brasileira no período citado, apresentaram os resultados de 7 trabalhos citados na literatura e compararam e esses resultados com os valores encontrados na pesquisa. Os trabalhos citados foram: Minela et. al. (2002), Ferreira e Figueiredo (2002), Holland (2005), Policano (2006), Soares e Barbosa (2006), Gonçalves e Fenolio (2007) e Modenesi (2008). De modo geral a pesquisa mostrou que quanto mais os trabalhos cobriram períodos mais recentes maior foi o grau de inércia encontrado nas estimações.

A estimação da função de reação por Nobre e Moreira (2014) incluiu as seguintes variáveis:  $i_t$  que representa a taxa básica de juros da economia Brasileira (*Selic*);  $x_t$  é o hiato do produto calculado como o desvio do produto industrial em relação ao produto industrial potencial através do filtro estatístico HP (utilizaram-se os dados do índice dessazonalizado de produção mensal da indústria geral como *proxy* do PIB);  $p_t$  é o desvio da inflação acumulado nos últimos 12 meses em relação à inflação acumulada até o mês  $t-1$ , medida pelo IPCA;  $exp\_p$  representa o desvio da expectativa de inflação acumulado para 12 meses à frente, formada no mês  $t$ , em relação à mesma expectativa formada no mês  $t-1$ ; e  $e_t$  é a taxa real de câmbio.

Ao aplicarem o teste *Dickey-Fuller Aumentado* (ADF) para verificar a estacionariedade das séries, constatou-se que apenas a taxa de juros não apresentou raiz unitária em nível; todas outras variáveis foram integradas de ordem I(1). Assim, com exceção da taxa de juros, as variáveis citadas foram introduzidas no modelo em suas primeira diferenças. Os autores estimaram 5 modelos. O modelo mais geral incluiu todas as variáveis, inclusive a taxa de juros defasada que capta o coeficiente de inércia. A cada estimação efetuada, excluiu-se a

variável menos relevante em termos de significância estatística, possibilitando a estimação de 5 modelos. Em todos os modelos as únicas variáveis que apresentaram relevância estatística foram a taxa de juros defasada e o desvio de taxa de inflação. Isto é, apresentaram significância estatística ao nível de 1%, respectivamente, enquanto que as outras variáveis não foram significativas estatisticamente ao nível de 10%. A Tabela 12 apresenta os resultados do modelo que apresentou melhores propriedades estatísticas.

Tabela 12 - Estimativas da função de reação para o BCB: Nobre e Moreira (01/2005 a 06/2012)

Modelo 5	$c$	$D(e(-1))$	$D(x(-1))$	$D(exp\_p(-1))$	$D(p(-1))$	$i(-1)$	$\bar{R}^2$
MQO/ Forward looking	–	–	–	–	0,480*	0,992*	0,984

Nota: \*, \*\* e \*\*\* representam respectivamente 1%, 5% e 10%.  $\bar{R}^2 = R^2$  ajustado.  $c$  representa a constante,  $D$  denota que a série foi diferenciada, e  $(-1)$  representa a primeira defasagem da série.

Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados obtidos por Nobre e Moreira (2013).

Pelo resultado é possível constatar que o BCB respondeu apenas os desvios de inflação, mas de uma forma muito suavizada, pois, o coeficiente de inércia bem próximo de 1 revelou um comportamento bastante gradualista. Esse valor elevado foi encontrado em todos os modelos estimados. A expectativa de inflação, que é uma variável relativamente importante, principalmente quando se trata de um regime de metas para inflação, não foi significativa. Portanto, o grau de inércia foi muito elevado e superior ao encontrado na literatura internacional e nacional. Particularmente em relação a literatura nacional, observa-se uma tendência de crescimento. Ou seja, quanto mais recente o estudo maior foi o coeficiente que representa o gradualismo de política, o que mostra que a autoridade monetária brasileira foi mais conservadora. Os autores sugerem que esse excesso de gradualismo da política monetária no Brasil recente poderia ser seguida de uma perda de eficiência no regime de metas de inflação, uma vez que os ajustes da taxa *Selic* apresentariam magnitudes inferiores às consistentes com a convergência da inflação a meta anunciada.

Resumindo, a revisão da literatura internacional e brasileira mostrou que apesar de várias similaridades na execução da política monetária entre os países, não existe uma postura de ajuste em relação aos coeficientes de resposta global, que possa ser considerada um padrão de comportamento generalizado. Este em muito dependeu do período histórico analisado, das amostras coletadas e dos métodos de estimação. No entanto, quanto mais próximos os períodos analisados, principalmente no caso brasileiro, maiores similaridades foram encontradas entre os trabalhos. O ponto crucial de semelhança encontrada em todos os trabalhos foi a dinâmica

de ajuste exercida pelas autoridades monetárias. Exceto alguns países analisados por Mohanty e Klau (2004) o coeficiente de inércia foi relativamente elevado, rondando numa faixa entre 0,60 e 0,80. Para o Brasil em particular, as evidências empíricas resenhadas mostraram aquilo que já foi constatado por Nobre e Moreira; o grau de inércia foi maior quanto mais recente o estudo o que sugere que o BCB vem aumentando o gradualismo da política.

Nesse sentido, a principal questão que se expõe é a seguinte: em que medida e como uma política de elevação do gradualismo afeta o desempenho da dinâmica macroeconômica brasileira? Será que o BCB tem efetuado ajustes na taxa básica de juros suficientes para convergir a inflação e as expectativas de inflação a meta anunciada?



## 4 IMPLEMENTAÇÃO EMPÍRICA PARA O BRASIL RECENTE

Em consonância com o objetivo central do trabalho, que é o de investigar a dinâmica inercial do ajustamento do instrumento de política monetária do BCB e descrever sua relação de causalidade com as principais variáveis macroeconômicas, este Capítulo pretende apresentar e analisar os dados usados, a metodologia aplicada e os resultados encontrados.

### 4.1 Dados

Os dados utilizados na pesquisa compreendem o período de Janeiro de 2005 a Maio de 2013 e apresentam uma periodicidade mensal. A escolha do início do período amostral levou em consideração a estabilização do regime de metas de inflação e a permanência da meta central ao nível de 4,5% pelo CMN, durante o período estudado. As principais variáveis escolhidas para a análise de política foram fundamentadas na teoria macroeconômica sobre regras de política monetária:

$I_t$  = Valores mensais da taxa básica de juros da economia brasileira (taxa efetiva *Selic* ao ano)<sup>63</sup> (Fonte: Banco Central do Brasil, s.1.);

$P_t$  = Taxa de inflação acumulada nos últimos 12 meses, calculada a partir do IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Amplo)<sup>64</sup> (Fonte: *Ipeadata*, s.1.);

$EXP\_P_t$  = Expectativa da taxa de inflação acumulada para 12 meses à frente construída a partir da pesquisa sobre expectativas de mercado, disponibilizada no relatório *Focus* do BC<sup>65</sup> (Fonte: Banco Central do Brasil, s.1.);

$DIBC_t$  = Hiato do produto calculado a partir da aplicação do filtro *Hodrick-Prescott* (HP) sobre o índice de atividade econômica do BC (IBC-Br)<sup>66</sup> (Fonte: Banco Central do Brasil, s.1.).

<sup>63</sup> É importante salientar que a variável taxa de juros usada no trabalho não se refere à taxa fixada pelo BC nas reuniões do COPOM (Comitê de Política Monetária), mas sim aos valores mensais efetivos que oscilam em torno da meta estabelecida nessas reuniões.

<sup>64</sup> Este índice foi escolhido pelo CMN (Conselho Monetária Nacional) como referência para o sistema de metas de inflação.

<sup>65</sup> Os dados de expectativas inflacionárias são disponibilizados pelo *Sistema gerador de Séries* do BCB.

<sup>66</sup> Normalmente os trabalhos empíricos usavam a série de índice de produção industrial dessazonalizada, também disponibilizada pelo BC, como *proxy* para o Produto Interno Bruto (devido a sua periodicidade mensal e ao alto grau de correlação entre essas variáveis) para calcular o hiato do produto, visto que esta última variável (PIB) é disponibilizada pelo IBGE apenas trimestralmente e anualmente. No entanto, a partir de 2003, o BC do Brasil disponibilizou um novo índice, conhecido como Índice de Atividade Econômica do BC (IBC-Br), representado por uma metodologia de cálculo que não se restringe apenas ao setor industrial, mas é mais abrangente incluindo estimativas para a agropecuária, setor de serviços e os impostos, e também é disponibilizado mensalmente sintetizando (como *proxy*) a evolução da atividade econômica no país. Nesse sentido, o trabalho optou por esse indicador para calcular o hiato do produto.

$E_t$  = Taxa de câmbio nominal Real/Dólar (R\$/US\$) (Fonte: Banco Central do Brasil, s.1.).

Essas são as principais variáveis que serão usadas para a análise gráfica e apresentação das estatísticas descritivas. No entanto, para além dessas variáveis, na estimação dos modelos econométricos, a fim de testar sua robustez, serão estimadas especificações que incluirão as seguintes variáveis transformadas:

$P\_DESV_t$  = Desvios de inflação medida pelo IPCA com relação à meta central (4,5% a.a.), que atuará como substituto do  $P_t$ .

$EXP\_P\_DESV_t$  = Desvios de expectativas de inflação em relação à meta central (4,5% a.a.) que substituirá a variável  $EXP\_P_t$ .

$E\_VAR_t$  = Variação da taxa nominal de câmbio mensal calculada como  $E_t - E_{t-1}$ .

Também será incluída uma variável *dummy* (variável binária) para tentar captar o período mais acentuado da crise financeira internacional (crise do *subprime*) que eclodiu em 2008. O período escolhido levou em consideração os meses que registraram uma brusca desvalorização cambial e uma repentina (substancial) queda no hiato do produto. O período compreende Outubro de 2008 a Março de 2009. Assim, a variável é composta por valores (0, 1), em que 1 representa os meses de Outubro de 2008 a Março de 2009, e 0 representa os demais meses.

## 4.2 Metodologia

De modo geral, a metodologia aplicada passará inicialmente pela estimação de uma função de reação *forward looking* para o BCB com base na amostra temporal adotada, pelos *Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)*. Com base em um conjunto de especificações estimadas, será escolhida aquela que melhor capte o comportamento global médio do ajuste da política monetária, através de determinados critérios de informação e estatísticas

Em segundo momento, será aplicado o *Filtro de Kalman* sobre a regressão de referência, para extrair a trajetória do coeficiente de inércia da função de reação. Por fim, será estimado um modelo de *Vetores Autorregressivos (VAR)* para avaliar e identificar as relações dinâmicas e interdependentes entre o coeficiente de inércia da política monetária brasileira e as principais variáveis macroeconômicas (inflação, expectativas de inflação, produção, taxa de juros e taxa de câmbio). Com isto, acredita-se, será possível fazer uma avaliação a respeito dos impactos da inércia de política sobre a performance econômica no Brasil, e investigar quais variáveis macroeconômicas possuem eventual poder de determinação sobre aquela inércia. Vale dizer,

tal avaliação parece ainda não ter sido implementada pela literatura levantada por este trabalho, constituindo, neste sentido, uma contribuição metodológica ao tema.

#### 4.2.1 Estatística descritiva e análise gráfica

A Tabela 13 apresenta os valores das estatísticas descritivas das principais variáveis que serão usadas na análise gráfica.

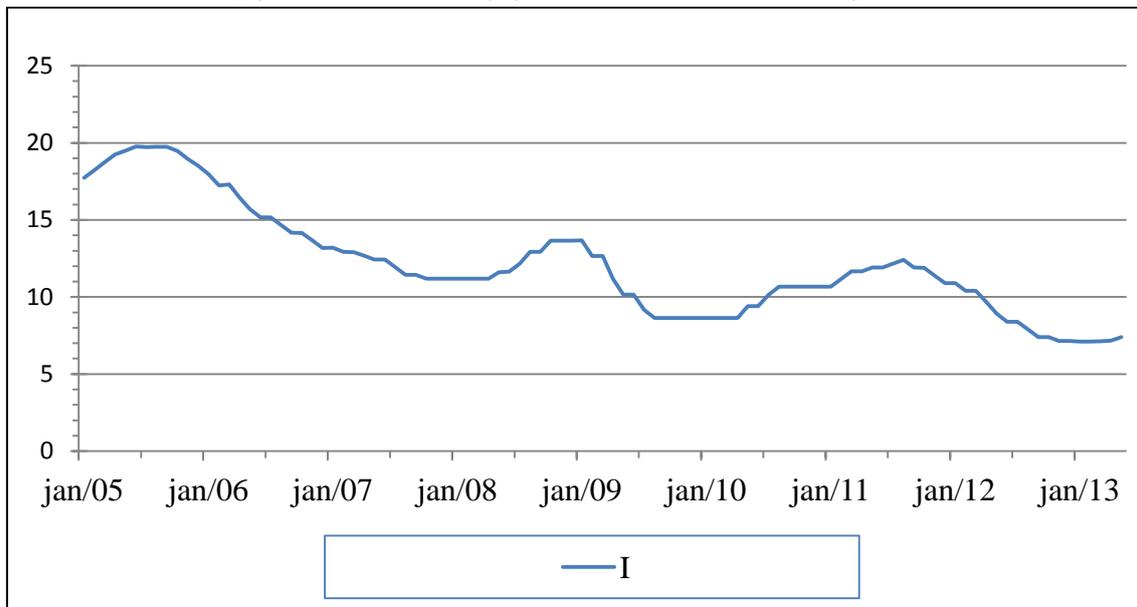
Tabela 13 - Estatísticas descritivas das séries temporais.

	<i>I</i>	<i>P</i>	<i>EXP_P</i>	<i>DIBC</i>	<i>E</i>
Média	12,13248	5,35089	4,82574	-1,50E-11	1,96818
Mediana	11,43000	5,32000	4,83000	0,30753	1,95160
Máximo	19,76000	8,07000	6,08000	5,42402	2,66620
Mínimo	7,11000	2,96000	3,43000	-6,72194	1,55630
Desvio Padrão	3,48769	1,21239	0,69129	2,29599	0,26627
Assimetria	0,72972	-0,06909	-0,20745	-0,82037	0,47625
Curtose	2,79955	2,43862	1,85389	4,12939	2,52583

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados.

O Gráfico 1 mostra o comportamento da taxa básica de juros ( $I_t$ ) da economia brasileira entre o período de Janeiro de 2005 a Maio de 2013, contendo um total de 101 observações<sup>67</sup>.

Gráfico 1 - Série  $I_t$  (taxa selic - % a.a.) (Janeiro/2005 - Maio/2013)



Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do BC do Brasil.

<sup>67</sup> Cada variável usada para estimar o modelo contém um total de 101 observações.

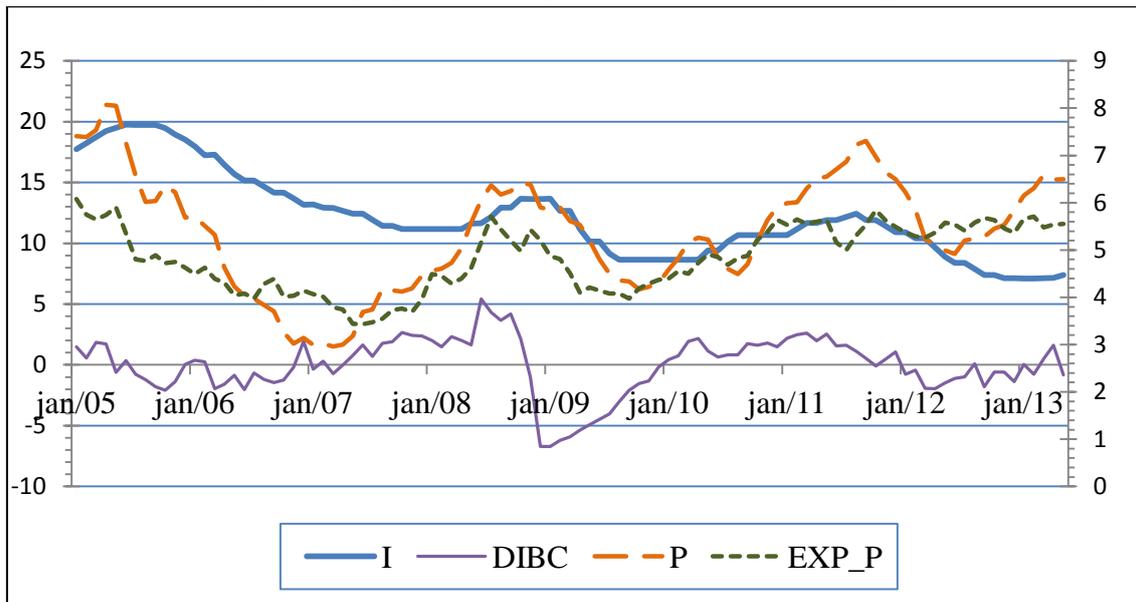
A primeira característica evidenciada pelo Gráfico 1 diz respeito ao padrão de comportamento da taxa de juros: movimentos de pequena amplitude na mesma direção e com inversões de sentido pouco frequentes, e um período consideravelmente longo de manutenção da taxa antes de uma inversão. A partir de meados de 2005, quando a taxa de juros chegou a patamares acima de 19%, é possível verificar um longo período de queda na taxa que decorreu até finais de 2007, onde atingiu o valor de 11,18% a.a. em Outubro deste ano. A partir de Maio de 2008, observa-se uma reversão na tendência de queda para uma tendência de crescimento da taxa, que durou até Outubro do mesmo ano, alcançando o valor de 13,66% a.a.. No entanto, antes daquela reversão nota-se um período de sete meses de manutenção da taxa no patamar de 11,18% a.a. O novo movimento de queda, por sinal o mais curto, ocorreu de fevereiro de 2009 – antecedido por um período de quatro meses de manutenção – até Agosto de 2009, alcançando o valor de 8,65% a.a.<sup>68</sup>. A taxa permaneceu por nove meses antes do novo ciclo de crescimento, de Maio de 2010 a Agosto de 2011, chegando ao valor de 12,42% a.a. A partir daí, a taxa apresentou um novo movimento de queda atingindo o valor de 7,14% a.a. em Novembro de 2012, permanecendo em torno desse nível até o final do período analisado. De modo geral, os valores mais comuns nas variações mensais da taxa de juros (cortes e subidas) foram de 0,25 p.p. e 0,50 p.p..

O Gráfico 2, por sua vez, apresenta, conjuntamente, a evolução da taxa de juros (*Selic*), da taxa de inflação medida pelo IPCA, da expectativa de inflação e do hiato do produto, entre o período de Janeiro de 2005 a Maio de 2013<sup>69</sup>. Apesar dos limites de uma análise gráfica, principalmente no que concerne à relação entre variáveis, é possível, através da visualização conjunta do comportamento das séries e diante de ferramentas teóricas, fazer uma avaliação preliminar da relação entre a variável de política e as variáveis explicativas. Para facilitar a análise, o Gráfico 2 apresenta no eixo vertical, à esquerda, as séries de taxa de juros ( $I_t$ ) e do hiato do produto ( $DIBC_t$ ) e, no eixo vertical, à direita, as séries de taxa de inflação ( $P_t$ ) e expectativas de inflação ( $EXP\_P_t$ ). A série *Selic* é representada pela linha azul cheia, a taxa de inflação pela linha laranja tracejada, a expectativa de inflação pela linha verde pontilhada, o hiato do produto pela linha roxa cheia.

---

<sup>68</sup> Nesse período os cortes foram bem mais acentuados.

<sup>69</sup> A taxa nominal de câmbio (R\$/US\$) não foi incluída no mesmo plano cartesiano porque a sua visualização gráfica seria prejudicada pela diferença na amplitude da taxa em relação às outras variáveis.

Gráfico 2 - Séries  $I_t$ ,  $DIBC_t$ ,  $P_t$ , e  $EXP\_P_t$  (Janeiro/2005 - Maio/2013)

Nota: O eixo vertical à esquerda representa os valores da taxa de juros e hiato do produto, e o eixo vertical à direita os valores da taxa de inflação e expectativas de inflação.

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados da pesquisa.

Pelo Gráfico 2, observa-se, por um lado, que a série de inflação medida pelo IPCA e a série de expectativas de inflação apresentaram trajetórias bastante próximas (exceto no final do período analisado), mas a expectativa de inflação encontrou-se, a maior parte do período, abaixo da taxa de inflação efetiva. Por outro lado, considerando um intervalo de tolerância de dois pontos para cima e para baixo, o BC conseguiu controlar as duas variáveis dentro do intervalo estabelecido. No entanto, é possível observar desvios persistentes de inflação e expectativas de inflação acima da meta central, na maior parte do período, o que pode, por hipótese, revelar uma ineficácia da política monetária e uma perda de credibilidade.

Outro ponto importante evidenciado pelo Gráfico 2 é que, alguns períodos em que o produto efetivo ficou acima do potencial ou, pelo menos, apresentou uma tendência de crescimento acima do potencial houve uma pressão para o crescimento da expectativa de inflação e da inflação efetiva (Janeiro/2005 a Abril/2005, Maio/2007 a Outubro/2008, e Dezembro/2009 a Agosto/2011) e quando o hiato do produto apresentou valores negativos ou uma tendência decrescente, a expectativa de inflação e a inflação efetiva também apresentaram uma trajetória descendente (Maio/2005 a Abril/2007, Novembro/2008 a Novembro/2009). Por exemplo, de Janeiro a Abril de 2005 é possível observar o final de um ciclo representado por valores positivos para o hiato do produto (mas em declínio), uma suave queda nas expectativas de inflação e uma inflação efetiva em crescimento atingindo o valor de 8,05% a.a. em Maio de 2005. Durante esse ciclo, o BC adotou uma política de ajustes positivos na taxa de juros

atingindo o valor de 19,76% a.a. em Julho de 2005. A partir de Maio de 2005 a Abril de 2007, quando o produto efetivo oscilou abaixo do produto potencial, a expectativa de inflação e a inflação efetiva declinaram consideravelmente de 8,05% a.a. e 5,90% a.a., respectivamente, em Junho de 2005, para 3% a.a. e 3,44% a.a., respectivamente, em Maio de 2007. Nesse período, o BC realizou vários cortes na taxa de juros, onde esta atingiu o valor de 11,18% a.a., em Outubro de 2007, e permaneceu neste patamar até Abril de 2008.

Enquanto o BC dava continuidade a uma política de cortes na taxa de juros, o hiato do produto apresentou os primeiros sinais de valor positivo em Maio de 2007, seguido por uma trajetória de crescimento das expectativas de inflação e da inflação efetiva, que durou até Novembro de 2008, onde atingiram o valor de 6,40% a.a. e 5,43% a.a., respectivamente. O BC respondeu contraciclicamente às variações positivas do hiato do produto e das expectativas de inflação, e conseqüentemente da inflação efetiva, apenas em Maio de 2008. Ou seja, a autoridade monetária brasileira levou aproximadamente 13 meses para reverter a trajetória de queda nas taxas de juros enquanto as outras variáveis oscilavam positivamente. Até Outubro de 2008, o BC manteve uma postura de pequenos ajustes positivos no instrumento de política, onde a taxa de juros alcançou o valor de 13,66% a.a. e manteve-se nesse patamar até Fevereiro de 2009.

No final de 2008 houve uma abrupta queda do hiato do produto causada especialmente pela crise financeira internacional. Entre Novembro de 2008 e Agosto de 2009, período em que o produto efetivo passou a oscilar bem abaixo do produto potencial, a expectativa de inflação e a inflação efetiva registraram um novo ciclo de queda, passando de 5,43% a.a. e 6,40% a.a., em Novembro de 2008, para 3,97% a.a. e 4,17% a.a. em Setembro e Outubro de 2009, respectivamente. Até o início desse novo ciclo o BC vinha ajustando a taxa de juros em resposta a variações positivas da inflação e do hiato do produto. No entanto, com a queda brusca do hiato do produto em Novembro de 2008 e o recuo da expectativa de inflação e da inflação efetiva, o BC manteve a taxa de juros nos patamares correntes de 13,66% a.a. por quatro meses. Foi apenas em Fevereiro de 2009 que a autoridade monetária brasileira iniciou um novo ciclo de cortes na taxa básica de juros, que decorreu até Agosto de 2009, onde a taxa atingiu o valor de 8,65% a.a.. Nesse período, os cortes foram bem mais acentuados.

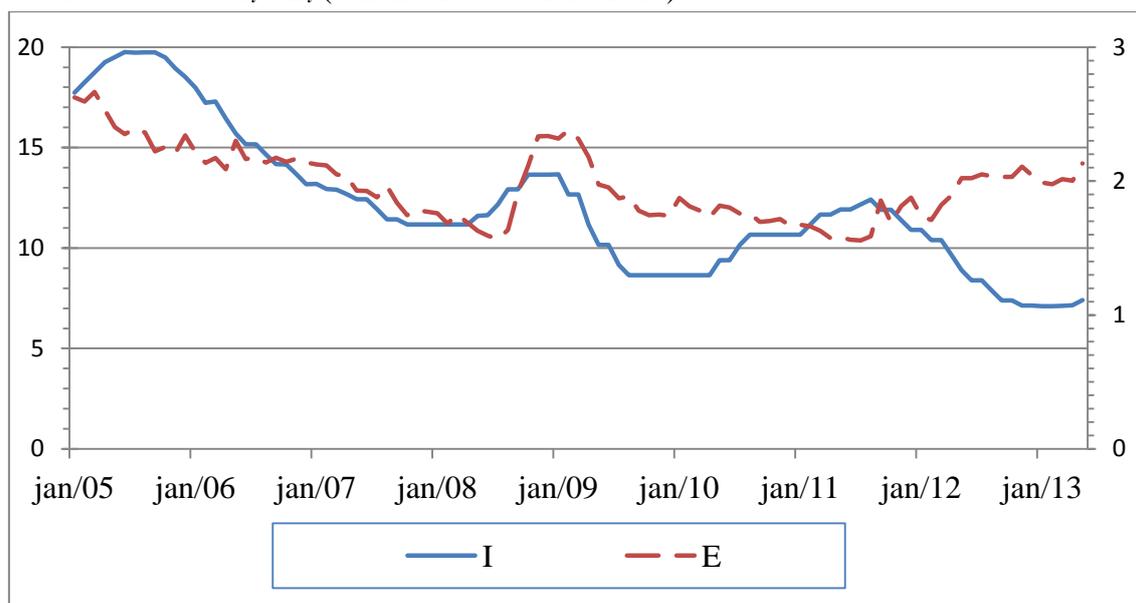
A partir de Setembro de 2009, quando o hiato do produto, apesar de negativo, sinalizou uma recuperação para valores positivos, a expectativa de inflação e inflação efetiva, que tinham chegado a valores de 3,97% a.a. e 4,17% a.a. em Setembro e Outubro de 2009, voltaram a crescer consideravelmente nos meses seguintes, alcançando 5,84% a.a. e 7,31% a.a., respectivamente. O hiato do produto começou a oscilar positivamente apenas em Dezembro

de 2009 e permaneceu até Setembro de 2011. Nessa fase, a taxa de juros manteve-se no patamar de 8,65% a.a. por nove meses. Ou seja, o BC só respondeu positivamente ao novo ciclo de crescimento do hiato do produto, inflação e expectativas de inflação em Maio de 2010, e continuou elevando a taxa até Agosto de 2011 (12,42% a.a.). No entanto, durante essa época é possível observar que os ajustes na taxa de juros foram muito mais graduais, e houve uma maior resistência na inversão da trajetória de crescimento das expectativas de inflação e da inflação efetiva.

Por sua vez, de Setembro de 2011 a Maio de 2013 o produto efetivo apresentou valores abaixo do produto potencial na maior parte do período, porém bem próximo do produto potencial. A expectativa de inflação, mais resistente à queda, manteve-se oscilando próxima de 1,0 p.p. acima da meta central (variando entre 5,30% a.a. e 5,60% a.a.) e a inflação efetiva, que em Setembro de 2011 alcançou um valor anual acima do limite superior (7,31% a.a.), entrou em declínio até Maio de 2012, atingindo o valor de 4,92% a.a., e voltou a crescer bem acima da meta, a valores próximos do limite superior (6,49% a.a.) até o final do período. Nesse cenário macroeconômico de resistência inflacionária, o BC adotou uma postura de cortes na taxa de juros até Novembro de 2012. De Novembro a Maio de 2013 a taxa de juros permaneceu próxima do nível de 7,16% a.a..

Resumindo, observa-se que a taxa de juros apresentou um movimento cíclico sensível ao percurso cíclico do hiato do produto, da expectativa de inflação e da inflação efetiva, podendo revelar uma resposta contracíclica da política monetária a essas variáveis. Entretanto, a trajetória tendencial de queda, conjuntamente com as defasagens na resposta da taxa de juros a variações no hiato do produto, na taxa de inflação e na inflação esperada, pode mostrar uma política excessivamente inercial e pouco eficiente no sentido de conter os desvios persistentes de expectativas de inflação e inflação efetiva, em especial a partir do ano de 2011, quando inicia-se uma nova gestão do BCB, agora presidido por Alexandre Tombini.

Dando continuidade ao método de análise gráfica e à comparação entre as séries, o Gráfico 3 apresenta conjuntamente as séries da taxa de juros e da taxa de câmbio. O eixo vertical à esquerda compõe os valores da taxa de juros e o eixo vertical à direita as variações da taxa de câmbio nominal Real/Dólar (R\$/US\$). A linha azul cheia representa a taxa de juros e a linha vermelha tracejada a taxa de câmbio.

Gráfico 3 - Séries  $I_t$  e  $E_t$  (Janeiro/2005 - Maio/2013)

Nota: O eixo vertical a esquerda compõe os valores da taxa de juros e o eixo vertical a direita as variações da taxa de câmbio nominal Real/Dólar (R\$/US\$).

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do BC do Brasil.

Uma queda na taxa de câmbio representa uma valorização do real frente ao dólar e *vice versa*. Genericamente, pela teoria, se a regra de política monetária incluir a taxa de câmbio como uma variável explicativa, então o BC deve responder elevando a Selic face à desvalorização cambial e *vice versa* (adotando a notação brasileira de R\$/US\$). O Gráfico 3 mostra que durante os primeiros três anos e meio (Janeiro de 2005 a Julho de 2008) a taxa de câmbio vinha acompanhando a mesma trajetória de queda (valorização) verificada em outras variáveis, e o BCB seguiu uma política de cortes gradativos na taxa de juros. Nos finais de 2008, quando houve uma repentina desvalorização da taxa de câmbio, juntamente com uma queda brusca no hiato do produto, a taxa de juros, que já tinha iniciado um leve ciclo de crescimento em Maio do mesmo ano, continuou mantendo uma trajetória de altas. Portanto, mesmo com uma queda brusca no hiato do produto, nos primeiros meses o BCB manteve elevadas as taxas de juros. O novo período de valorização da taxa de câmbio foi seguido por reduções na taxa *Selic*.

No entanto, a partir de Maio de 2010, há uma aparente inversão na relação entre essas variáveis, pois, até Agosto de 2011, quando a taxa de juros vinha apresentando uma trajetória de crescimento, a taxa de câmbio continuava apresentando uma tendência de valorização. Já a partir de Setembro de 2011, a taxa de câmbio passou a exibir uma trajetória de desvalorização e o BCB deu início a um ciclo de cortes na taxa de juros. Portanto, de forma geral, visualmente não é possível verificar uma relação sólida e linear entre a taxa de câmbio e a

taxa de juros durante todo o período analisado, mas é importante salientar que para se chegar a uma conclusão robusta a respeito de todas as relações analisadas é necessária a aplicação de métodos econométricos apropriados.

#### 4.2.2 Estimação de regressões para a função de reação do BCB

Os trabalhos empíricos que usam dados em séries temporais normalmente adotam como principal pressuposto a estacionariedade das séries. Segundo Gujarati e Porter (2008), uma série é estacionária se não existir mudança sistemática em seu valor médio, se não houver variação sistemática na variância e se outras variações periódicas forem removidas. Ou seja, uma série não estacionária terá uma média que varia com o tempo, ou uma variância que varia com o tempo, ou, ambas. As propriedades usuais dos estimadores de MQO valem apenas se as séries envolvidas forem estacionárias. Por outro lado, quando se trata de estimações que envolvem a relação de duas ou mais séries podem surgir problemas como os de regressão espúria, em que as estimações apresentam um  $R^2$  elevado mesmo que as duas ou mais séries não tenham uma relação teórica, o que muitas vezes é causado pela estimação de regressões que apresentam alguma tendência em suas variáveis. Por isso, antes da estimação dos modelos é necessário verificar qual a ordem de integração, ou seja, se as séries são estacionárias em nível  $I(0)$  ou em primeiras diferenças  $I(1)$ .

Para fins de comparação e robustez, foram aplicados 03 testes para verificar a ordem de integração das séries: os testes *Dickey-Fuller Aumentado* (ADF) e *Phillips-Perron* (PP) que têm como hipótese nula a presença de raiz unitária; e o teste *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS) que apresenta como hipótese nula a estacionariedade da série<sup>70</sup>. A Tabela 14 apresenta os resultados dos testes ADF e PP, e a Tabela 15 mostra o resultado do teste KPSS para todas as variáveis introduzidas nos modelos. A escolha da ordem de integração foi com base na convergência do resultado de pelo menos dois testes especificados.

---

<sup>70</sup> A presença de uma raiz unitária na série em nível significa que ela é não estacionária. Para mais detalhes a respeito dos testes *Dickey-Fuller Aumentado* (ADF), *Phillips-Perron* (PP) e *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS) ver Gujarati e Porter (2008) e Willian Greene (2008).

Tabela 14 - Teste ADF e PP de raiz unitária (p-valor)

Variáveis	ADF		PP	
	Nível	1ª Dif.	Nível	1ª Dif.
$I_t$	0,0077	—	0,0870	—
$P_t$	0,1109	0,0000	0,4346	0,0000
$EXP\_P_t$	0,1318	0,0000	0,0985	—
$P\_DESV_t$	0,0297	—	0,0609	—
$EXP\_P\_DESV_t$	0,0577	—	0,0484	—
$DIBC_t$	0,0079	—	0,0046	—
$E_t$	0,0999	—	0,0838	—
$E\_VAR_t$	0,0000	—	0,0000	—

Nota: Os valores na tabela dizem respeito aos  $p$ -valores em nível e em primeiras diferenças. Aceitando o critério de nível de significância a 10%,  $p$ -valor acima de 0,1 sugere aceitação da hipótese nula de raiz unitária.

Fonte: elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Tabela 15 - Teste KPSS de estacionariedade

Variáveis	Estística LM		Valores Críticos		
	Em Nível	1ª Diferença	1%	5%	10%
$I_t$	0,1627	0,0571			
$P_t$	0,1205	0,0571			
$EXP\_P_t$	0,1611	0,0962			
$P\_DESV_t$	0,1205	0,0784	0,2160	0,1460	0,1190
$EXP\_P\_DESV_t$	0,1611	0,0962			
$DIBC_t$	0,0483	—			
$E_t$	0,1658	0,0374			
$E\_VAR_t$	0,0392	—			

Nota: Os valores na tabela dizem respeito aos valores da estatística LM em nível e em primeira diferença, e os valores críticos considerados. Valores da estatística LM acima de 0,1190 (10%) rejeitam a hipótese nula de estacionariedade.

Fonte: elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Pelos testes ADF e PP, as variáveis taxa de juros ( $I_t$ ), desvio de inflação em relação à meta central ( $P\_DESV_t$ ), desvio da expectativa de inflação em relação à meta central ( $EXP\_P\_DESV_t$ ) e taxa nominal de câmbio ( $E_t$ ) são estacionárias em nível ao nível de 10% de significância. O hiato do produto ( $DIBC_t$ ) e a variação da taxa de câmbio ( $E\_VAR_t$ ) também são estacionárias assumindo um nível máximo de 10% pelos testes ADF, PP e KPSS. Contrariamente, as séries taxa de inflação ( $P_t$ ) e expectativas da taxa de inflação ( $EXP\_P_t$ ) são estacionárias apenas em 1ª diferença, pois em nível essas variáveis não rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária (pelos testes ADF e PP) e rejeitaram a hipótese nula de estacionariedade (pelos teste KPSS) ao nível de 10% de significância. Portanto, as variáveis  $P_t$  e  $EXP\_P_t$  devem ser introduzidas nos modelos em suas primeiras diferenças.

Após analisar a estacionariedade das séries, e conseqüentemente a ordem de integração, foram estimadas quatro especificações gerais para a regra de política monetária no Brasil. Para cada

especificação geral, por sua vez, estimou-se um conjunto de modelos, incluindo as defasagens das variáveis adotadas em cada especificação. A estimação de quatro especificações teve como finalidade avaliar a robustez dos resultados e chegar a um modelo ótimo em termos de significância dos parâmetros, critérios de informação ou qualidade de ajuste, parcimônia e correlação serial nos resíduos. Somente a partir da identificação de um modelo mais adequado é que foi aplicado o *filtro de Kalman*, com vistas à extração da série de inércia da política monetária. Desse modo, inicialmente os modelos serão descartados se um ou mais coeficientes não apresentar(em) significância estatística (assumindo um nível de 10% de significância) e se os resíduos apresentarem correlação serial. Os critérios de informação ou qualidade de ajuste usados no trabalho são:  $R^2$  ajustado ( $\bar{R}^2$ ); critério de informação de Akaike (AIC); e critério de informação de Schwarz (SIC)<sup>71</sup>.

A primeira especificação seguiu a seguinte forma geral:

$$I_t = \rho I_{t-1} + \alpha + \beta_1(D(P_t)) + \beta_2(D(P_{t-1})) + \beta_3(D(EXP_P_t)) + \beta_4(D(EXP_P_{t-1})) + \gamma_1 DIBC_t + \gamma_2 DIBC_{t-1} + \xi_1 E_t + \xi_2 E_{t-1} + \varepsilon_t \quad (52)$$

onde  $D(P_t)$  e  $D(EXP_P_t)$  representam, respectivamente, a taxa de inflação e a expectativa da taxa de inflação em primeiras diferenças,  $\alpha$  o intercepto e  $\varepsilon_t$  um termo de erro de ruído branco. Desse modo, a especificação (52) resultou na estimação de 08 modelos de análise, que estão dispostos na Tabela 20A que se encontra no Apêndice B<sup>72</sup>.

De acordo com os resultados da Tabela 20A é possível constatar que as variáveis de maior peso no ajuste do instrumento de política foram a taxa de juros defasada e o hiato do produto defasado, pois estas variáveis mantiveram coeficientes significativos estatisticamente ao nível de 1% em todos os modelos. O coeficiente da expectativa de inflação também apresentou significância estatística ao nível de 10%, porém o seu valor negativo, que não condiz com o princípio de Taylor de regras de política monetária, pode ter sido influenciado pela utilização da série em primeiras diferenças, e não como desvio da série em relação à meta central<sup>73</sup>. Os coeficientes da taxa de inflação corrente, da taxa de câmbio para suas respectivas defasagens não foram significativos estatisticamente ao nível de 10% em nenhum dos modelos, o que mostra que essas variáveis tiveram pouca ou nula relevância no momento de decisão de

<sup>71</sup> Para mais detalhes a respeito dos critérios de seleção de modelos ver Apêndice A.

<sup>72</sup> Optou-se por apresentar no corpo do trabalho apenas os resultados da especificação geral que apresentou os melhores resultados em termos dos critérios usados.

<sup>73</sup> Por essa razão, foram estimadas especificações que substituíram as séries de taxa de inflação e expectativas de inflação pelas séries de desvios das mesmas em relação a meta central. Esclarecer desde já que o coeficiente de intercepto não apresentou significância estatística em nenhuma das especificações adotadas no trabalho.

política<sup>74</sup>. Contudo, apesar dos modelos mostrarem que o BCB respondeu ao hiato do produto, adotando uma postura contracíclica ( $\gamma_2 > 0$ ), o seu valor relativamente baixo ( $\gamma_2$  em torno de 0,12) conjuntamente com o elevado grau de inércia ( $\rho$  acima de 0,97), mostrou que o BCB foi pouco sensível ao estado real da economia. Isto é, o BCB reagiu de forma muito gradual às informações da atividade econômica e das expectativas de inflação. Da especificação (59), o modelo que melhor se ajustou aos dados e apresentou menores valores para os critérios AIC e SIC foi o Modelo 8, que por sinal é o mais parcimonioso. No entanto, pelo teste LM de correlação serial (teste de *Breusch-Godfrey*) o modelo apresentou correlação serial, dado que rejeitou a hipótese nula de ausência de correlação serial na segunda defasagem<sup>75</sup>.

Na segunda especificação geral apenas substituiu-se as séries da taxa de inflação e da expectativa de inflação em primeiras diferenças pelas séries de desvios da inflação e expectativa de inflação em relação à meta central (4,5% a.a.). Assim, a especificação geral apresentou a seguinte modelagem:

$$I_t = \rho I_{t-1} + \alpha + \beta_1(P\_DESV_t) + \beta_2(P\_DESV_{t-1}) + \beta_3(EXP\_P\_DESV_t) + \beta_4(EXP\_P\_DESV_{t-1}) + \gamma_1 DIBC_t + \gamma_2 DIBC_{t-1} + \xi_1 E_t + \xi_2 E_{t-1} + \varepsilon_t \quad (53)$$

Aplicando a mesma estratégia de eliminação de variáveis não significativas ao nível de 10%, foi possível estimar 08 Modelos que estão disponíveis na Tabela 21A do Apêndice B. Os resultados foram bastante similares aos modelos da especificação (52), pois os coeficientes a taxa de juros defasada e do hiato do produto defasado foram todos significativos estatisticamente ao nível de 1%, e os seus valores foram muito próximos aos da Tabela 21A. A variável desvio de expectativa de inflação corrente e sua defasagem apresentaram significância estatística ao nível de 10% nos três primeiros modelos e no quinto modelo. Contudo, a soma dos seus coeficientes ( $\beta_3 + \beta_4$ ) apresentou um valor negativo muito próximo de zero, o que mostra que praticamente o BCB não respondeu às expectativas de inflação. A partir do modelo 6, com a eliminação de variáveis não significativas, o saldo entre esses parâmetros passou a ser positivo e significativo ao nível de 5% e 1%, pressionado, principalmente, pelo desvio de expectativa de inflação defasado. No entanto, o seu valor continuou sendo muito baixo. As variáveis desvio de inflação corrente em relação à meta central, a taxa nominal de câmbio e suas respectivas defasagens não apresentaram coeficientes

<sup>74</sup> Em relação à significância da taxa de inflação corrente e defasada isso significaria que o BCB não foi *backward looking*.

<sup>75</sup> Como tentativa de corrigir o problema de correlação serial nos resíduos foi introduzida a segunda defasagem da taxa de juros, porém o problema não foi resolvido para esta forma geral de modelos. Essa estratégia é aplicada por vários autores tais como Modenesi (2008), Policano (2006) e Clarida, *et. al.*(1998).

significativos estatisticamente a 10% em todos os modelos. Portanto, considerando o Modelo 8 da segunda especificação como o melhor modelo, por ter apresentado todos os coeficientes significativos a 1%, menores valores para os critérios AIC e SIC, e por ser o mais parcimonioso, é possível verificar que o BCB respondeu principalmente aos desvios do produto e das expectativas de inflação defasadas. No entanto, os seus valores muito baixos ( $\gamma_2 = 0,099$  e  $\beta_4 = 0,115$ ), conjuntamente com um coeficiente de inércia próximo de 1,0 ( $\rho = 0,988$ ) mostram novamente que o BCB adotou uma postura bastante gradualista, dando maior importância aos movimentos das taxas de juros passadas e pouca importância ao estado corrente e prospectivo da economia. Nesse modelo, o teste LM de *Breusch-Godfrey* acusou correlação serial nos resíduos na segunda defasagem.

A terceira especificação geral teve como principal finalidade avaliar se o BCB respondeu a variações cambiais em vez de ao nível da taxa nominal de câmbio mensal. Nesse sentido, mantiveram-se as mesmas variáveis da segunda especificação e somente substituiu-se a taxa de câmbio nominal ( $E_t$ ) pela sua variação mensal ( $E\_VAR_t$ ). A especificação geral apresentou a seguinte formalização:

$$I_t = \rho I_{t-1} + \alpha + \beta_1(P\_DESV_t) + \beta_2(P\_DESV_{t-1}) + \beta_3(EXP\_P\_DESV_t) + \beta_4(EXP\_P\_DESV_{t-1}) + \gamma_1 DIBC_t + \gamma_2 DIBC_{t-1} + \xi_1 E\_VAR_t + \xi_2 E\_VAR_{t-1} + \varepsilon_t \quad (54)$$

sendo  $\varepsilon_t$  um choque de juros com média zero e variância constante (ruído branco). Foram estimados novamente 08 Modelos a partir da especificação (54) e os resultados estão disponibilizados na Tabela 22A do Apêndice B. De modo geral, os resultados não sofreram alterações substanciais em relação aos modelos das especificações (52) e (53); exceto a variável desvios de expectativas de inflação ( $EXP\_P\_DESV_{t-1}$ ), que passou a apresentar um coeficiente positivo e significativo em todos os modelos (ainda bem inferior do que o sugerido pela literatura). Todas as outras variáveis mantiveram resultados próximos aos modelos das especificações gerais (52) e (53), em termos de valores e significância estatística dos coeficientes. O coeficiente de variação da taxa de câmbio corrente e defasada não foi significativo a 10%, em nenhum dos modelos, e a partir do Modelo 6, quando essa variável foi excluída, voltou-se aos mesmos resultados da Tabela 21A. Ou seja, os resultados dos Modelos 6, 7 e 8 da Tabela 22A são os mesmos dos Modelos 6, 7 e 8 da Tabela 21A. Portanto, a substituição da variável taxa de câmbio nominal pela sua variação mensal não alterou as conclusões da especificação anterior (53).

A quarta e última especificação geral teve como principal objetivo tentar captar os impactos dos choques externos da crise financeira internacional (crise do *subprime*) sobre os desequilíbrios cambiais e produtivos ocorridos no final de 2008, e avaliar se esse contexto

transitório afetou de forma significativa o processo de decisão de política monetária<sup>76</sup>. Nessa especificação, portanto, utilizaram-se as mesmas variáveis da especificação (53), mas acrescentando-se uma variável *dummy*. A representação geral ficou do seguinte modo:

$$I_t = \rho I_{t-1} + \alpha_1 + \beta_1(P\_DESV_t) + \beta_2(P\_DESV_{t-1}) + \beta_3(EXP\_P\_DESV_t) + \beta_4(EXP\_P\_DESV_{t-1}) + \gamma_1 DIBC_t + \gamma_2 DIBC_{t-1} + \xi_1 E_t + \xi_2 E_{t-1} + \alpha_2(dummy) + \varepsilon_t \quad (55)$$

Dessa vez, adotando o mesmo procedimento de eliminação de variáveis com coeficientes não significativos, estimaram-se apenas 05 modelos, pois no quinto modelo todos os coeficientes passaram a ser significativos (assumindo o critério de 10% de nível de significância). Os resultados estão apresentados na Tabela 16 a seguir.

Tabela 16 - Estimativa da função de reação do BCB: Especificação (55) (01/2005 - 05/2013)

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	
C	-0,2653	-0,2687	-0,2147			
I(-1)	0,9723*	0,9713*	0,9717*	0,9748*	0,9818*	
P_DESV	0,0784	0,057	0,0596	0,0579		
P_DESV(-1)	-0,0238					
EXP_P_DESV	-0,3257***	-0,3213***	-0,3123***	-0,3326**	-0,2773***	
EXP_P_DESV(-1)	0,3341***	0,3254**	0,3097***	0,3353**	0,3677**	
DIBC	0,0228	0,0249				
DIBC(-1)	0,1144*	0,1140*	0,1317*	0,1268*	0,1274*	
E	-0,5159	-0,5166	-0,5026	-0,5821	-0,6398***	
E(-1)	0,7328***	0,7409***	0,6983***	0,6496***	0,6739***	
<i>dummy</i>	0,3964**	0,4014**	0,3411**	0,3611**	0,3878**	
<b>R2 ajust</b>	0,9916	0,9917	0,9918	0,9918	0,9918	
<b>Durbin-Wat.</b>	1,9172	1,9163	1,9094	1,8854	1,8717	
<b>AIC</b>	0,6365	0,6168	0,6034	0,5892	0,5819	
<b>SIC</b>	0,9231	0,8773	0,8378	0,7975	0,7642	
<b>Teste LM para autocor. nos resíduos (Prob.)</b>						
1 lag	Estat. F	0,7071	0,7037	0,6826	0,6104	0,5645
2 lags	Estat. F	0,2657	0,2663	0,2327	0,1896	0,1481

Nota: \*, \*\*, \*\*\* representam respectivamente 1%, 5%, 10% de significância. Como parte da análise dos coeficientes significativos estatisticamente adotou-se o saldo entre os coeficientes correntes e defasados.

Fonte: elaboração do autor com base nos dados da pesquisa.

Os valores da Tabela 16 mostram que, por um lado, a introdução de uma *dummy* não alterou as conclusões gerais encontradas nas classes de modelos das especificações gerais prévias (53 e 54), no que diz respeito ao sinal, magnitude e significância estatística dos coeficientes das

<sup>76</sup> Note que o trabalho está assumido que as repentinas desvalorizações cambiais e a queda brusca no hiato do produto ocorrida nos finais de 2008 foram causados pelos efeitos imediatos da crise financeira internacional.

principais variáveis na regra de resposta do BCB, das quais se destacam: hiato do produto defasado ( $\gamma_2$ ), desvios de expectativas de inflação ( $\beta_3+\beta_4$ ) e a taxa de juros defasada ( $\rho$ ). O desvio da taxa de inflação corrente também não foi significativo ao nível de 10% mostrando que o BCB não foi *backward looking*. Por outro lado, o coeficiente da *dummy* apresentou um valor positivo (menor que 1,0) significativo ao nível de 5% em todos os modelos, e sua inclusão influenciou a significância estatística do coeficiente da taxa de câmbio, captando, de alguma forma, a influência da taxa de câmbio sobre a decisão de política.

A *dummy*, com sinal positivo, mostra que o BCB foi relativamente mais contracionista face ao estado da economia durante o período de Outubro de 2008 a Março de 2009, em que houve impactos expressivos de queda da produção e elevação no câmbio. Portanto, podemos interpretar que o BCB assumiu uma postura mais ativa no final de 2008 e início de 2009. Esse resultado corrobora com a análise gráfica dos dados efetuada na seção anterior. Num primeiro instante é possível observar que, mesmo com uma queda substancial no hiato do produto, o BCB que já vinha ajustando positivamente a taxa de juros, manteve um ciclo de altas, tentando controlar o problema de liquidez internacional e fuga de capitais e seus impactos sobre o câmbio. No início de 2009, quando o câmbio apresentou uma leve recuperação (valorização), o BCB realizou cortes relativamente mais expressivos na taxa de juros procurando compensar as perdas verificadas no produto.

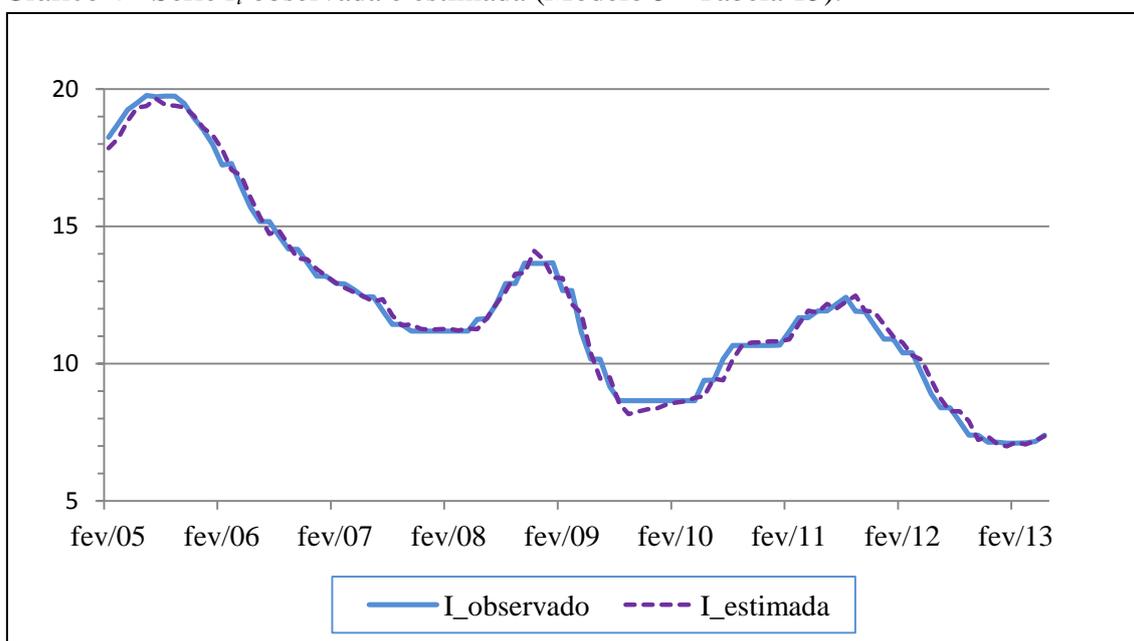
Olhando para o resultado de todas as especificações gerais, é possível observar que os coeficientes que demonstraram-se mais robustos – resistindo à alteração das especificações –, em termos de valor e significância estatística, foram os da taxa de juros defasada e do hiato do produto. Já os coeficientes de expectativas de inflação e da taxa de câmbio apresentaram uma maior oscilação no que diz respeito, principalmente, à significância estatística. Isso revela que o BCB respondeu de forma efetiva aos desvios do produto, adotando uma postura contracíclica (apesar de extremamente inercial), e deu menor crédito aos desvios de expectativa de inflação e à taxa de câmbio.

Por sua vez, para efeitos de análise e posterior uso da extração da série de inércia pelo *filtro de Kalman*, foi selecionado o Modelo 5 da Tabela 16, por apresentar melhores propriedades estatísticas (resíduos não correlacionados, melhor qualidade no ajuste em termos de  $R^2$  ajustado e critério AIC) e por apresentar significância estatística em todos os coeficientes. Assim, os parâmetros das variáveis do Modelo 5 apresentaram os seguintes valores:  $\gamma_2 = 0,127$ ,  $(\beta_3+\beta_4) = 0,090$ ,  $(\xi_1+\xi_2) = 0,034$ ,  $\alpha_2 = 0,387$  e  $\rho = 0,981$ . Esses parâmetros mostram que, primeiro, em média, o BCB deu pouca importância à taxa de câmbio e, segundo, o coeficiente de inércia consideravelmente elevado influenciou de tal forma os coeficientes do desvio do

produto e de expectativas de inflação que dá a entender que o BCB foi pouco sensível ao lado real da economia, não reagindo o suficiente para impactar a taxa real de juros na magnitude necessária a fim de inibir os desvios de inflação e de expectativas de inflação em relação à meta central, tal como foi verificado na análise gráfica das séries.

O Gráfico 4 apresenta a trajetória da taxa de juros observada e da taxa estimada pelo Modelo 5 da especificação (58). A linha azul cheia representa a taxa de juros observada e a linha roxa tracejada a taxa de juros estimada.

Gráfico 4 - Série  $I_t$  observada e estimada (Modelo 5 - Tabela 15).



Fonte: Elaboração do autor com base nos dados da pesquisa.

A partir do Gráfico 4 vê-se claramente que a função de reação estimada pelo Modelo 5 se ajustou muito bem aos valores observados da taxa de juros, representando muito bem o comportamento do BCB no período analisado. Conforme especificado anteriormente, o passo metodológico a seguir é extrair a trajetória do coeficiente de inércia da função de reação, descrita pelo Modelo 5 da especificação (55), pelo método recursivo conhecido como *filtro de Kalman*.

#### 4.2.3 Especificação do modelo na forma espaço-estado

De acordo com Harvey (1989), o primeiro passo antes da aplicação do *filtro de Kalman* consiste em escrever o modelo na forma *espaço-estado*. A forma geral de um modelo em espaço-estado pode ser aplicada a uma série temporal multivariada,  $y_t$  que contém N

elementos. Estas variáveis observáveis são relacionadas a um vetor  $m \times 1$ ,  $\theta_t$ , conhecido como *vetor estado* por meio da seguinte equação de medida:

$$y_t = Z_t \theta_t + d_t + v_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (56)$$

em que  $Z_t$  é uma matriz  $N \times m$ ,  $d_t$  é um vetor  $N \times 1$  e  $v_t$  é um vetor  $N \times 1$  de distúrbios serialmente não correlacionados com média zero e covariância  $G_t$ , isto é:

$$E(v_t) = 0 \quad \text{e} \quad \text{Var}(v_t) = G_t$$

Os elementos de  $\theta_t$  apesar de não observáveis, são conhecidos como sendo gerados por um processo de *Markov* de primeira ordem:

$$\theta_t = T_t \theta_{t-1} + c_t + R_t \eta_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (57)$$

onde  $T_t$  é uma matriz  $m \times m$ ,  $c_t$  é um vetor  $m \times 1$ ,  $R_t$  é uma matriz  $m \times b$ , e  $\eta_t$  é um vetor  $b \times 1$  de erros serialmente não correlacionados, com média zero e matriz de covariância  $Q_t$ , dada por:

$$E(\eta_t) = 0 \quad \text{e} \quad \text{Var}(\eta_t) = Q_t$$

Relativamente à especificação (56), quando se trata de um modelo univariado, como é o caso do presente trabalho ( $N = 1$ ), a equação de medida ou das observações apresenta a seguinte característica:

$$y_t = z'_t \theta_t + d_t + v_t, \quad \text{Var}(v_t) = g_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (58)$$

A equação (57) é a *equação de transição* que descreve as dinâmicas seguidas pelos coeficientes da equação de medida. A inserção da matriz  $R_t$  na frente do termo de erro é algo arbitrário. O termo de erro pode ser redefinido como tendo uma matriz de covariância  $R_t Q_t R'_t$ . Contudo, a representação em (57) naturalmente é mais frequente quando  $\eta_t$  está relacionada a uma parte específica dos distúrbios do modelo.

Para completar a especificação do sistema em espaço-estado são admitidas mais duas definições:

- a) O vetor de estado inicial,  $\theta_0$ , tem média  $a_0$  e matriz de covariância  $P_0$ , isto é:

$$E(\theta_0) = a_0 \quad \text{e} \quad \text{Var}(\theta_0) = P_0$$

- b) Os distúrbios  $v_t$  e  $\eta_t$  são não correlacionados em todos os períodos de tempo e também não correlacionados com o estado inicial:

$$E(v_t \eta'_s) = 0 \quad \text{para todo } s, t = 1, \dots, T \quad \text{e} \quad E(v_t \theta'_0) = 0 \quad E(\eta_t \theta'_0) = 0 \quad \text{para todo } t = 1, \dots, T.$$

As matrizes  $Z_t$ ,  $d_t$  e  $G_t$  na equação de medida e as matrizes  $T_t$ ,  $c_t$ ,  $R_t$  e  $Q_t$  na equação de transição são chamadas de matrizes do sistema. É assumido que elas são não estocásticas.

Desse modo, o sistema é linear e para qualquer valor de  $t$ ,  $y_t$  pode ser expresso como uma combinação linear dos erros presentes e passados ( $v_t$ 's e  $\eta_t$ 's) e o vetor de estado inicial ( $\theta_0$ ).

Assim, pode-se escrever a *regra de política monetária* adotada no trabalho do seguinte modo:

$$\text{Equação das observações: } Y_t = \underline{z}'_t \underline{\theta}_t + d_t + v_t, \quad v_t \sim NID[0, g_t] \quad (59)$$

$$\text{Equação do Sistema: } \underline{\theta}_t = \underline{T}_t \underline{\theta}_{t-1} + \underline{\eta}_t, \quad \underline{\eta}_t \sim NID[\underline{Q}, \underline{Q}_t] \quad (60)$$

onde  $v_t$  e  $\underline{\eta}_t$  são perturbações estocásticas independentes e identicamente distribuídos com distribuição normal. Desse modo, a especificação na forma espaço-estado apresenta a seguinte característica:

$$\underline{\theta}_{it} = \begin{bmatrix} \theta_{0t} \\ \theta_{1t} \\ \theta_{2t} \\ \theta_{3t} \\ \theta_{4t} \\ \theta_{5t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{3t} \\ \beta_{4t} \\ \gamma_{2t} \\ \xi_{1t} \\ \xi_{2t} \\ \rho_t \end{bmatrix}$$

$$\underline{z}'_t = [EXP\_P\_DESV_t \quad EXP\_P\_DESV_{t-1} \quad DIBC_{t-1} \quad E_t \quad E_{t-1} \quad I_{t-1}]$$

$$\underline{T}_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad \underline{Q}_t = \begin{bmatrix} Q & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & Q & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & Q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & Q & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & Q \end{bmatrix}$$

$$d_t = \alpha_2(\text{dummy})$$

$$Y_t = I_t$$

$$I_t = \beta_{3t}(EXP\_P\_DESV_t) + \beta_{4t}(EXP_{P\_DESV_{t-1}}) + \gamma_{2t}(DIBC_{t-1}) + \xi_{1t}E_t + \xi_{2t}E_{t-1} +$$

$$\rho_t I_{t-1} + \alpha_2(\text{dummy}) + v_t \quad (61)$$

$$\begin{bmatrix} \beta_{3t} \\ \beta_{4t} \\ \gamma_{2t} \\ \xi_{1t} \\ \xi_{2t} \\ \rho_t \end{bmatrix} = \underline{T}_t \begin{bmatrix} \beta_{3t-1} \\ \beta_{4t-1} \\ \gamma_{2t-1} \\ \xi_{1t-1} \\ \xi_{2t-1} \\ \rho_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_{3t} \\ \eta_{4t} \\ \eta_{2t} \\ \eta_{1t} \\ \eta_{\xi 2t} \\ \eta_{\rho t} \end{bmatrix} \quad (62)$$

A equação de medida (61) e a equação de transição (62) compõem o modelo na forma espaço-estado se permitíssemos que todos os coeficientes na equação de transição variassem no tempo. No entanto, como o objetivo principal da aplicação do *filtro de Kalman* é captar e extrair apenas a trajetória do coeficiente de inércia ( $\rho_t$ ), os outros coeficientes ( $\beta_3, \beta_4, \gamma_2, \xi_1, \xi_2$ ) serão introduzidos no modelo como parâmetros fixos e não variando no tempo<sup>77</sup>.

<sup>77</sup> O Eviews 6 disponibiliza essa opção.

#### 4.2.4 Especificação e aplicação do *filtro de Kalman*

Segundo Harvey (1989), o *filtro de Kalman* é um método recursivo que calcula o estimador ótimo do vetor de estado no tempo  $t$ , baseado nas informações disponíveis no tempo  $t$ . Essa informação consiste nas observações correntes, incluindo  $y_t$ . As matrizes do sistema conjuntamente com  $a_0$  e  $P_0$  são, por suposição, conhecidas em todos os períodos de tempo e desse modo não precisam ser incluídos explicitamente no conjunto de informações.

Partindo do modelo espaço-estado descrito acima assume-se que  $a_{t-1}$  representa o estimador ótimo de  $\theta_{t-1}$  baseado nas informações correntes incluindo  $y_{t-1}$ , e que  $P_{t-1}$  representa a matriz de covariância  $m \times m$  do erro de estimação, ou seja:

$$P_{t-1} = E[(\theta_{t-1} - a_{t-1})(\theta_{t-1} - a_{t-1})] \quad (63)$$

Dados  $a_{t-1}$  e  $P_{t-1}$ , o estimador ótimo de  $a_t$  é dado por:

$$a_{t|t-1} = T_t a_{t-1} + d_t \quad (64)$$

e a matriz de covariância do erro de estimações:

$$P_{t|t-1} = T_t P_{t-1} T_t' + Q_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (65)$$

Desse modo, as equações seguintes são chamadas de *equações de predição*:

$$m_t = Z_t' a_{t|t-1}, \quad (66)$$

$$R_t = Z_t' P_{t|t-1} Z_t + g_t, \quad (67)$$

Uma vez que a nova informação de  $y_t$  se torna disponível, o estimador de  $\theta_t$ ,  $a_{t|t-1}$  pode ser atualizado. As *equações de atualização* são:

$$a_t = a_{t|t-1} + P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} (y_t - m_t - d_t) \quad (68)$$

e

$$P_t = P_{t-1} - P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} Z_t P_{t|t-1} \quad (69)$$

onde

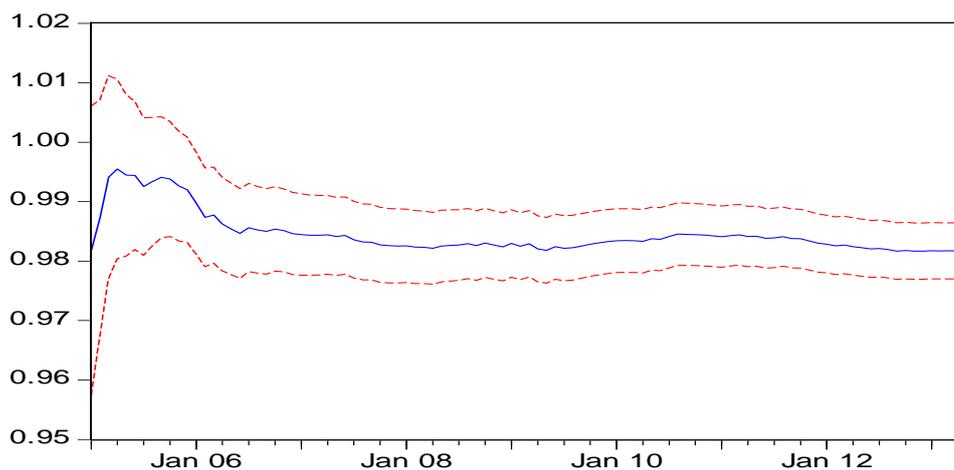
$$F_t = P_{t|t-1} Z_t R_t^{-1}, \quad t = 1, \dots, T \quad (70)$$

Assim, tomando conjuntamente (64), (65), (66), (67), (68), (69) e (70) constitui-se o *filtro de Kalman*. Ao se inicializar o *filtro de Kalman* os parâmetros iniciais ( $\theta_{0/0}$ ) são dados exogenamente ao modelo. No presente trabalho, considerando apenas o coeficiente de inércia ( $\rho_i$ ) variando no tempo, optou-se por usar como parâmetro inicial o valor médio e a variância calculada pelos MQO no Modelo 5 da quarta especificação geral. Portanto, assumiu-se que  $(\underline{\rho}_{0/0}) \sim \underline{N}(\underline{a}_0, \underline{P}_0)$  onde:  $\underline{a}_0 = [0,9817]$  e  $\underline{P}_0 = \text{diag}[0,000148]$ . Com esses valores iniciais e as

informações disponíveis, estimou-se recursivamente o coeficiente ( $\rho_t$ ), mês a mês, e obteve-se uma série de inércia para o BCB<sup>78</sup>.

O Gráfico 5 reporta a evolução do coeficiente de persistência da taxa básica de juros da economia brasileira calculada para o período de Janeiro de 2005 a Maio de 2013.

Gráfico 5 - Série de inércia da taxa selic (Janeiro/2005 - Maio/2013).



Nota: O gráfico representa a trajetória do coeficiente ( $\rho_t$ ). As linhas tracejadas indicam +/- 2 desvios-padrões

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados da pesquisa

A trajetória do coeficiente de inércia oscilando entre 0,981 e 0,995 confirma, mais uma vez, que durante todo o período analisado o BCB adotou um padrão de política monetária extremamente gradualista, respondendo de forma muito lenta e parcimoniosa aos desvios de produto, expectativa de inflação e taxa de câmbio mesmo quando esses oscilaram expressivamente, tal como durante a crise do *subprime*. Isso significa que apesar dessas variáveis serem consideradas relevantes no processo de determinação da taxa básica de juros, o peso atribuído a elas foi bem inferior se comparado ao peso das informações contidas na taxa de juros passada. Isso mostra que, no período analisado, o BCB ao ajustar a taxa de juros foi relativamente indiferente ao estado corrente e prospectivo da economia, agindo muito lentamente, e criando uma política monetária pró-cíclica para os desvios inflacionários.

Diante dessa evidência, mais do que considerar as motivações teóricas para o gradualismo, importa procurar respostas empíricas para o efeito de uma política amplamente gradualista sobre a dinâmica macroeconômica no Brasil. Recentemente, vários são os esforços empíricos

<sup>78</sup> Normalmente, nos períodos iniciais como há poucas informações acumuladas as estimações são pouco robustas, podendo surgir um desvio maior na convergência das estimativas. Alguns trabalhos optam por excluir os primeiros resultados das estimativas. Por exemplo, Policano (2006) excluiu da análise os cinco primeiros meses estimados. No presente trabalho, devido a reduzida variação no coeficiente estimado, decidiu-se manter todos os coeficientes estimados, para fins de análise posterior.

que procuram avaliar e descrever as relações de causalidade dinâmica entre as principais variáveis macroeconômicas para a economia brasileira, tais como produção, inflação, expectativas de inflação, taxa de câmbio e taxa de juros (Mendonça, 2005; Oreiro *et al.*, 2006; Moreira, 2013). Esses trabalhos não só identificam e avaliam as variáveis que compõem o processo de decisão de política monetária, como procuram monitorar a dinâmica interdependente entre essas variáveis e os efeitos das decisões sobre o desempenho macroeconômico. No entanto, tanto o presente trabalho como a literatura empírica sobre regras de política monetária têm identificado um comportamento bastante inercial do BCB frente às oscilações macroeconômicas. Nesse sentido, a principal questão que se expõe é a seguinte: em que medida e como uma política de elevação do gradualismo afeta o desempenho da dinâmica macroeconômica brasileira?

O ponto chave para essa análise parte do princípio de que, se considerarmos a variável de inércia um elemento importante na determinação do instrumento de política monetária, então ela pode muito bem compor a estrutura de variáveis usadas - em análises empíricas - para descrever as relações de causalidade dinâmica entre as mesmas. Assim, o esforço a seguir será o de usar a trajetória do coeficiente de inércia como uma série adicional na estimação de *Vetores Autorregressivos* (VAR), tentando descrever a relação causal entre essa variável ( $\rho_t$ ) e as variáveis macroeconômicas relevantes das quais se destacam: taxa de juros ( $I_t$ ), hiato do produto ( $DIBC_t$ ), desvios da taxa de inflação ( $P\_DESV_t$ ), desvios de expectativas de inflação ( $EXP\_P\_DESV_t$ ) e taxa nominal de câmbio ( $E_t$ ).

Antes da aplicação do método VAR, o primeiro passo é verificar a estacionariedade das séries. Pelas Tabelas 14 e 15 já se sabe que todas as variáveis mencionadas no parágrafo anterior são estacionária  $I(0)$ , exceto a variável de inércia ( $\rho_t$ ) que ainda não foi analisada. A Tabela 17 apresenta os resultados dos testes ADF e PP e a Tabela 18 os resultados do teste KPSS para a série de inércia.

Tabela 17 - Teste ADF e PP de raiz unitária (p-valor)

Variável	ADF		PP	
	Nível	1ª Dif.	Nível	1ª Dif.
$\rho_t$	0,1662	0,0000	0,0366	--

Nota: Os valores na tabela dizem respeito aos  $p$ -valores em nível e em primeiras diferenças. Aceitando o critério de nível de significância a 10%,  $p$ -valor acima de 0,1 sugere aceitação da hipótese nula de raiz unitária e vice versa.

Fonte: elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Tabela 18 - Teste KPSS de estacionariedade

Variável	Estatística LM		Valores Críticos		
	Nível	1ª Dif.	1%	5%	10%
$\rho_t$	0,1930	0,0913	0,2160	0,1460	0,1190

Nota: Os valores na tabela dizem respeito aos valores da estatística LM em nível e em primeira diferença, e os valores críticos considerados. Valores da estatística LM acima de 0,1190 (10%) rejeita-se a hipótese nula de estacionariedade.

Fonte: elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Pelos testes ADF e KPSS a série de inércia é não estacionária em nível ao nível de 10% de significância. Contudo, a diferença na ordem de integração entre a variável de inércia e as variáveis especificadas não impede a estimação pelo método VAR, isso porque não existe um consenso na literatura no que se refere a trabalhar com variáveis no modelo VAR em nível e/ou em primeiras diferenças. Por exemplo, alguns autores como Sims *et. al.* (1990) não veem problemas em se trabalhar com variáveis estacionárias e não estacionárias em um modelo VAR, dado que é uma metodologia que está interessada nas inter-relações entre as variáveis, o que pode ser alcançado por meio de um VAR completo, com todas as variáveis tomadas em nível<sup>79</sup>. Desse modo, o método VAR será aplicado usando-se todas as variáveis em nível.

#### 4.2.5 Especificação e aplicação do método VAR

O método VAR é um dos instrumentos mais usados em investigações empíricas na área macroeconômica, pois ele permite analisar as inter-relações entre múltiplas variáveis através de um conjunto mínimo de restrições de identificação. Seguindo a mesma formalização apresentada por Caçador *et. al.* (2013), o modelo VAR de ordem  $p$  pode ser expresso em função de um vetor com  $n$  variáveis endógenas,  $Y_t$ , conectadas por meio de uma matriz A da seguinte forma:

$$AY_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i Y_{t-i} + B\varepsilon_t \quad (71)$$

onde A é uma matriz  $n \times n$  que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que fazem parte do vetor  $n \times 1$  ( $Y_t$ );  $B_0$  é o vetor de constantes com  $n \times 1$ ;  $B_i$ , matrizes  $n \times n$ ; B é a matriz diagonal  $n \times n$  de desvios padrão; e  $\varepsilon_t$  representa o vetor de distúrbios aleatórios com média zero e variância constante e não correlacionados entre si contemporaneamente ou temporalmente.

<sup>79</sup> Sims *et. al.* (1990) também demonstram que para modelos autorregressivos os resultados dos testes em nível são consistentes assintoticamente, e que a transformação de variáveis para sua primeira diferença, os teste de cointegração e a aplicação do mecanismo de correção de erros, deixam de ser necessários.

A equação (71) estabelece a relação entre variáveis endógenas, que geralmente partem de um modelo econômico teoricamente estruturado, denominado de forma estrutural. No entanto, devido à endogeneidade das variáveis do VAR, o modelo é habitualmente estimado na sua forma reduzida, do seguinte modo:

$$Y_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i Y_{t-i} + A^{-1}B\varepsilon_t \quad (72)$$

$$\text{e considerando: } \varphi_i = A^{-1}B_i, i = 0,1,2, \dots, p \text{ e } B\varepsilon_t = Av_t \quad (73)$$

e substituindo (71) na equação (70), tem-se:

$$Y_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_i Y_{t-i} + v_t \quad (72)$$

De acordo com Mendonça (2005), devido à dificuldade de se interpretar os coeficientes estimados pelo modelo VAR, os resultados são usualmente sumariados e interpretados por meio da análise impulso resposta parcial.

A análise pelo método VAR será seguida das seguintes etapas: verificação e escolha da defasagem ótima para o modelo VAR através dos critérios de informação ou qualidade de ajuste de *Akaike* (AIC), *Schwarz* (SIC) e *Hannan-Quinn* (HQ); testes de raízes inversas para a estabilidade do modelo VAR; realização de testes de causalidade Granger a partir do VAR escolhido; identificação da ordem de *Cholesky* (ordem de causalidade contemporânea das variáveis) com base nos testes de Granger; e análise da função impulso-resposta.

Usando o mesmo critério de Moreira (2013), foram testadas 06 defasagens (de 0 a 6) para o modelo VAR com e sem constante, e escolhido a melhor defasagem com base nos critérios de informação AIC, SIC e HQ. A Tabela 19 apresenta os resultados das estatísticas de todas as defasagens testadas.

Tabela 19 - Critérios de identificação da defasagem ótima do modelo VAR

Defasagens (lag)	Constante	AIC	SIC	HQ
0	com constante	2,2069	2,3681	2,2720
1	com constante	-12,2637*	-11,1346*	-11,8075*
2	com constante	-12,1430	-10,0461	-11,2957
3	com constante	-12,0302	-8,9655	-10,7918
4	com constante	-11,9331	-7,9012	-10,3012
5	com constante	-11,7786	-6,7784	-9,7581
6	com constante	-11,6393	-5,6713	-9,2278
1	sem constante	-12,1776*	-11,2098*	-11,7866*
2	sem constante	-12,0716	-10,1361	-11,2895
3	sem constante	-11,9762	-9,0728	-10,8030
4	sem constante	-11,8298	-7,9587	-10,2656
5	sem constante	-11,5836	-6,7447	-9,6283
6	sem constante	-11,4851	-5,6783	-9,1387

Nota: (\*) identifica a melhor estatística de ajuste.

Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados da pesquisa.

Uma vez que valores estatísticos menores refletem melhor qualidade de ajuste é possível identificar o modelo VAR (1), com constante, como o melhor modelo, pois apresentou melhores estatísticas em termos de AIC e HQ. O teste de raízes inversas que se encontra no apêndice C, mostra que o modelo VAR (1) com intercepto apresentou *todas as raízes do polinômio dentro do círculo unitário*, o que satisfaz a condição de estabilidade do VAR.

Antes da estimação e análise das funções impulso-resposta, o próximo passo é identificar o ordenamento de causalidade contemporânea de *Cholesky*, isto porque as funções de impulso-resposta muitas vezes são sensíveis à ordenação das variáveis<sup>80</sup>. A identificação do ordenamento de *Cholesky* pode ser realizada a partir do conhecimento teórico *a priori* da relação entre as variáveis, ou através dos resultados do teste de causalidade de Granger<sup>81</sup>. Contudo, o presente trabalho optou pela identificação do ordenamento de *Cholesky* com base no teste de causalidade de Granger<sup>82</sup>.

Os testes de causalidade de Granger permitem identificar quais variáveis afetam mais fortemente, com precedência temporal, as demais variáveis. Ou seja, quais variáveis são mais exógenas com precedência temporal. Assim, as variáveis mais exógenas são escolhidas com base em suas estatísticas *Qui-quadrado* conjunta. Quanto menor a estatística *Qui-quadrado* conjunta, menor a sensibilidade da variável dependente em relação a variações prévias nas demais variáveis. Isto é, mais exógena será a variável dependente em questão. De acordo com os resultados do teste de causalidade de Granger que se encontram na Tabela 23A do apêndice C, os valores *Qui-quadrado* conjuntos revelam o seguinte ordenamento de *Cholesky* para o modelo VAR(1) com constante:  $E_t - DIBC_t - EXP\_P\_DESV_t - P\_DESV_t - \rho_t - I_t$ .

Após a identificação do ordenamento de *Cholesky* é possível estimar então as funções impulso-resposta. A estimação da função impulso-resposta disponibiliza todas as relações

<sup>80</sup> Segundo Cavalcanti (2010), a decomposição de *Cholesky* é um procedimento de ortogonalização dos resíduos do VAR que estabelece uma estrutura recursiva à matriz de relações contemporâneas entre as variáveis do modelo - fazendo com que a primeira variável não seja afetada contemporaneamente por nenhuma das demais, a segunda seja afetada pela primeira, a terceira pelas duas primeiras, e assim por diante.

<sup>81</sup> Uma variável Y causa outra variável Z no sentido de Granger se a observação de Y no presente ou passado ajuda a prever os valores futuros de Z em algum horizonte de tempo.

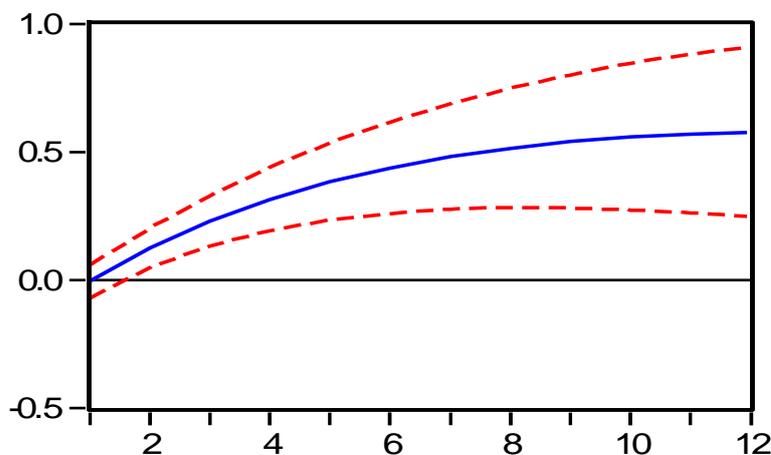
<sup>82</sup> É importante salientar que Cavalcanti (2010) considera um erro identificar o ordenamento de *Cholesky* do modelo VAR pelo teste de causalidade de Granger. Segundo o autor, esse método seria inadequado porque a ordenação de *Cholesky* indica uma causalidade contemporânea entre as variáveis, enquanto que os testes de Granger indicam uma causalidade com precedência temporal e, portanto, o fato de certa variável Y não causar outra variável Z no sentido de Granger não é condição necessária nem suficiente para a ausência de efeito contemporâneo de Y sobre Z. Contudo, o autor faz uma exceção para o caso em que a causalidade de Granger estiver positivamente correlacionada com o efeito contemporâneo de uma variável sobre a outra, ainda que isso não seja verificado em determinados casos macroeconômicos. Não obstante a crítica, o presente trabalho optou pela identificação do ordenamento de *Cholesky* com base no teste de causalidade de Granger, um vez que vários trabalhos aplicados ao Brasil, adotam o mesmo método - Mendonça (2005), Oreiro et al. (2006), Moreira (2013).

possíveis entre as variáveis, no sentido da resposta temporal de uma variável dependente frente a um choque em outra variável. No entanto, para fins de análise serão selecionadas apenas as relações bilaterais que apresentaram significância estatística ao nível de 10% nos testes de causalidade de Granger individuais. Importante lembrar que o teste de Granger tem como hipótese nula ausência de causalidade com precedência temporal. Pela Tabela 23A, que se encontra no apêndice C, foi possível selecionar 14 relações de causalidade em termos de significância estatística. O tempo de resposta usado para análise da função impulso-resposta foi de 12 meses após a ocorrência de um choque.

#### 4.2.6 Resultados das funções impulso-resposta

O Gráfico 6 mostra a função impulso-resposta de  $I_t$  a  $DIBC_t$ , ou seja, uma resposta da taxa de juros a um choque positivo no hiato do produto. As linhas pontilhadas representam os intervalos de confiança de dois desvios-padrão<sup>83</sup>.

Gráfico 6 - Resposta de  $I_t$  ao impulso de  $DIBC_t$



Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados da pesquisa.

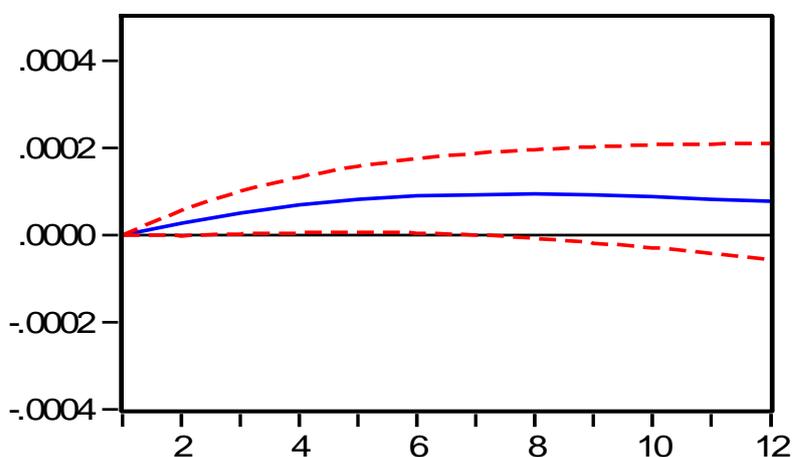
Pelo Gráfico 6 pode-se observar que no período analisado um choque positivo no hiato do produto implicou uma elevação da taxa básica de juros que não foi eliminada ao longo dos 12 meses seguintes. Isso revela, a princípio, que o BCB adotou uma postura contracíclica com relação ao produto, o que corrobora com o resultado da regra de política estimada na seção anterior, e com alguns trabalhos da literatura empírica para o caso brasileiro (Moreira, 2013).

<sup>83</sup> É importante enfatizar que as relações do modelo VAR estimado normalmente são analisadas com base nas funções impulso resposta que traduzem a reação das variáveis dependentes ao impulso positivo, ou choque positivo nas variáveis consideradas exógenas.

Em relação ao impacto das outras variáveis sobre a taxa de juros, não foi possível verificar significância estatística no sentido causa-Granger. Nos termos de uma função objetivo usada nos modelos de Svensson (1997), por exemplo, essas evidências denotariam que a autoridade monetária no Brasil tem dado peso à variância do produto, porém peso nulo à variância da inflação. Trata-se, neste caso, de uma política em contradição com a estrutura institucional do regime de *inflation targeting*.

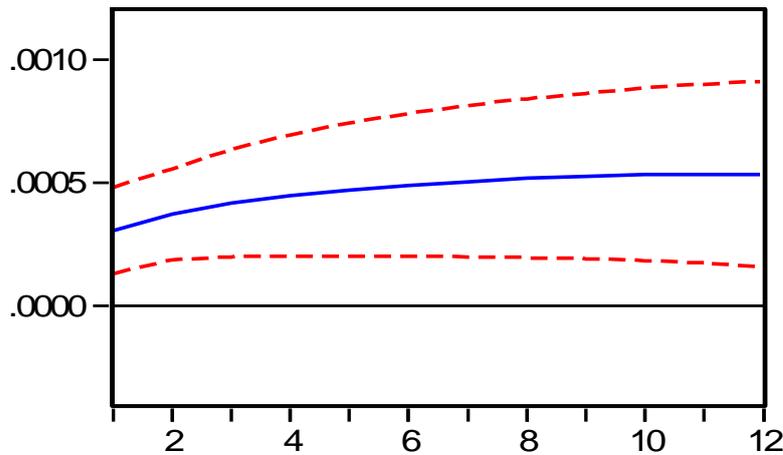
Os Gráfico 7, 8 e 9 apresentam a função impulso-resposta de  $\rho_t$  a  $I_t$ ,  $DIBC_t$  e  $E_t$ , respectivamente, ou seja, uma resposta da variável de inércia a um choque positivo na taxa de juros, no hiato do produto e na taxa nominal de câmbio.

Gráfico 7 - Resposta de  $\rho_t$  ao impulso de  $I_t$



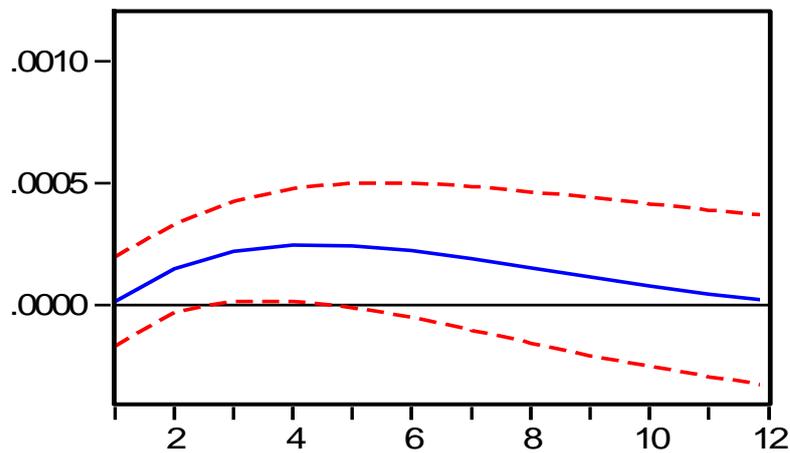
Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados da pesquisa.

A relação direta entre a variável de inércia e a taxa de juros, mostra que um choque positivo na última desencadeou um aumento na variável de inércia ao longo de doze meses. Ou seja, um ajuste positivo da taxa de juros foi acompanhado por uma postura mais gradualista pelo BCB meses à frente, o que condiz com os resultados encontrados na estimação da regra de política. Neste caso, pode-se dizer que o BCB tenta compensar um impulso na taxa *Selic* através de uma postura mais gradualista meses à frente, talvez numa tentativa de monitorar os efeitos defasados da política monetária.

Gráfico 8 - Resposta de  $\rho_t$  ao impulso de  $DIBC_t$ 

Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados da pesquisa.

Em relação ao impacto de um choque positivo no hiato do produto sobre a variável de inércia, observa-se um desvio positivo na variável  $\rho_t$  que não é dissipado nos doze meses. Isto é, apesar do BCB adotar uma postura contracíclica frente a choques positivos no hiato do produto (de acordo com o Gráfico 6), ela é acompanhada por um comportamento crescentemente inercial. Isto poderia se traduzir em um ciclo de elevações da *Selic* aquém do necessário para frear pressões de demanda sobre a estrutura inflacionária no país.

Gráfico 9 - Resposta de  $\rho_t$  ao impulso de  $E_t$ 

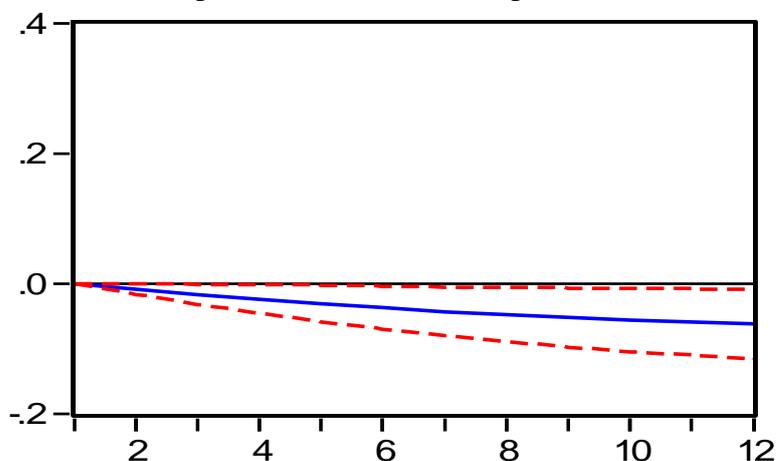
Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados da pesquisa.

O choque positivo na taxa de câmbio também possui impacto significativo, com precedência temporal, sobre o desvio da variável de inércia. Como se observa no Gráfico 9, há um aumento da inércia nos primeiros quatro meses após o choque na taxa de câmbio. Em seguida, o desvio é amortecido suavemente no tempo e alcança seu nível tendencial no 12<sup>a</sup> mês. Portanto, de modo geral, o que se observa é que diante de um choque positivo na taxa de juros, no hiato do produto e na taxa de câmbio, há uma tendência de crescimento no

gradualismo de política monetária. Mais uma vez, embora a inércia de política seja motivada, dentre outras coisas, pela existência de incertezas para um BC, tal como foi salientado no escopo teórico deste trabalho; por outro lado, uma inércia que cresça face a choques causadores de inflação pode criar um teor desestabilizador para o processo de convergência da inflação à meta<sup>84</sup>.

No que se refere ao comportamento do desvio de inflação corrente face a choques em outras variáveis, alguns resultados merecem destaque. Os Gráficos 10 e 11 mostram a função impulso-resposta de  $P\_DESV_t$  a  $I_t$  e  $DIBC_t$ , respectivamente.

Gráfico 10 - Resposta de  $P\_DESV_t$  ao impulso de  $I_t$



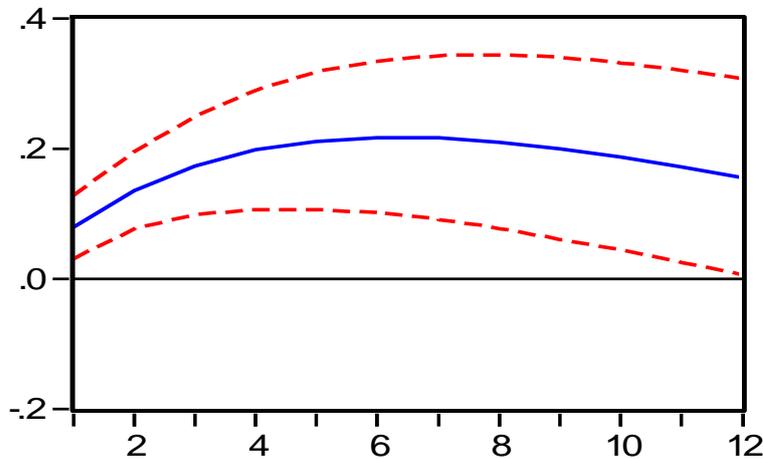
Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados da pesquisa.

Pelo Gráfico 10, observa-se que, mesmo que o BCB não tenha respondido diretamente aos desvios de inflação, um choque positivo na taxa *Selic* desencadeou, com precedência temporal, uma leve redução no desvio inflacionário, que não é eliminado nos 12 meses. A princípio, esse resultado mostra uma consistência teórica, que pode ser observada pelos efeitos defasados da política, e uma consistência empírica, verificada pelos efeitos desejados na dinâmica inflacionária num contexto de metas de inflação. Contudo, fazendo uma comparação com o trabalho de Moreira (2013), é possível observar que aqui os efeitos do choque na política monetária sobre os desvios da inflação foram menores e muito mais graduais. Ou seja, a reação da inflação ao choque na taxa de juros foi muito lenta. Uma hipótese para esta pequena sensibilidade do desvio inflacionário ao impulso na *Selic* pode ser

<sup>84</sup> É importante observar que nos três casos de resposta da variável de inércia ao impulso positivo na taxa de juros, no hiato do produto e na taxa de câmbio os valores que representam esses desvios são muito pequenos, próximos de zero. A ocorrência desse fenômeno deve-se ao fato de que não existe mais espaço para se aumentar a variável de inércia. Como foi visto na estimação da função de reação e na extração da variável de inércia pelo filtro de Kalman, durante todo o período o coeficiente de inércia oscilou bem próximo de 1.

a de perda de credibilidade da política monetária nos últimos anos, o que estaria reduzindo sua eficácia.

Gráfico 11 - Resposta de  $P\_DESV_t$  ao impulso de  $DIBC_t$

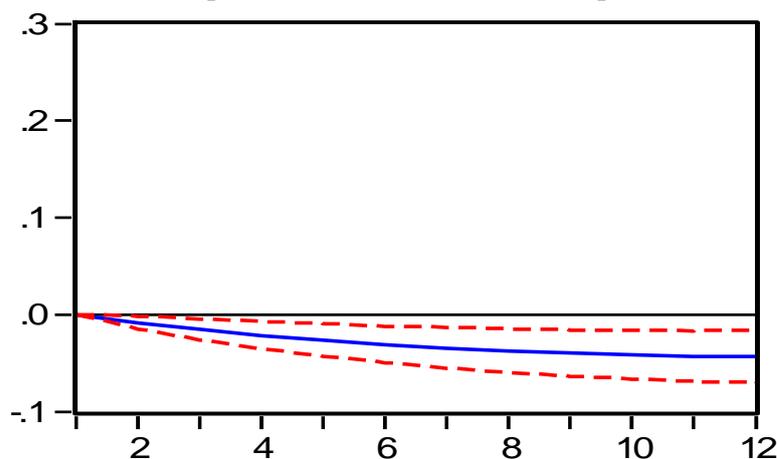


Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados da pesquisa.

Em relação ao Gráfico 11, fica claro que os desvios positivos no hiato do produto foram de suma importância para explicar a persistência dos desvios de inflação durante o período analisado, pois um choque positivo no hiato do produto foi acompanhado por uma elevação no desvio inflacionário até ao 6ª mês. Em seguida, há uma leve redução no desvio de inflação, mas não suficiente para o retorno à média. Esse resultado é compatível com as análises gráficas efetuadas na seção (4.2.1.), e com os modelos teóricos novo-keynesianos, dado que, de acordo com a curva de *Phillips*, um aumento no hiato do produto pressiona o nível de preços. Uma análise conjunta dos Gráficos 6, 8 e 11 pode ser no seguinte sentido: embora o BCB tenha elevado a *Selic* face a *gaps* do produto no Brasil, esta elevação é seguida de um elevado grau de inércia da política, o que amortece o ciclo de alta, ao mesmo tempo que libera o efeito de tais *gaps* sobre o desvio inflacionário<sup>85</sup>.

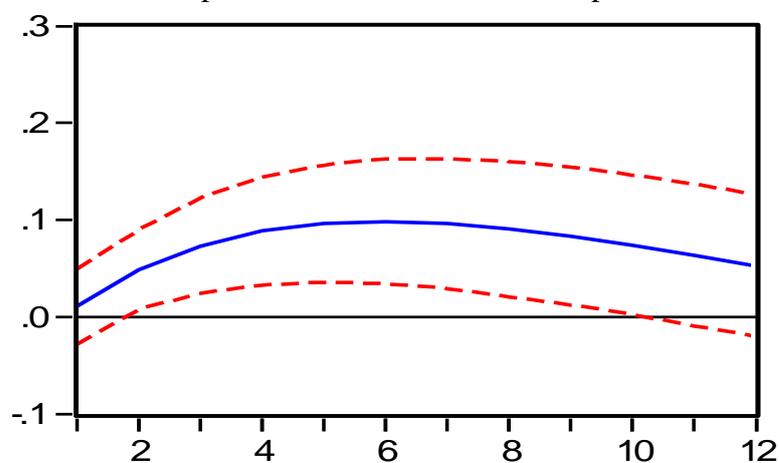
Por sua vez, a análise a seguir é referente à resposta do desvio de expectativas de inflação ao impulso em outras variáveis. As seguintes relações forem significativas no sentido causa-Granger: resposta de  $EXP\_P\_DESV_t$  ao impulso de  $I_t$ ,  $DIBC_t$  e  $P\_DESV_t$ , representadas nos Gráfico 12, 13 e 14, respectivamente.

<sup>85</sup> Em relação a resposta da taxa de inflação ao impulso na taxa de câmbio não foi possível verificar significância estatística no sentido causa-Granger.

Gráfico 12 - Resposta de  $EXP\_P\_DESV_t$  ao impulso de  $I_t$ 

Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados da pesquisa.

O efeito de um choque na taxa de juros sobre o desvio de expectativas de inflação foi muito similar à resposta do desvio de inflação corrente ao choque na taxa de *Selic*. O Gráfico 12 revela uma queda muito suave nos desvios de expectativas de inflação, após um choque positivo na taxa de juros, que não é eliminada nos 12 meses.

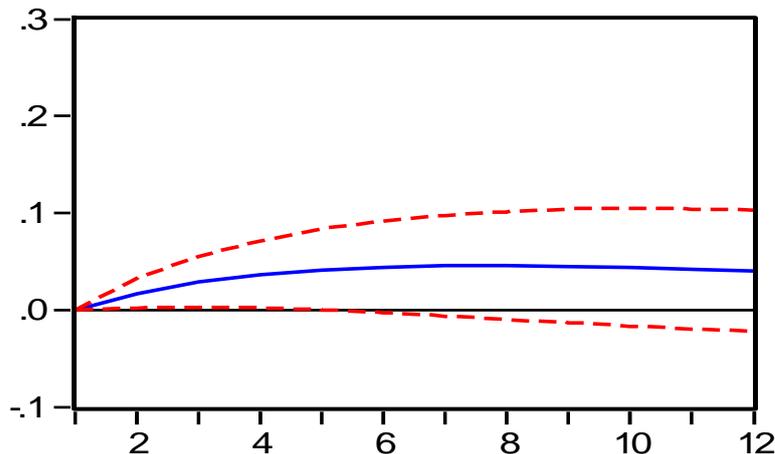
Gráfico 13 - Resposta de  $EXP\_P\_DESV_t$  ao impulso de  $DIBC_t$ 

Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados da pesquisa.

Os choques positivos no hiato do produto também foram de suma importância para explicar a persistência dos desvios de expectativas de inflação durante o período analisado, pois um impulso positivo na atividade econômica resultou no aumento das expectativas de inflação acima da meta durante 12 meses consecutivos. Ou seja, os desvios positivos de expectativas de inflação não convergiram ao nível normal em 12 meses após o choque no hiato do produto. Portanto, se o hiato do produto no período analisado teve considerável importância para explicar os desvios persistentes nas expectativas de inflação, então faz sentido o BCB ter focado uma boa parte da sua atenção sobre o hiato do produto, como salientado. No entanto,

esse peso relativamente maior, atribuído ao hiato do produto, não foi suficiente para inibir os desvios persistentes das expectativas de inflação e da inflação no período estudado. Além disto, esses desvios persistentes também podem ser explicados pela ausência de respostas da *Selic* a choques diretos nos desvios de inflação corrente e de expectativas.

Gráfico 14 - Resposta de  $EXP\_P\_DESV_t$  ao impulso de  $P\_DESV_t$

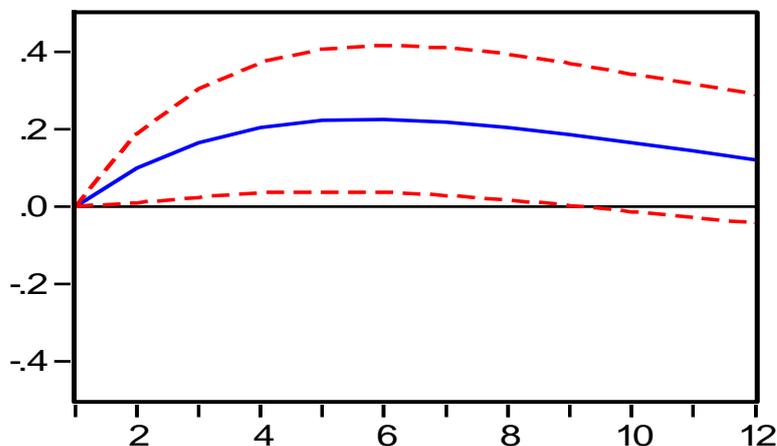


Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados da pesquisa.

Outra evidência de particular interesse é a relação de causalidade entre o desvio de expectativas de inflação e o desvio inflacionário. Observa-se no Gráfico 14 que um choque positivo no desvio de inflação implicou numa elevação das expectativas de inflação, corroborando Moreira (2013), para o qual isto indica um componente adaptativo das expectativas de inflação no Brasil e uma evidência para ausência de credibilidade plena da política monetária. Contudo, diferentemente do trabalho de Moreira (2013), que encontrou um pico no 2ª mês e em seguida uma redução que alcançou um processo deflacionário de expectativas após o 8ª mês, o resultado do presente trabalho apresentou um crescimento gradual e uma persistência de desvios positivos nas expectativas após um choque inflacionário, que não foi eliminada nos 12 meses seguintes. Esse resultado, em primeiro lugar, sugere que talvez, a melhor maneira para o BCB controlar as previsões de inflação seria por meio do controle da própria inflação corrente (Moreira, 2013). Em segundo lugar, aponta para uma considerável perda de credibilidade da política monetária. Em um contexto de metas de inflação, assumindo que os agentes formam expectativas *forward looking*, se grande parte dessas expectativas for sensível a choques inflacionários correntes então o BC não conseguiu controlar as expectativas dos agentes no sentido de ancorar as mesmas na meta anunciada. Quanto ao comportamento do hiato do produto frente a choques em outras variáveis, alguns resultados foram bastante interessantes. Os Gráficos 15 e 16 mostram a resposta de  $DIBC_t$  ao

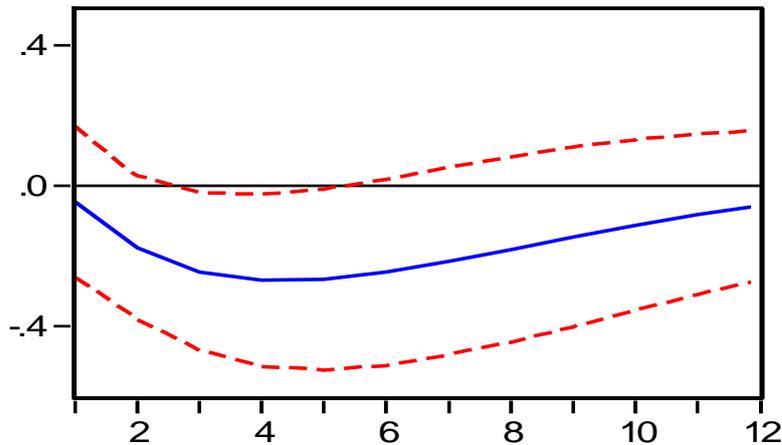
impulso de  $\rho_t$  e  $E_t$ . Isto é, a resposta do hiato do produto a um choque na variável de inércia e na taxa nominal de câmbio.

Gráfico 15 - Resposta de  $DIBC_t$  ao impulso de  $\rho_t$



Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados da pesquisa.

Levando-se em consideração a função impulso-resposta do impacto da variável de inércia sobre o hiato do produto (Gráfico 15), observa-se que o efeito de um choque positivo na variável de inércia implicou uma alta do hiato do produto, que não foi eliminada ao longo dos 12 meses em consideração. Portanto, a elevada postura inercial do BCB desencadeou um desvio positivo persistente no hiato do produto. Mais uma vez, esse resultado mostra que por mais que o BCB tenha adotado uma postura contracíclica, esse comportamento foi acompanhado por uma excessiva inércia, o que, na verdade, implicou num desvio persistente no hiato do produto. Uma provável justificativa para esse comportamento é que, um aumento do gradualismo, a patamares elevados, sinaliza ao mercado ajustes na *Selic* muito pequenos no futuro, que são vistos como insuficientes, no curto prazo, para criarem significativos custos operacionais e financeiros e, assim, afetarem rapidamente e de fato as decisões de produzir e investir. Olhando para o Gráfico 21A do apêndice B, (na quinta linha da primeira coluna) um ajuste positivo na taxa de juros não teve, praticamente, nenhum efeito sobre o hiato do produto. De fato,  $I_t$  não causa-Granger  $DIBC_t$ . Dados os resultados de desvios persistentes de inflação e expectativas de inflação, estes causados no sentido Granger pelo hiato do produto, a inércia pode representar muito bem uma possível causa perene indireta para a persistência nesses desvios.

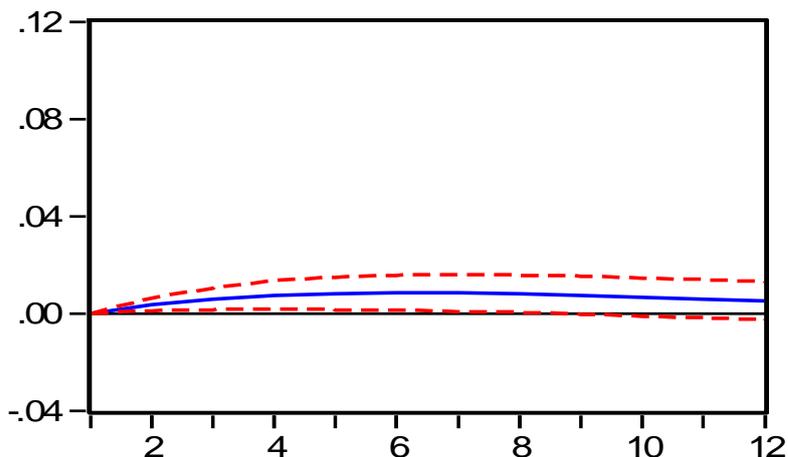
Gráfico 16 - Resposta de  $DIBC_t$  ao impulso de  $E_t$ 

Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados da pesquisa.

A análise do Gráfico 16, por sua vez, permite verificar uma relação inversa entre a taxa de câmbio e a atividade econômica. Um choque na taxa de câmbio (desvalorização) implicou uma queda no hiato do produto nos quatro primeiros meses; após isso, verificou-se uma recuperação, chegando a quase alcançar o nível tendencial no 12<sup>a</sup> mês. A princípio, em termos de intuição econômica, não faz sentido uma desvalorização cambial ser seguida de uma queda na atividade econômica, visto que teoricamente as desvalorizações cambiais normalmente estimulam as exportações domésticas. Porém, Bacchetta e Gerlach (1994) mostram que essa relação inversa é consistente com a teoria, conhecida como “curva J”, dado que existem alguns fatores que contribuem para uma queda inicial da balança comercial, tais como rigidezes de preços, demora na recomposição das pautas de comércio externo e/ou antecipação especulativa por parte de importadores frente a choques cambiais. Moreira (2013) também encontra um resultado próximo ao do presente trabalho, porém, com efeito imediato do choque cambial sobre o produto muito mais suave<sup>86</sup>.

O câmbio também sofreu impactos causados por algumas variáveis relevantes. Os Gráficos 17, 18, e 19 apresentam as funções impulso-resposta de  $E_t$  a  $I_t$ ,  $\rho_t$  e  $EXP\_P\_DESV_t$ , respectivamente.

<sup>86</sup> Moreira (2013) analisou a resposta do choque num período de 24 meses após o choque, e verificou que o hiato do produto alcançou valores acima do seu nível tendencial apenas a partir do 15<sup>o</sup> mês.

Gráfico 17 - Resposta de  $E_t$  ao impulso de  $I_t$ 

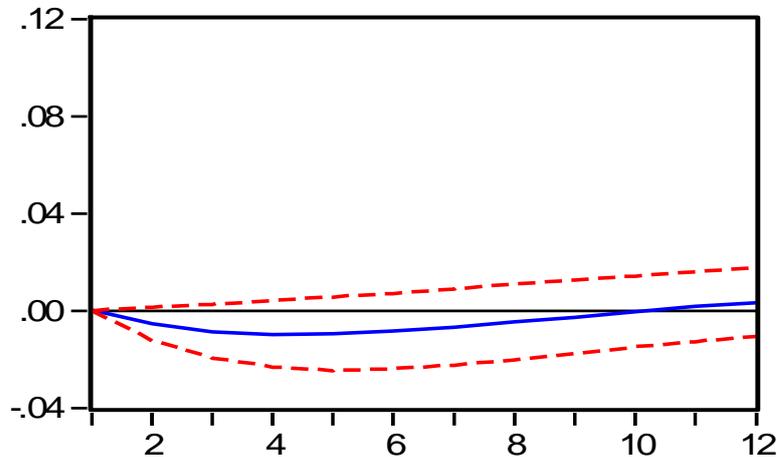
Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados da pesquisa.

Pela teoria econômica, uma política monetária mais restritiva (aumentos na taxa de juros), normalmente estimula a entrada de capitais externos, devido à maior atratividade das carteiras especulativas; isto conduz a uma valorização cambial no decorrer do tempo. Todavia, o Gráfico 17 apresentou uma relação positiva entre *Selic* e cambio nominal no período estudado. Elevações na *Selic* seriam seguidas de desvalorizações do Real face ao dólar. A justificativa para esse resultado pode estar no fato de que, uma política excessivamente inercial, que pressionou desvios persistentes sobre o produto e, conseqüentemente, sobre a inflação e as expectativas de inflação, pode ter levado a um aumento nas expectativas da taxa de câmbio no futuro, e assim, a uma elevação na taxa nominal de câmbio corrente. Por outro lado, se por hipótese, olharmos para os desvios persistentes de inflação e expectativas de inflação em relação à meta central como possíveis responsáveis para uma perda de credibilidade da política monetária – o que sinaliza ao mercado uma ineficácia da política – o resultado é uma fuga de capitais e uma queda nos investimentos estrangeiros diretos e indiretos.

Para Blanchard (2004), que inclusive analisa o Brasil, seria um caso de explicação para a ruptura da relação inversa entre juros e câmbio, tradicionalmente aceita para economias emergentes. Neste caso, a causa desta ruptura estaria em um componente fiscal, causador de elevada relação dívida pública/PIB e expectativas de *default* da mesma. Com isto, um incremento na *Selic*, ao piorar as condições de financiamento do Setor Público, acaba por induzir a uma saída de dólares do país, e não a uma entrada como seria o natural. Neste contexto, há uma perda de eficácia da política monetária sob “dominância fiscal”. Embora este trabalho não incorpore um componente fiscal na estimação do VAR, pode-se ao menos sugerir como caminho futuro de pesquisa uma reestimação do mesmo incluindo esse

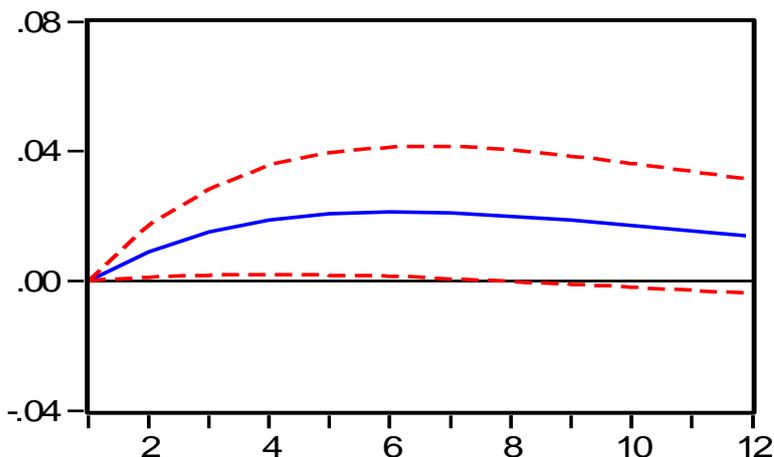
componente, a fim de verificar se a hipótese de Blanchard (2004) adere ao período aqui estudado.

Gráfico 18 - Resposta de  $E_t$  ao impulso de  $\rho_t$



Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados da pesquisa.

O Gráfico 18 indica que o efeito, com precedência temporal, de um choque na variável de inércia foi uma redução suave na taxa de câmbio, até o 4ª mês, e uma elevação contínua que alcançou valores acima do seu nível tendencial a partir do 10ª mês. Este resultado surge como um tipo de *puzzle* a ser decifrado, já que até aqui vimos que a elevação da inércia conduz a uma piora do quadro inflacionário geral, e isto deveria motivar uma desvalorização do câmbio. No entanto, há uma valorização do mesmo, pelo menos até o 10º mês. A hipótese para explicar esse estranho resultado passa por um tipo de “erro de avaliação ou de expectativa do mercado”: num primeiro instante, a conduta inercial é percebida pelos agentes econômicos como um sinal de que o BC continuará ajustando positivamente o instrumento de política pelos períodos seguintes, tal como preconizado pela teoria convencional tratada no Capítulo 1, o que reduz as expectativas de inflação e por fim a taxa nominal de câmbio. No decorrer do tempo, entretanto, como os efeitos desejados sobre a inflação não são verificados, devido ao excesso na conduta inercial, há uma reversão no componente expectacional tanto da inflação como da taxa de câmbio, o que afeta, por fim, a taxa nominal de câmbio, elevando-a.

Gráfico 19 - Resposta de  $E_t$  ao impulso de  $EXP\_P\_DESV_t$ 

Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados da pesquisa.

Em relação à importância do impacto de um choque nos desvios de expectativa de inflação sobre a taxa de câmbio, o Gráfico 19 indica um comportamento positivo na taxa nominal de câmbio, o que converge com o que foi explanado até agora. Uma vez que choques positivos nas expectativas de inflação não são combatidos pelo BCB, há uma piora no quadro prospectivo para a inflação no país, afetando as decisões de investimentos e induzindo a aflusos de capitais de curto prazo.

#### 4.2.7 Breve discussão dos resultados

Resumindo, de modo geral, os resultados apontaram para uma conduta contracíclica do BCB frente à dinâmica do hiato do produto, mas também para uma postura nula em relação aos desvios de inflação e expectativas de inflação o que, teoricamente, seria inconsistente com o regime de metas adotado, principalmente no que se refere à necessidade de resposta aos desvios de expectativas de inflação<sup>87</sup>. Segundo Ball (1997) e Svensson (1997), uma regra de política ótima é aquela que não apenas minimiza desvios de hiato do produto, mas principalmente desvios de inflação em relação à meta central. No entanto, pode-se interpretar os resultados argumentando que o BCB tentou controlar os desvios inflacionários apenas pelo canal da demanda agregada, deixando de lado o componente expectacional e perdendo controle sobre o canal de transmissão exercido pelo câmbio.

<sup>87</sup> Aqui, verifica-se uma convergência com os resultados estimados para a regra de política monetária. O coeficiente dos desvios de inflação não foi significativo ao nível de 10% em todas as especificações estimadas, enquanto que o coeficiente dos desvios de expectativas de inflação, para diferentes especificações, apresentou algumas oscilações em termos de significância estatística, e o seu valor, apesar de positivo, foi muito baixo do que é sugerido pela teoria.

A princípio, esse foco sobre os desvios no hiato do produto parece justificável, visto que este contribuiu em grande medida para os desvios persistentes na inflação e nas expectativas de inflação em relação à meta central. A questão chave é que, apesar do BCB ter ajustado positivamente a taxa de juros frente a choques no hiato do produto, esse procedimento foi realizado à base de uma dinâmica excessiva e crescentemente inercial<sup>88</sup> e, segundo a análise já efetuada, choques positivos no coeficiente de inércia foram responsáveis por desvios no hiato do produto. Em última instância, fatores que aumentam a inércia da política monetária no Brasil recente são causadores de *gaps* do produto e, portanto, de desvios inflacionários. Essa pode ser então uma razão indireta para os desvios persistentes verificados na inflação e nas expectativas de inflação.

Outra questão é que os desvios de expectativas inflacionárias foram também afetados pelos choques na inflação, o que aponta para um forte componente adaptativo persistente das expectativas. Segundo Svensson (1997), ao se adotar um regime de metas explícitas é muito mais fácil mensurar o desempenho da política monetária, comparando-se a inflação realizada com a meta estipulada. Na medida em que o BC consegue honrar os seus compromissos eliminando os desvios inflacionários no decorrer do tempo, os agentes são levados a atrelar suas expectativas aos compromissos anunciados pela autoridade monetária, e não mais à inflação passada. Assim, o BC pode fazer convergir as expectativas inflacionárias à meta e melhorar a credibilidade da política monetária. Porém, se desvios positivos de inflação persistirem, há uma sinalização para uma possível negligência da política monetária, o que acaba afetando as expectativas de inflação. Quando as expectativas de inflação passam a ser formadas, principalmente, pelo histórico da inflação efetiva passada e corrente, há um forte indício de expectativas adaptativas, o que sugere que o BCB vem perdendo o controle sobre as expectativas inflacionárias e conseqüentemente sobre a credibilidade da política monetária. Nessa perspectiva, talvez o mais adequado seria o BCB controlar as previsões de inflação por meio do controle efetivo da própria inflação corrente. Isto, com base nas evidências deste trabalho, começaria por uma redução da inércia de política face a desvios e por uma resposta significativa estatisticamente da taxa Selic à inflação e às expectativas de inflação. Portanto, a proposta é que o elevado – e com *viés* positivo e de alta – grau de inércia da política monetária, estimado para a economia brasileira no período de janeiro de 2005 a Maio de

---

<sup>88</sup> Como foi visto, a regra de política monetária estimada (Modelo 5) mostra um coeficiente de inércia médio extremamente elevado e um coeficiente do hiato do produto, apesar de positivo, muito baixo. A trajetória do coeficiente de inércia extraído pelo *filtro de Kalman* também confirma que em todo o período analisado o BCB foi bastante inercial ao ajustar o instrumento de política.

2013, representou uma das causas para os recorrentes desvios da inflação observada e das expectativas em relação à meta central de 4,5% pelo IPCA.

## 5 CONCLUSÃO

O trabalho teve como principal objetivo analisar a condução da política monetária no Brasil, dando ênfase no comportamento do BCB nos últimos anos, e avaliar o impacto de sua política sobre a dinâmica macroeconômica num contexto de compromisso de manutenção da estabilidade dos preços próximo às metas anunciadas. Desse modo, foi estimada uma função de reação *forward looking* para a economia brasileira no período de Janeiro de 2005 a Maio de 2013, levando em consideração variáveis como hiato do produto, inflação observada, expectativas de inflação, taxa de câmbio e o componente autorregressivo da taxa de juros - conhecido na literatura como a inércia da taxa de juros e representativo do nível de gradualismo da política monetária. Esta inércia foi de particular interesse, dada a importância que tem assumido para avaliar a velocidade e magnitude em que os BCs reagem às informações relevantes.

A literatura empírica internacional mostrou que esse componente assume um peso expressivo nas funções de reação, o que revela que os BCs ajustam o instrumento de modo lento e parcimonioso. No entanto, o caso brasileiro é de particular interesse porque os trabalhos empíricos mais recentes têm evidenciado uma elevação no componente inercial, o que sugere que o BCB vem aumentando o grau de inércia da política monetária nos últimos anos (Nobre e Moreira, 2014). Dados desvios positivos persistentes de inflação e expectativas de inflação verificados nos últimos anos, é possível que o excessivo gradualismo na política poderia estar minando a eficácia do regime adotado em termos de convergir a inflação e a expectativa de inflação a meta anunciada. É nesse sentido que, mais do que estimar uma função de reação para analisar o comportamento do BCB e corroborar com os resultados até agora estimados pela literatura nacional, o presente estudo procurou responder à seguinte questão: como uma elevação do coeficiente de inércia interferiu na dinâmica macroeconômica? Nesse caso, foi aplicada uma técnica amplamente utilizada em macroeconomia e em outras áreas de pesquisa, denominada método de *Vetores Autorregressivos* (VAR), que analisa as relações de causalidade entre variáveis relevantes - no presente caso, o componente inercial e as variáveis macroeconômicas relevantes (citadas acima).

A dificuldade foi a de encontrar uma variável que representasse o grau de inércia do BCB variando no tempo amostral. A solução foi adotar um método pouco convencional, que propõe a extração da trajetória de um coeficiente no tempo por processo recursivo, o *filtro de Kalman*, e usar a série extraída como uma variável adicional na estimação do VAR.

Na primeira etapa foram testadas 04 especificações gerais. Para as três primeiras especificações, estimaram-se 08 modelos de cada. Para a 4ª especificação geral, foram estimados 05 modelos. A estimação de quatro especificações teve como finalidade avaliar a robustez dos resultados, ao se substituir algumas variáveis que sofreram transformação, e chegar a um modelo ótimo em termos de significância dos parâmetros, critérios de informação ou qualidade de ajuste, parcimônia e ausência de correlação serial nos resíduos para só então se aplicar o *filtro de Kalman*.

No geral, avaliando os resultados de todas as especificações e modelos, foi possível observar que os coeficientes que demonstraram maior robustez – resistindo à alteração das especificações –, em termos de valor e significância estatística, foram os da taxa de juros defasada e do hiato do produto. Já os coeficientes de expectativas de inflação e da taxa de câmbio apresentaram uma maior oscilação no que diz respeito, principalmente, à significância estatística. Isso revela que o BCB respondeu de forma efetiva aos desvios do produto, adotando uma postura contracíclica, e deu menor crédito aos desvios de expectativa de inflação e à taxa de câmbio.

Contudo, por um lado, valores muito baixos tanto para o coeficiente do hiato do produto como para o coeficiente de desvios de expectativas de inflação e taxa de câmbio; e, por outro lado, um coeficiente de inércia extremamente elevado, revelam que o BCB foi pouco sensível ao lado real e nominal da economia, não reagindo o suficiente a fim de inibir os desvios de inflação e de expectativas de inflação em relação à meta central no período amostral. Como pode ser observado nos valores da regra considerada ótima para a aplicação do *filtro de Kalman*: hiato do produto defasado ( $\gamma_2 = 0,127$ ), desvios de expectativas corrente e defasada ( $(\beta_3 + \beta_4) = 0,090$ ), taxa de câmbio corrente e defasada ( $(\xi_1 + \xi_2) = 0,034$ ), variável *dummy* que capta o período da crise do *subprime* ( $\alpha_2 = 0,387$ ) e coeficiente de inércia ( $\rho = 0,981$ ). O coeficiente de inércia foi consistente com o encontrado por Nobre e Moreira (2013), e a *dummy* mostrou que o BCB foi relativamente mais contracionista no início da crise do *subprime*.

Pelo *filtro de Kalman* foi possível observar que a trajetória do coeficiente de inércia oscilou entre 0,981 e 0,995 confirmando, mais uma vez, que durante todo o período analisado o BCB adotou um padrão de política monetária extremamente gradualista, respondendo de forma muito lenta e parcimoniosa aos desvios de produto, expectativa de inflação e taxa de câmbio, mesmo quando esses oscilaram expressivamente, tal como durante a crise do *subprime*. Isso mostra que, no período analisado, o BCB ao ajustar a taxa de juros foi relativamente

indiferente ao estado corrente e prospectivo da economia, agindo muito lentamente às informações disponíveis.

A estimação do modelo VAR também apresentou resultados interessantes, que não somente corroboram os resultados encontrados pelas regressões, como também esclarecem algumas dúvidas. O modelo VAR estimado confirmou que o BCB possuiu uma postura contracíclica face ao *gap* do produto, visto que choques positivos neste último foram seguidos por elevações na taxa de juros. Porém, os mesmos choques de produto foram acompanhados também por uma postura mais gradualista meses à frente, mostrando que mesmo que o BCB tenha ajustado a taxa de juros aos desvios positivos do hiato do produto, o fez de forma crescentemente inercial. A taxa de juros não respondeu a choques de inflação e de expectativas de inflação, o que revela que o BCB acomodou os mesmos para prejuízo da credibilidade do regime de metas de inflação.

Outro resultado particularmente interessante é que, enquanto choques na variável de inércia foram responsáveis por desvios positivos persistentes no hiato do produto, choques no hiato do produto causaram desvios positivos persistentes sobre a inflação e sobre as expectativas de inflação em relação à meta central. Fazendo uma análise conjunta com o parágrafo anterior, pode-se constatar que, embora o BCB tenha elevado a *Selic* face a *gaps* do produto, esta elevação foi seguida de um aumento no grau de inércia da política, o que amortece o ciclo de alta, ao mesmo tempo que libera o efeito de tais *gaps* sobre o desvio da inflação e das expectativas de inflação. Este resultado pode ser apresentado como uma possível justificativa para os persistentes desvios de inflação e expectativas de inflação no período analisado. Ou seja, o elevado grau de inércia da política monetária estaria contribuindo para desvios persistentes na inflação e expectativas de inflação, e à medida que o BCB estaria se tornando mais inercial, o peso da taxa de inflação e da expectativa de inflação na determinação da taxa *Selic* estaria diminuindo. Isso revela não apenas uma perda de comprometimento com a meta central de inflação, como também uma perda de eficácia do regime adotado.

Observou-se, também, expectativas de inflação de caráter adaptativo, com alta sensibilidade à dinâmica das taxas de inflação observadas, o que pode se traduzir como uma ausência de credibilidade plena e uma perda de eficácia da política monetária. Em um contexto de metas de inflação, assumindo que os agentes formam expectativas *forward looking*, se grande parte dessas expectativas for sensível a choques inflacionários correntes, então o BC não conseguiu controlar as expectativas dos agentes no sentido de ancorar as mesmas na meta anunciada. Nessa perspectiva, talvez o mais adequado seria o BCB controlar as previsões de inflação por meio do controle efetivo da própria inflação corrente.

É possível identificar também o fenômeno de "curva J" apresentado por Bacchetta e Gerlach (1994), porém, de maneira mais suavizada: desvalorizações cambiais não resultam em maiores níveis de crescimento econômico, ao menos no curto prazo. De particular interesse foi também a resposta positiva da taxa de câmbio frente a choques positivos na taxa de juros. Possíveis hipóteses consideradas para justificar essa reação foram: o elevado grau inercial que pressionou desvios persistentes sobre o produto, e consequentemente sobre a inflação e expectativas de inflação, pode ter levado a um aumento nas expectativas da taxa de câmbio no futuro, e assim, a uma elevação na taxa nominal de câmbio corrente; uma possível perda de credibilidade da política, causada pelos desvios persistentes de inflação e expectativas de inflação, conduziu a fuga de capitais e a uma queda nos investimentos estrangeiros; ou alternativamente, como já mencionado por Blanchard (2004), mas que foge do escopo deste estudo, a causa desta relação positiva e indesejada entre câmbio e juros estaria em um componente fiscal causador de elevada relação dívida pública/PIB e de expectativas de piora geral nas condições fiscais do país.

Portanto, à guisa de última síntese, uma possível proposta explicativa deste trabalho para os persistentes desvios inflacionários no Brasil, durante o período estudado, é a de que o elevado – e com *viés* de alta – grau de inércia da política monetária influenciou negativamente a qualidade das reações do BCB, de modo que as mesmas tiveram magnitude insuficiente para garantir uma convergência da inflação e das expectativas de inflação à meta. Cumpre às próximas gestões do BCB repensar o grau de inércia de sua regra de reação, reduzindo-o, assim como dar maior peso ao componente de expectativas de inflação na determinação da *Selic*, para que o país possa *de facto* conviver com uma inflação estável e reduzida a patamares considerados desejáveis, inclusive menores que o atual centro da meta de inflação de 4,5% ao ano.

## REFERÊNCIAS

- BACCHETTA, P.; GERLACH, S. Sticky import prices and J-curves. **Economics Letters**, 44(3):281-285. 1994. Disponível em: < <http://www.hec.unil.ch/pbacchetta/Printed%20papers/Econletter94.pdf> >. Acesso em: 13 fev. 2014.
- BALL, L. Efficient rules for monetary policy. **International Finance**, v. 2, n. 1, pp. 63-83. 1997. Disponível em: <[http://www.j-bradford-delong.net/teaching\\_folder/Econ\\_202b\\_F2000/papers/Ball\\_Efficient\\_Rules.pdf](http://www.j-bradford-delong.net/teaching_folder/Econ_202b_F2000/papers/Ball_Efficient_Rules.pdf)>. Acesso em: 20 mar. 2013.
- BALL, L. Policy Rules For Open Economies. **National Bureau of Economic Research**. Cambridge, MA 02138. p. 01-30, 1998. Disponível em: <<http://www.nber.org/chapters/c7415.pdf> >. Acesso em: 20 mar. 2013.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. [s.1.]. Disponível em: [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br). Acesso em: 7 jul. 2013.
- BERNANKE, B. Gradualism. **Remarks at an economics luncheon**, Seattle, Washington. 2004. Disponível em: < <http://www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/2004/200405202/> >. Acesso em: 15 mai. 2013.
- BERNANKE, B; MISHKIN, F. Inflation Targeting: a New Framework for Monetary Policy? **Journal of Economic Perspectives**, V.11, n.2, Spring. 1997. Disponível em: < <http://www.nber.org/papers/w5893> >. Acesso em: 25 nov. 2012.
- BLANCHARD, O. Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil. **NBER Working Paper No. 10389**. Cambridge, March 2004. Disponível em: < <http://www.nber.org/papers/w10389> > Acesso em: 1 abr. 2014.
- BLINDER, A. S. Sixteen Questions and about Twelve Answers. **Princeton University**. CEPS working paper No. 129. 2006. Disponível em: < [http://www.nuigalway.ie/staff/alan\\_ahearne/documents/blinder.pdf](http://www.nuigalway.ie/staff/alan_ahearne/documents/blinder.pdf) >. Acesso em: 6 ago. 2013.
- BRAINARD, W. Uncertainty and the effectiveness of policy. **American Economic Review**, Number 57, Maio, 1967. Disponível em: < <http://cowles.econ.yale.edu/P/cp/p02b/p0257.pdf> >. Acesso em: 15 mai. 2013.
- CAÇADOR, S. B.; MONTE, E. Z.; MOREIRA, R. R. Efeitos regionais de política fiscal no Brasil: Uma análise por *Vetores Autorregressivos*. **Economia e Desenvolvimento**, Recife (PE), v. 12, nº 2. 2013. Disponível em: < <http://www.seer.ufrgs.br/AnaliseEconomica/article/view/26734/0> >. Acesso em: 02 mar. 2014.
- CALVO, G; RAINHART, C. Fear of Floating. **NBER Working Paper n°7993**. 2000. Disponível em: < <http://qje.oxfordjournals.org/content/117/2/379.short> >. Acesso em: 25 nov 2012.

CASTELNUOVO, E. Taylor Rules, Omitted Variables, ad Interest Rate Smoothing in the US. Bocconi University, via Sraffatti. **Economics Letters**, Vol 81, Pp. 55-59 . 2003. Disponível em: < <http://147.162.174.79/personale/curri/castelnuovo/econletts03.pdf>>. Acesso em 15 fev. 2013.

CAVALCANTI, M. A. F. H. Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência. **Economia Aplicada**, 14(2):251-260. 2010. Disponível em: < [http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S1413-80502010000200008&script=sci\\_arttext](http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S1413-80502010000200008&script=sci_arttext)>. Acesso em: 10 abr. 2014.

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. Monetary Policy rules and Macroeconomic stability: Evidence and Some Theory. **The Quarterly Journal of Economics**, vol. 115. nº 1, p. 147-180. 2000. Disponível em: < <http://qje.oxfordjournals.org/content/115/1/147.short>>. Acesso em: 20 out. 2012.

CLARIDA, R.; GALÍ J.; GERTLER, M. Monetary policy rules in practice: some international evidence. *European Economic Review* 42, p. 1033-1067.1998. Disponível em: < <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0014292198000166>>. Acesso em: 20 out 2012.

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. The Science of Monetary Policy : A New Keynesian Perspective. **NBER Working Paper Series**, Cambridge, MA, working paper 7147, may 1999. Disponível em: < <http://www.nber.org/papers/w7147>>. Acesso em: 20 out 2012.

COBHAM, D. Why Does the Monetary Policy Committee Smooth Interest Rates? **Oxford Economic Papers**, volume 55, issue 3, Pp. 467-493, 2003. Disponível em: < <http://oep.oxfordjournals.org/content/55/3/467.short>>. Acesso em: 15 mai. 2013.

ENGLISH, W. B.; NELSON, W. B.; SACK, B. Interpreting the Significance of the Lagged Interest Rate in Estimated Monetary Policy Rules. **Federal Reserve Bank of Washington**, Finance and Economics Discussion Series Working Paper No. 2002-24. Disponível em: < [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=314425](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=314425)>. Acesso em: 30 mai. 2013.

FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. **American Economic Review**, march 1968. Disponível em: < <http://www.aeaweb.org/aer/top20/58.1.1-17.pdf>>. Acesso em: 20 nov. 2013.

GOODFRIEND, M. 1991. Interest Rates and the Conduct of Monetary Policy. **University of Chicago and Federal Reserve Bank of Richmond**. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 34, 7-30. North-Holland, 1991. Disponível em: < <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/016722319190002M>> Acesso em: 30 mai. 2013.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. Pearson Prentice Hall. New Jersey, 07458. 6th ed, p. 745 - 755, 2008.

GUJARATI, D. N.; PORTER, C. D. **Econometria Básica**. Santana: Porto alegre- RS. 5th ed. p. 748-752, 2008.

HARVEY, A. C. **Forecasting structural time series models and the Kalman filter**. Cambridge University Press: UK. p. 100-104. 1989.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEADATA. [s.l.]. Disponível em: [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br). Acesso em: 7 jul. 2013.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. **The Journal of Political Economy**. V. 85, n. 3, p. 473-492, 1977.

LEVIN, A.; WIELAND, V.; WILLIAMS, J. The Robustness of Simple Monetary Policy Rules under Model Uncertainty. Forthcoming in John B. Taylor, ed., *Monetary Policy Rules*, **NBER** and Chicago Press. ISBN, p. 263 - 318. 1999. Disponível em: <http://www.nber.org/chapters/c7418.pdf>>. Acesso em: 15 set. 2013.

MARTINS, F. Trajetória das Taxas de Juro: Persistência e Gradualismo. **Banco de Portugal - Boletim econômico**, 2003. Disponível em: [http://www.bportugal.pt/pt-PT/BdP%20Publicaes%20de%20Investigao/AB200301\\_p.pdf](http://www.bportugal.pt/pt-PT/BdP%20Publicaes%20de%20Investigao/AB200301_p.pdf)>. Acesso em: 25 fev. 2013.

MENDONÇA, H.F. Metas para inflação e variáveis macroeconômicas: uma avaliação empírica. In: **ENCONTRO NACIONAL DA ANPEC, XXXIII**, 2005, Belo Horizonte. Anais... Belo Horizonte, Anpec. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A040.pdf>>. Acesso em: 30 mar. 2014.

MINELLA, A. *et. al.* Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges. **Central Bank of Brazil**, BIS Papers 19, p. 106-133. 2002. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps53.pdf>>. Acesso em: 16 set. 2012.

MISHKIN, F. S. International experiences with different monetary regimes. **NBER** working paper series, nº 7044, Mar/1999. Disponível em: <http://www.diva-portal.org/smash/get/diva2:328024/FULLTEXT01.pdf>>. Acesso em 25 fev. 2013.

MODENESI, A. Efeito Convenção e Inércia na Taxa Selic: Uma Estimativa da Função de reação do BCB (2000-2007). in: **TRABALHO APRESENTADO NO I ENCONTRO INTERNACIONAL AKB**, 2008. Disponível em: <http://www.ppge.ufrgs.br/akb/encontros/2008/20.pdf>>. Acesso em: 13 abr. 2013.

MOHANTY, M.S.; KLAU, M. Monetary policy rules in emerging market economies: issues and evidence. **BIS Working Papers** 149, 2004. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/bis/biswps/149.html>> Acesso em: 5 dez. 2012.

MOREIRA, R. R. 2013. Política monetária e dinâmica macroeconômica no Brasil: evidências empíricas a partir de *Vetores Autorregressivos*. **Perspectivas Econômicas**, vol. 9, N. 1, p. 1-16, jan/jun 2013.

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.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. The Mirage of Fixed Exchange Rates. **Journal of Economic Perspectives**, 9(4), pp. 73-96., 1995. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/5191.html>>. Acesso em: 13 abr. 2013.

OREIRO, J. L.; PAULA, L.F.; ONO, F.H.; SILVA, G.J.C. Determinantes macroeconômicos do spread bancário no Brasil: teoria e evidência recente. **Economia Aplicada**, 10:609-634, 2006. Disponível em: <[http://www.ie.ufrj.br/moeda/pdfs/determinantes\\_macroeconomicos.pdf](http://www.ie.ufrj.br/moeda/pdfs/determinantes_macroeconomicos.pdf)>. Acesso em: 25 mar. 2014.

ORPHANIDES, A. Monetary Policy Evaluation with Noisy Information. **Finance and Economics Discussion Series**, Working Paper No. 1998-50, Board of Governors of the Federal Reserve System. 1998. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/eee/moneco/v50y2003i3p605-631.html>> Acesso em: 25 mar. 2013.

POLICANO, R. M. **A Sensibilidade da Política Monetária no Brasil: 1995-2005**. São Paulo: IPE/USP. Dissertação de Mestrado. 2006. Disponível em: <<http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12138/tde-06122006-233149/pt-br.php>>. Acesso em: 25 mar. 2013.

RUDEBUSCH, G. D. Federal Reserve Interest Rate Targeting, Rational Expectations, and the Term Structure. **Journal of Monetary Economics**, 35 (2): 245-74. 1995. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/eee/moneco/v35y1995i2p245-274.html>> Acesso em: 25 mar. 2013.

RUDEBUSCH, G. D. Monetary Policy Inertia: Fact or Fiction? **Federal Reserve Bank of San Francisco**. 2005. Disponível em: <<http://www.frbsf.org/economics/economists/grudebusch/ijcb06q4a4.pdf>>. Acesso em: 10 out. 2012.

RUDEBUSCH, G. D. Term Structure Evidence on Interest Rate Smoothing and Monetary Policy Inertia. Federal Reserve Bank of San Francisco. **Journal of Monetary Economics**, 2002. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/eee/moneco/v49y2002i6p1161-1187.html>> Acesso em: 10 out. 2012.

RUDEBUSCH, G.; SVENSSON, L. Policy Rules for Inflation Targeting. forthcoming in, John B. Taylor, ed., **Monetary Policy Rules**, **NBER and Chicago Press**. 1999. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/6512.html>>. Acesso em: 10 out. 2012.

SACK, B., WIELAND, V. Interest-Rate Smoothing and Optimal Monetary Policy: A Review of Recent Empirical Evidence. **Journal of Economics and Business**, 52, 205-228, 1999. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/eee/jebusi/v52y2000i1-2p205-228.html>>. acesso em: 11 out. 2012.

SIMS, C.; STOCK, J.; WATSON, M. Inference in linear time series models with some unit roots. **Econometrica**, v. 58, p. 113-144, 1990. Disponível em: <<http://scholar.harvard.edu/stock/publications/inference-linear-time-series-models-some-unit-roots>>. Acesso em: 13 mar. 2014.

SVENSSON, L. E. O. Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targeting. **NBER**, Working Paper, nº 5797, 1997. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/5797.html>>. Acesso em: 5 nov. 2012.

SVENSSON, L. E. O. Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule. **Journal of Monetary Economics**, vol.43, nº3, June, pp. 607-54, 1998. Disponível em: < <http://www.diva-portal.org/smash/get/diva2:327816/FULLTEXT01.pdf>>. Acesso em: 5 nov. 2012.

SVENSSON, L. E. O. Open-economy inflation targeting. **Journal of International Economics**, 50 (1), p. 155-183, 2000. Disponível em: < <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022199698000786>>. Acesso em: 2 fev. 2013.

SVENSSON, L. E. O., WOODFORD, M. Implementing Optimal Policy through Inflation-Forecast Targeting. **National Bureau of Economic Research**. University of Chicago Press. ISBN: 0-226-04471-8. 2003. Disponível em: < <http://www.nber.org/chapters/c9556.pdf>>. Acesso em: 2 fev. 2013.

TAYLOR, J. B. Discretion Versus Policy Rules in Practice. in: CARGENIE ROCHESTER CONFERENCES SERIES ON PUBLIC POLICY, 39, p. 195-214, 1993. Disponível em: < <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/016722319390009L>> Acesso em: 2 set. 2012.

TAYLOR, J. B. The role of the exchange rate in monetary-policy rules. **American Economic Review Papers and Proceedings**, 91, pp 263-67. 2001. Disponível em: < [http://www.stanford.edu/~johntayl/Onlinepaperscombinedbyyear/2001/The\\_Role\\_of\\_the\\_Exchange\\_Rate\\_in\\_Monetary-Policy\\_Rules.pdf](http://www.stanford.edu/~johntayl/Onlinepaperscombinedbyyear/2001/The_Role_of_the_Exchange_Rate_in_Monetary-Policy_Rules.pdf)>. Acesso em: 2 set. 2012.

TAYLOR, J. B. Using Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies, in Stabilization and Monetary Policy: **The International Experience, proceedings of a conference at the Bank of Mexico**, November 14-15, 2000. Disponível em: < [http://www.stanford.edu/~johntayl/Onlinepaperscombinedbyyear/2001/Using\\_Monetary\\_Policy\\_Rules\\_in\\_Emerging\\_Market\\_Economies.pdf](http://www.stanford.edu/~johntayl/Onlinepaperscombinedbyyear/2001/Using_Monetary_Policy_Rules_in_Emerging_Market_Economies.pdf)>. Acesso em: 2 dez. 2012

TAYLOR, J. B. The Robustness and Efficiency of Monetary Policy Rules as Guidelines for Interest Rate Setting by the European Central Bank. **Journal of Monetary Economics**, 43(3), pp. 655-79. 1999b. Disponível em: < <http://www.stanford.edu/~johntayl/Papers/taylor2.pdf>>. Acesso em: 15 jan. 2013.

WOODFORD, M. Optimal Monetary Policy Inertia. **NBER**, Working Paper Series, Cambridge, MA, 7261, 1999. Disponível em: < <http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/7261.html>> Acesso em: 15 jan. 2013.

WOODFORD, M. **Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy**. Princeton: Princeton University Press. 2003.

WOODFORD, M. The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy. **Princeton University**. 2001. Disponível em: < <http://www.columbia.edu/~mw2230/taylor.pdf>> Acesso em: 23 jun. 2013.



## APÊNDICE A - Critérios para seleção de Modelos

Normalmente a estimação de modelos teóricos que incluem mais de uma variável independente e permitem a introdução de variáveis defasadas, requerem um processo de mais de uma estimação e a aplicação de critérios de comparação para a escolha do melhor modelo. Segundo Gujarati e Porter (2008) vários são os critérios para a escolha de modelos concorrentes, ou para comparar modelos, contudo, no presente trabalho, juntamente com o teste t de significância dos parâmetros, serão adotados três critérios que minimizam a soma do quadrado dos resíduos (SQR):  $R^2$  Ajustado ( $\bar{R}^2$ ); critério de informação de Akaike (AIC); e critério de informação de Schwarz (SIC).

O critério  $R^2$  Ajustado ( $\bar{R}^2$ ) deriva de uma das principais medidas da qualidade de ajuste de um modelo de regressão, conhecida como  $R^2$ . O seu valor se situa entre 0 e 1. Quanto mais próximo de 1, melhor a qualidade de ajuste. No entanto, de acordo com Gujarati e Porter (2008), o  $R^2$  apresenta um grande problema: O  $R^2$  não pode cair quando mais variáveis são acrescentadas ao modelo. Existe sempre uma tentação de "maximizar o  $R^2$ ", acrescentando mais variáveis ao modelo. Contudo aumentar mais variáveis ao modelo pode aumentar o  $R^2$ , mas também pode aumentar a variância do erro de previsão.

Como medida corretiva para compensar o efeito de adição de mais variáveis que aumentam o valor do  $R^2$ , desenvolveu-se o  $R^2$  Ajustado ( $\bar{R}^2$ ):

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{SQR/(n-k)}{SQT/(n-1)} = 1 - (1 - R^2) \frac{n-1}{n-k} \quad (A1)$$

onde,  $SQR$  é a soma do quadrado dos resíduos,  $SQT$  soma do quadrado total,  $n$  é o número de observações,  $k$  o número de variáveis, e  $R^2 = 1 - (SQR/SQT)$ . Assim,  $\bar{R}^2 \leq R^2$  mostra como o  $R^2$  Ajustado corrige o acréscimo de variáveis.

O critério de informação de Akaike (AIC) também impõe uma medida corretiva pelo acréscimo de regressores ao modelo, e é definido como:

$$AIC = e^{2k/n} \frac{\sum \hat{u}_i^2}{n} = e^{2k/n} \frac{SQR}{n} \quad (A2)$$

onde  $k$  é o número de variáveis independentes ou regressores e  $n$  é o número de observações.

Aplicando o logaritmo a equação (A4) é escrita como:

$$\ln AIC = \left(\frac{2k}{n}\right) + \ln\left(\frac{SQR}{n}\right) \quad (A3)$$

em que  $\ln AIC$  = logaritmo natural de AIC e  $2k/n$  = fator de correção. Pela fórmula (A1) é possível observar que o critério de informação de Akaike impõe uma medida corretiva mais

dura que o  $\bar{R}^2$ . Ao comparar dois ou mais modelos, o modelo com o menor valor de AIC é preferido.

Semelhante ao AIC, o critério de SIC é definido como:

$$SIC = n^{k/n} \frac{\sum \hat{u}^2}{n} = n^{k/n} \frac{SQR}{n} \quad (A4)$$

ou na forma logarítmica:

$$\ln SIC = \frac{k}{n} \ln n + \ln \left( \frac{SQR}{n} \right) \quad (A5)$$

em que  $[(k/n) \ln n]$  é o fator de correção. O SIC impõe medidas corretivas mais duras que AIC. Da mesma forma que o AIC, quanto mais menor valor de SIC, melhor o modelo.

## APÊNDICE B - Resultado das especificações alternativas da função de reação do BCB

Tabela 20A - Estimativa da função de reação do BCB: Especificação (59) (01/2005 - 05/2013)

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	
C	-0,2747	-0,2811	-0,3265	-0,3818	-0,3714	-0,4051			
I(-1)	0,9796*	0,9791*	0,9786*	0,9773*	0,9748*	0,9727*	0,9781*	0,9910*	
D(P)	0,1069	0,1205	0,1214	0,0952					
D(P(-1))	0,0392								
D(EXP_P)	-0,3279***	-0,3189***	-0,3051***	-0,3051***	-0,2707	-0,2796***	-0,3173***	-0,2857***	
D(EXP_P(-1))	0,0964	0,1089	0,113	0,1261	0,1191				
DIBC	-0,0196	-0,0195	-0,018						
DIBC(-1)	0,1322*	0,1336*	0,1317*	0,1187*	0,1227*	0,1258*	0,1172*	0,1127*	
E	-0,2049	-0,2195							
E(-1)	0,4156	0,4367	0,2438	0,2802	0,2902	0,3206***	0,0841		
R2 ajust	0,9906	0,9907	0,9908	0,9909	0,9909	0,9912	0,9911	0,9911	
Durbin-Wat.	1,7877	1,788	1,7864	1,7693	1,7518	1,7606	1,7204	1,7218	
AIC	0,7219	0,7023	0,6854	0,6687	0,6536	0,6360	0,6359	0,6276	
SIC	0,9841	0,9382	0,8952	0,8522	0,8109	0,7663	0,7402	0,7058	
<b>Teste LM para autocor. nos resíduos (valor-p)</b>									
1 lag	Estat. F	0,3899	0,3887	0,3720	0,3163	0,2826	0,2530	0,1907	0,1988
2 lags	Estat. F	0,1218	0,1214	0,1244	0,1079	0,0927	0,0714	0,0514	0,0502

Nota: \*, \*\*, \*\*\* representam respectivamente 1%, 5%, 10% de significância. Teste LM de *Breusch-Godfrey* tem como hipótese nula ausência de correlação serial nos resíduos. Nessa primeira estimação usou-se as séries taxa de inflação e expectativas de inflação em primeiras diferenças por serem integradas de ordem 1. Assim, a especificação geral estimada é:  $I_t = \rho I_{t-1} + \alpha + \beta_1(D(P_t)) + \beta_2(D(P_{t-1})) + \beta_3(D(EXP_P_t)) + \beta_4(D(EXP_P_{t-1})) + \gamma_1 DIBC_t + \gamma_2 DIBC_{t-1} + \xi_1 E_t + \xi_2 E_{t-1} + \varepsilon_t$ .

Fonte: elaboração do autor com base nos resultados da pesquisa

Tabela 21A - Estimativa da função de reação do BCB: Especificação (60) (01/2005 - 05/2013)

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
C	-0,2881	-0,3199	-0,3171	-0,3727				
I(-1)	0,9728*	0,9717*	0,9692*	0,9677*	0,9726*	0,9864*	0,9888*	0,9887*
P_DESV	0,1465	0,1306	0,0771	0,0817	0,0824	0,0632		
P_DESV(-1)	-0,0783	-0,0602						
EXP_P_DESV	-0,3088***	-0,3076***	-0,2946***	-0,2846	-0,3171***	-0,2593	-0,2125	
EXP_P_DESV(-1)	0,3045***	0,3016***	0,2769***	0,2524	0,2871***	0,2714***	0,3146**	0,1157*
DIBC	-0,0113							
DIBC(-1)	0,1258*	0,1177	0,1205*	0,1203*	0,1086*	0,1044*	0,1058*	0,0998*
E	-0,3132	-0,3031	-0,3019					
E(-1)	0,5455	0,5579	0,5695	0,3066	0,0878			
R2 ajust	0,9913	0,9914	0,9914	0,9915	0,9914	0,9915	0,9914	0,9913

<b>Durbin-Wat.</b>		1,8902	1,8835	1,8744	1,8654	1,8268	1,8291	1,7949	1,8117
<b>AIC</b>		0,6661	0,6475	0,6295	0,6158	0,6138	0,6048	0,6014	0,6002
<b>SIC</b>		0,9266	0,8819	0,8379	0,7982	0,7701	0,7351	0,7056	0,6783
<b>Teste LM para autocor. nos resíduos (valor-p)</b>									
<b>1 lag</b>	Estat. F	0,6079	0,5816	0,557	0,5273	0,4243	0,4323	0,3406	0,3918
<b>2 lags</b>	Estat. F	0,2281	0,2241	0,2151	0,2261	0,1680	0,1480	0,1006	0,0857

Nota: \*, \*\*, \*\*\* representam respectivamente 1%, 5%, 10% de significância. Teste LM de *Breusch-Godfrey* tem como hipótese nula ausência de correlação serial nos resíduos. Nessa segunda modelagem substituiu-se a série de inflação e expectativas de inflação em primeiras diferenças, pelas séries de desvios de inflação e expectativas de inflação em relação à meta central. A especificação geral estimada é:  $I_t = \rho I_{t-1} + \alpha + \beta_1(P\_DESV_t) + \beta_2(P\_DESV_{t-1}) + \beta_3(EXP\_P\_DESV_t) + \beta_4(EXP\_P\_DESV_{t-1}) + \gamma_1 DIBC_t + \gamma_2 DIBC_{t-1} + \xi_1 E_t + \xi_2 E_{t-1} + \varepsilon_t$ . Todas as séries usadas nessa especificação são integradas de ordem zero I(0).

Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados da pesquisa.

Tabela 22A - Estimativa da função de reação do BCB: Especificação (61) (01/2005 - 05/2013)

Variáveis		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
<b>C</b>		0,0196							
<b>I(-1)</b>		0,9849*	0,9865*	0,9860*	0,9860*	0,9862*	0,9864*	0,9888	0,9888*
<b>P_DESV</b>		0,1679	0,1714	0,0526	0,0545	0,0584	0,0632		
<b>P_DESV(-1)</b>		-0,1201	-0,1263						
<b>EXP_P_DESV</b>		-0,2906	-0,1837	-0,2415	-0,2584	-0,2729***	-0,2593	-0,2125	
<b>EXP_P_DESV(-1)</b>		0,3317***	0,3307***	0,2802***	0,2981***	0,3012***	0,2714***	0,3146**	0,1158*
<b>DIBC</b>		-0,0316	-0,0315	-0,0227					
<b>DIBC(-1)</b>		0,1325*	0,1320*	0,1285*	0,1085*	0,1074*	0,1044*	0,1058*	0,0998*
<b>E_VAR</b>		-0,4333	-0,4314	-0,4401	-0,4404	-0,4378			
<b>E_VAR(-1)</b>		-0,3987	-0,3992	-0,3941	-0,2988				
<b>R2 ajust</b>		0,9913	0,9914	0,9914	0,9914	0,9915	0,9915	0,9914	0,9913
<b>Durbin-Wat.</b>		1,8778	1,8809	1,8509	1,8374	1,8408	1,8291	1,7949	1,8117
<b>AIC</b>		0,6687	0,6489	0,638	0,6241	0,6108	0,6048	0,6014	0,6002
<b>SIC</b>		0,9293	0,8834	0,8464	0,8064	0,7671	0,7351	0,7056	0,6783
<b>Teste LM para autocor. nos resíduos (valor-p)</b>									
<b>1 lag</b>	Estat. F	0,5732	0,5847	0,4912	0,4527	0,4655	0,4323	0,3406	0,3918
<b>2 lags</b>	Estat. F	0,1838	0,1917	0,1467	0,1420	0,1385	0,1480	0,1006	0,0857

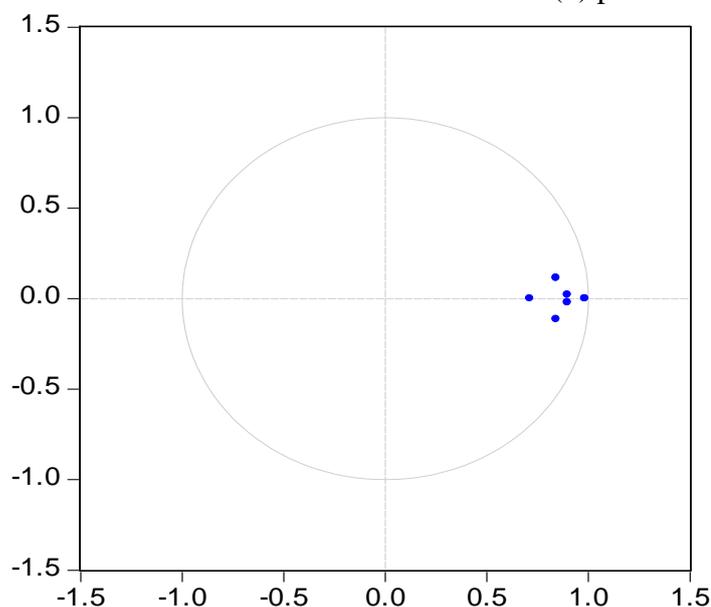
Nota: \*, \*\*, \*\*\* representam respectivamente 1%, 5%, 10% de significância. Teste LM de *Breusch-Godfrey* tem como hipótese nula ausência de correlação serial nos resíduos. Nessa terceira modelagem usou-se o as mesmas variáveis da Tabela A2, exceto a taxa nominal de câmbio que foi substituída pela sua variação mensal. Os valores na cor vermelha significam que a partir do 6º Modelo (com a eliminação de variáveis não significativas) os resultados passam a ser os mesmos da Tabela A2. O modelo geral estimado é:

$$I_t = \rho I_{t-1} + \alpha + \beta_1(P\_DESV_t) + \beta_2(P\_DESV_{t-1}) + \beta_3(EXP\_P\_DESV_t) + \beta_4(EXP\_P\_DESV_{t-1}) + \gamma_1 DIBC_t + \gamma_2 DIBC_{t-1} + \xi_1 E\_VAR_t + \xi_2 E\_VAR_{t-1} + \varepsilon_t$$

Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados da pesquisa.

## APÊNDICE C - Testes estatísticos e função impulso-resposta para o modelo VAR (1)

Gráfico 20A - Teste de estabilidade do modelo VAR(1) por raízes inversas



Nota: raízes inversas dentro do círculo unitário denotam estabilidade do modelo.

Fonte: elaboração do autor com base nos resultados da pesquisa.

Tabela 23A - Testes de causalidade de Granger para o modelo VAR (1).

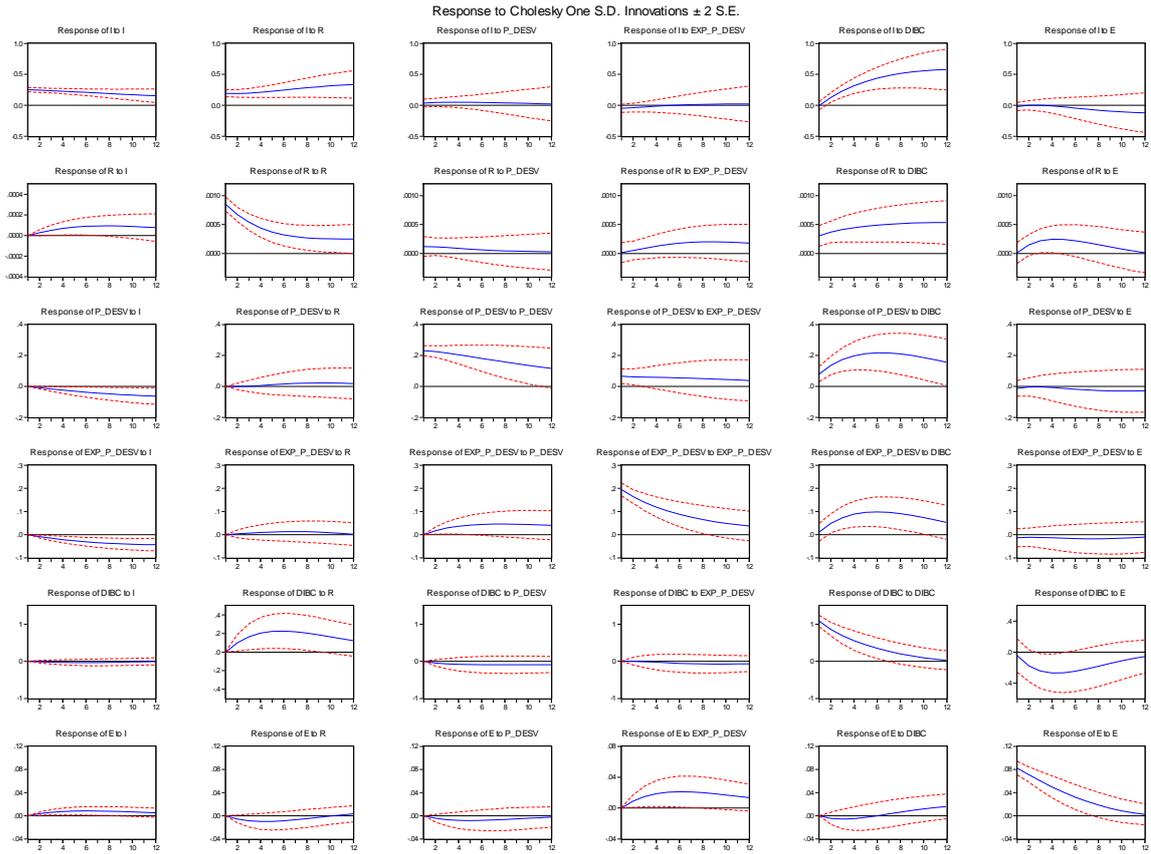
Variável dependente: I				Variável dependente: $\rho_t$			
Causa	Qui-quadrado	df	Prob.	Causa	Qui-quadrado	DF	Prob.
$\rho_t$	0,0499	1	0,8231	$I_t$	3,5559	1	0,0593
$P\_DESV_t$	0,8001	1	0,3711	$P\_DESV_t$	0,3169	1	0,5734
$EXP\_P\_DESV_t$	0,1201	1	0,7288	$EXP\_P\_DESV_t$	0,5969	1	0,4397
$DIBC_t$	43,2133	1	0,0000	$DIBC_t$	5,7788	1	0,0162
$E_t$	2,4330	1	0,1188	$E_t$	11,0958	1	0,0009
Cojuntas	65,2658	5	0,0000	Cojuntas	33,0751	5	0,0000
Variável dependente: P_DESV				Variável dependente: EXP_P_DESV			
Causa	Qui-quadrado	df	Prob.	Causa	Qui-quadrado	df	Prob.
$I_t$	4,6911	1	0,0303	$I_t$	7,1872	1	0,0073
$\rho_t$	0,2414	1	0,6232	$\rho_t$	1,0181	1	0,3130
$EXP\_P\_DESV_t$	0,0785	1	0,7793	$P\_DESV_t$	4,8026	1	0,0284
$DIBC_t$	13,9069	1	0,0002	$DIBC_t$	7,0396	1	0,0080
$E_t$	0,6101	1	0,4347	$E_t$	0,0111	1	0,9158
Cojuntas	28,4097	5	0,0000	Cojuntas	25,4046	5	0,0001
Variável dependente: DIBC				Variável dependente: E			
Causa	Qui-quadrado	df	Prob.	Causa	Qui-quadrado	df	Prob.
$I_t$	0,3875	1	0,5336	$I_t$	7,1135	1	0,0077
$\rho_t$	4,2616	1	0,0390	$\rho_t$	4,3524	1	0,0370
$P\_DESV_t$	1,8084	1	0,1787	$P\_DESV_t$	1,2623	1	0,2612
$EXP\_P\_DESV_t$	0,0605	1	0,8056	$EXP\_P\_DESV_t$	5,3595	1	0,0206

$E_t$	7,4812	1	0,0062	$DIBC_t$	0,0237	1	0,8776
Cojuntas	17,4485	5	0,0037	Cojuntas	12,6205	5	0,0272

Nota: Valor prob.  $\geq 0,1$  não se rejeita a hipótese nula de ausência de causalidade com precedência temporal entre a variável dependente e a variável testada como causa. Quanto menor o valor Qui-quadrado conjunto mais exógena é a variável dependente.

Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados da pesquisa.

Gráfico 21A - Função impulso-resposta para o modelo VAR(1) com ordenamento de Cholesky  $E_t - DIBC_t - EXP\_P\_DESV_t - P\_DESV_t - \rho_t - I_t$



Nota: r representa  $\rho_t$

Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados da pesquisa