

**UNIVERSIDADE ESTADUAL DE MARINGÁ  
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

**A DISPERSÃO DA INFLAÇÃO NO REGIME DE METAS NO  
BRASIL: FUNÇÕES DE REAÇÃO PARA A  
DETERMINAÇÃO DA TAXA DE JUROS**

**DISSERTAÇÃO DE MESTRADO**

**Maria Eduarda Pequito Tanus Amari**

**MARINGÁ- PR  
2016**

MARIA EDUARDA PEQUITO TANUS AMARI

**A DISPERSÃO DA INFLAÇÃO NO REGIME DE METAS  
NO BRASIL: FUNÇÕES DE REAÇÃO PARA A  
DETERMINAÇÃO DA TAXA DE JUROS**

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do título de mestre em Teoria Econômica, do Programa de Pós-graduação em Ciências Econômicas, da Universidade Estadual de Maringá.

Orientadora:  
Prof<sup>a</sup> Dra. Maria Helena Ambrosio Dias

MARINGÁ-PR  
2016

MARIA EDUARDA PEQUITO TANUS AMARI

**A DISPERSÃO DA INFLAÇÃO NO REGIME DE METAS  
NO BRASIL: FUNÇÕES DE REAÇÃO PARA A  
DETERMINAÇÃO DA TAXA DE JUROS**

Dissertação apresentada como parte dos requisitos para obtenção do grau de mestre em Teoria Econômica, do Programa de Pós-graduação em Ciências Econômicas, da Universidade Estadual de Maringá.

Aprovado em: \_\_\_\_/\_\_\_\_/\_\_\_\_

---

Prof.<sup>a</sup> Dra. Maria Helena Ambrosio Dias  
Orientadora/ Universidade Estadual de Maringá

---

Prof. Dra. Márcia Regina Gabardo da Câmara  
Membro/ Universidade Estadual de Londrina

---

Prof. Dr. Joilson Dias  
Membro/ Universidade Estadual de Maringá

*À minha avó  
(in memoriam).*

## AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus pela vida concedida e pela graça da salvação. Pelo apoio e direção em todos os momentos da minha vida, por sempre se fazer presente ao meu lado, ouvir minhas orações e me dar sabedoria.

Sou grata aos meus pais, Luis e Marcia, pelo amor e dedicação em me ensinar a ser uma pessoa de bem, pelo carinho e apoio em momentos felizes e tristes, por me incentivarem na minha escolha profissional.

Agradeço à minha irmã, Ana Roberta, companheira de todas as horas, sempre presente na minha vida, me apoiando e auxiliando quando necessário. Agradeço ao restante da minha família, como meus avós, tios e primos pela força e pelo exemplo de família unida, que compartilha alegrias e divide tristezas.

À minha orientadora, Prof<sup>ª</sup> Dra. Maria Helena, serei eternamente grata pela paciência e dedicação em transmitir seus conhecimentos, sempre de maneira apaixonada pelo que faz. Obrigada por me contagiar e me fazer amar ainda mais a minha profissão.

Agradeço também a todos os meus professores, pelos ensinamentos que muito contribuíram para meu engrandecimento acadêmico e pessoal.

A todos os meus amigos e colegas de mestrado, sou grata pelo apoio e companheirismo, em especial, aos amigos Carlos Eduardo e Renata, pelo incentivo, suporte e carinho.

Sou grata à Coordenação e à Secretaria do Programa de Pós-graduação em Ciências Econômicas pela assistência, em especial, à Denise, pelo amparo e dedicação, sempre prestativa e atenciosa.

Por fim, gostaria de agradecer à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior, a Capes, e a Fundação Araucária pelo auxílio e pela oportunidade de expandir meus conhecimentos.

## RESUMO

O objetivo deste trabalho é analisar o regime de metas de inflação no Brasil no período de 2002 até 2014, para explicar as variações realizadas na taxa de juros pelas decisões do Comitê de Política Monetária, com uma nova estrutura para a função de reação. Para tanto, duas funções de reação para o Banco Central Brasileiro foram estimadas, utilizando a metodologia de Vetores Autorregressivos (VAR) e de Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR), para obter as relações de curto e longo prazo, respectivamente, entre as variáveis do modelo empírico.

Deste modo, foi acrescida na função de reação a variável de desvio da inflação efetiva em relação à sua média de longo prazo ao invés da meta, como melhor medida para captar a dispersão da inflação. Além disso, as expectativas do mercado foram incluídas na função, por meio do índice Bovespa, e a dívida líquida do setor público em proporção do PIB foi usada como uma variável fiscal dentro do modelo empírico para representar a política monetária. As expectativas de inflação também fazem parte do modelo para fornecer o conteúdo *forward-looking* à regra, juntamente com a taxa de câmbio efetiva real, como representante dos choques internacionais, e os valores defasados da Selic, para captar efeitos inerciais desta taxa. A questão dos choques da atividade econômica foi representada pelas variáveis de variação do PIB e desvio da taxa de desemprego de sua tendência de longo prazo, cada qual em um modelo, sendo isto, portanto, o que é diferente em cada um deles.

Os principais resultados encontrados são: a presença do forte componente inercial da taxa Selic; a significância da variável de expectativas de inflação e do índice Bovespa, que preconizam o comportamento *forward-looking* do Banco Central, estando de acordo com as ideias do Novo Consenso Macroeconômico; importância da variável de desvio da inflação efetiva em relação a sua média de longo prazo, o que sugere que o Banco Central reage aos seus movimentos na tomada de decisão, ademais, este efeito ocorreu no sexto mês o que evidencia a defasagem da política monetária no Brasil (ou efeito calendário); significância das séries de variação do PIB e o desvio do desemprego, o que indica que o Banco Central observa movimentos na atividade econômica, e da variável de dívida pública em proporção do PIB, sugerindo que esta instituição também nota os movimentos da política fiscal.

As expectativas e o desvio da inflação, que são medidas de dispersão, precisam ser bem ancoradas à meta de inflação e, para tanto, a credibilidade no regime é fundamental. Na ocorrência de uma flexibilização do mesmo, as expectativas poderão sofrer alterações, pois não são estáticas, mas revisadas pelos agentes no decorrer do período. Portanto, o Banco Central deveria trabalhar na tentativa de conduzir a inflação para o centro da meta, e não se satisfazer em mantê-la dentro do limite superior.

**Palavras-chave:** Regime de Metas de Inflação. Função de Reação para o Banco Central. Dispersão da inflação.

## ABSTRACT

This study analyzes the inflation targeting regime in Brazil from 2002 to 2014, explaining the interest rate fluctuations made by the Monetary Policy Committee, by incorporating new variables to the reaction function. Therefore, two reaction functions to the Brazilian Central Bank were estimated using the Autoregressive Vectors (VAR) and Autoregressive Structural Vectors (SVAR) methodologies for short and long-term relationships, respectively, among the variables.

The reaction function includes the variable of deviation of effective inflation from its long-term average rather than the goal, as a better measure to capture inflation dispersion. Moreover, market expectations were included in the reaction function, through the Bovespa index, and net public sector debt as a proportion of GDP. Inflation expectations are also part of the empirical model to provide forward-looking content to the rule, along with real effective exchange rate, as a representative of international shocks, and the lagged values of the Selic, to capture inertial effects of this rate. Shocks over economic activity were represented by GDP variation and the deviation of the unemployment rate to its long-term trend, in two different models.

The main results are: the presence of strong inertial component of the Selic rate; the significance of inflation expectations and the Bovespa index, representing the forward-looking behavior of the Central Bank, which is consistent with the New Macroeconomic Consensus ideas; importance of effective inflation deviation relative to its long-term average, suggesting that the Central Bank reacts to its movements in decision making, in addition, this effect occurred in the sixth month highlighting the lag of monetary policy Brazil (or calendar effect); significance of GDP variation and the deviation of unemployment, which indicate that the Central Bank watches movements in economic activity, and significance of public debt relative to GDP, suggesting that this institution also note the movements of fiscal policy.

Expectations and the deviation of inflation, which are measures of dispersion, must be well anchored to the inflation target, so, the credibility of the system is important. In the event of a relaxation of the system, expectations may change, because they are not static, but reviewed by agents during the period. Therefore, the Central Bank should work in an attempt to drive inflation to the target and not be satisfied to keep it within the upper limit.

**Keywords:** Inflation Targeting. Reaction Function of Central Bank. Inflation Dispersion.

## LISTA DE TABELAS E QUADROS

<b>Tabela 1: Histórico de Metas para a Inflação no Brasil.....</b>	<b>32</b>
<b>Quadro 1: Quadro resumo da literatura empírica abordada.....</b>	<b>49</b>
<b>Tabela 2: Siglas das variáveis utilizadas .....</b>	<b>58</b>
<b>Tabela 3: Resultados dos testes de raiz unitária.....</b>	<b>63</b>
<b>Tabela 4: Teste para o número de Lags do VAR.....</b>	<b>65</b>
<b>Tabela 5: Teste de Wald para a exclusão das defasagens do VAR.....</b>	<b>66</b>
<b>Tabela 6: Resultados das estimativas do modelo VAR.....</b>	<b>67</b>
<b>Tabela 7: Teste de causalidade de Granger do VAR/ Teste de Wald de exogeneidade em bloco.....</b>	<b>73</b>
<b>Tabela 8: Análise de Decomposição da Variância de DI_SA.....</b>	<b>74</b>
<b>Tabela 9: Resultados da Estimativa do Modelo SVARX.....</b>	<b>75</b>
<b>Tabela 10: Teste para o número de Lags do VAR (2).....</b>	<b>76</b>
<b>Tabela 11: Teste de Wald para a exclusão das defasagens do VAR (2).....</b>	<b>77</b>
<b>Tabela 12: Resultados das estimativas do modelo VAR (2).....</b>	<b>78</b>
<b>Tabela 13: Teste de causalidade de Granger do VAR/ Teste de Wald de exogeneidade em bloco.....</b>	<b>82</b>
<b>Tabela 14: Análise de Decomposição da Variância de DI_SA (2).....</b>	<b>83</b>
<b>Tabela 15: Resultados da Estimativa do Modelo SVAR.....</b>	<b>84</b>



## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

<b>Gráfico 1: Comportamento do regime de metas e da inflação no Brasil.....</b>	<b>33</b>
<b>Figura 1: Mecanismos de transmissão da política monetária.....</b>	<b>39</b>
<b>Gráfico 2: Meta da taxa Selic.....</b>	<b>61</b>
<b>Gráfico 3: Meta da taxa Selic e Selic efetiva.....</b>	<b>62</b>
<b>Figura 2: Gráficos das variáveis INFDESV e EXINF_SA.....</b>	<b>64</b>
<b>Figura 3: Gráficos das variáveis IBO e DTCER.....</b>	<b>65</b>
<b>Figura 4: Gráficos da Função Impulso-Resposta para DI_SA (choque único)..</b>	<b>69</b>
<b>Figura 5: Gráficos da Função Impulso-Resposta para DI_SA (choques acumulados) .....</b>	<b>70</b>
<b>Figura 6: Resultados do Teste de Estabilidade do VAR.....</b>	<b>72</b>
<b>Figura 7: Gráficos da Função Impulso-Resposta para DI_SA (choque único) (2).....</b>	<b>80</b>
<b>Figura 8: Gráficos da Função Impulso-Resposta para DI_SA (choques acumulados) (2).....</b>	<b>81</b>
<b>Figura 9: Resultados do Teste de Estabilidade do VAR (2).....</b>	<b>82</b>

## LISTA DE APÊNDICES

<b>Apêndice A: Teste de causalidade de Granger do VAR/ Teste de Wald de exogeneidade em bloco (modelo com variação do PIB).....</b>	<b>96</b>
<b>Apêndice B: Teste de causalidade de Granger do VAR/ Teste de Wald de exogeneidade em bloco (modelo com desvio do desemprego).....</b>	<b>98</b>
<b>Apêndice C: Modelo VAR com a variação do PIB (completo).....</b>	<b>100</b>
<b>Apêndice D: Modelo VAR com o desvio do desemprego (completo).....</b>	<b>102</b>
<b>Apêndice E: Modelo SVAR com a variação do PIB (completo).....</b>	<b>104</b>
<b>Apêndice F: Modelo SVAR com o desvio do desemprego (completo).....</b>	<b>105</b>

## SUMÁRIO

<b>INTRODUÇÃO.....</b>	<b>11</b>
<b>1 A EXISTÊNCIA DE REGRAS PARA A CONDUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA E A INDEPENDÊNCIA DO BANCO CENTRAL: UMA DISCUSSÃO TEÓRICA.....</b>	<b>14</b>
<b>2 O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO.....</b>	<b>24</b>
2.1 <i>O Regime de Metas de Inflação no Brasil.....</i>	<b>29</b>
2.2 <i>Canais de transmissão da política monetária.....</i>	<b>37</b>
<b>3 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O BRASIL: ESTIMATIVAS DE FUNÇÕES DE REAÇÃO PARA O BANCO CENTRAL BRASILEIRO.....</b>	<b>40</b>
<b>4 METODOLOGIA EMPÍRICA.....</b>	<b>51</b>
4.1 <i>Modelos VAR e SVAR.....</i>	<b>52</b>
4.2 <i>Função impulso-resposta e a decomposição da variância dos erros de previsão.....</i>	<b>54</b>
4.3 <i>Os Modelos Econométricos Estimados.....</i>	<b>55</b>
4.3.1 <i>Definição das variáveis.....</i>	<b>55</b>
4.3.2 <i>Modelo com a variação do PIB.....</i>	<b>59</b>
4.3.3 <i>Modelo com o desvio da taxa de desemprego.....</i>	<b>59</b>
4.3.4 <i>Modelo SVAR com a variação do PIB.....</i>	<b>60</b>
4.3.5 <i>Modelo SVAR com o desvio da taxa de desemprego.....</i>	<b>60</b>
4.3.6 <i>O Comportamento da variável de taxa de juros no Brasil.....</i>	<b>61</b>
<b>5 ANÁLISE DOS RESULTADOS.....</b>	<b>63</b>
5.1 <i>Resultados do modelo VAR com a variação do PIB.....</i>	<b>63</b>
5.2 <i>Resultados do modelo SVAR com a variação do PIB.....</i>	<b>74</b>
5.3 <i>Resultados do modelo VAR com o desvio da taxa de desemprego.....</i>	<b>76</b>
5.4 <i>Resultados do modelo SVAR com o desvio da taxa de desemprego.....</i>	<b>83</b>
5.5 <i>Análise e comparação entre os dois modelos apresentados.....</i>	<b>84</b>
<b>6 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....</b>	<b>86</b>
<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>88</b>
<b>APÊNDICE.....</b>	<b>95</b>

## INTRODUÇÃO

O Novo Consenso Macroeconômico reitera à função da política monetária em manter a estabilidade de preços como prioridade. Para tanto, esta política deve ser conduzida por um Banco Central independente, pois, conforme constatação de Kydland e Prescott (1977) existe um viés inflacionário por parte dos *policymakers*. Deste modo, eles podem ser tentados a promover produto e emprego ao custo de criação de inflação, explorando o *trade off* da curva de Phillips no curto prazo. Por isso, regras de política são preferíveis a políticas discricionárias.

Para Taylor (1993), boas regras de política monetária são aquelas nas quais o Banco Central atua sobre a taxa de juros dos fundos federais em resposta a mudanças no nível de preços ou na renda real do país. Desta forma, o Regime de Metas de Inflação é uma boa alternativa para isso, no qual, uma meta de inflação é estabelecida e perseguida pelo Banco Central, que realiza mudanças na taxa de juros, dada a inflação esperada, pois se comporta de maneira *forward-looking*. Isto evidencia o papel das expectativas dos agentes na tomada de decisão da política monetária.

No Brasil, a condução da política monetária com Regimes de Metas de Inflação foi adotada em 1999 após o fim da âncora cambial, a partir do qual a meta assumiu o lugar do câmbio para a política econômica (BOGDANSKI, TOMBINI e WERLANG, 2000).

Para tanto, uma meta central para a inflação é estabelecida por resoluções do Conselho Monetário Nacional, bem como seus intervalos de tolerância. Atualmente, a meta é de 4,5% e o intervalo de tolerância é de 2 pontos percentuais para cima ou para baixo. A existência dos intervalos de tolerância foi justificada segundo Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) devido à rigidez do regime, que apresenta uma meta bem definida e, de certa forma, ausência de cláusulas de escape, devido à publicação de uma carta aberta ao Ministro da Fazenda exigida ao se descumprir a meta.

Porém, essa dispersão das bandas em um intervalo de dois pontos percentuais é relativamente ampla, o que fornece um espaço considerável para a atuação governamental. Ao mesmo tempo, pode tornar as expectativas dos agentes mais dispersas, o que possibilita ao regime de metas, que deveria funcionar como âncora para as expectativas, não ser tão eficaz neste sentido. Além do mais, há uma trajetória observada de aumento da inflação efetiva, principalmente a partir de 2006, para próxima

ao limite superior estabelecido, o que pode conduzir o mercado a acreditar que o Banco Central tem como alvo este último e não o centro da meta de inflação, hipótese considerada nesta pesquisa.

Dado o papel das expectativas de inflação *forward-looking*, os agentes econômicos as revisarão no decorrer do período, ao passo que não são estáticas, o que pode dificultar a ancoragem das mesmas no regime de metas, prejudicando a construção de credibilidade pela instituição do Banco Central.

Portanto, acredita-se que na função de reação para determinação da taxa de juros, a variável utilizada de desvios da inflação da meta central estabelecida, tal qual indicada pela regra de Taylor (1993), não é tão eficaz para captar a dispersão da inflação, pois a inflação que aparenta ser perseguida pelos *policymakers* apresenta um viés para o teto do regime. Com isso, no lugar foram utilizados os desvios da inflação de sua média de longo prazo, como melhor forma de representar a hipótese.

Por meio da metodologia econométrica de modelos de Vetores Autorregressivos (VAR) e de Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR), o presente trabalho tem como objetivo estimar duas funções de reação para o Banco Central do Brasil como uma adaptação da regra de Taylor (1993), bem como da própria regra original utilizada por essa Instituição. Especificamente, além da questão dos desvios da inflação em relação a sua tendência de longo prazo, são incorporados na função de reação o índice Bovespa, como *proxy* para as expectativas do mercado, e a dívida líquida do setor público em proporção do PIB, usada como uma variável fiscal dentro do modelo de política monetária com regras de inflação.

Deste modo, busca-se explicar as variações realizadas na taxa de juros pelas deliberações do Comitê de Política Monetária, pois elas interferem nas decisões dos agentes econômicos e ampliam as flutuações de curto prazo. Dessa forma, esclarecer esse fenômeno se coloca como primordial para entender os movimentos atuais na economia brasileira e suas possíveis consequências para as relações entre as variáveis agregadas no longo prazo. Assim, esta inovação na função de reação para a determinação da taxa de juros permite detectar com maior precisão as variáveis que influenciam a política monetária brasileira e se a variável de desvios da inflação, criada nesta pesquisa, contribui como medida para representar a dispersão desta taxa.

O período escolhido para a análise empírica foi selecionado com base na disponibilidade dos dados, no período de implementação do Regime de Metas de

Inflação no Brasil e a sua consolidação, iniciando no ano de 2002 até 2014, com dados mensais.

O trabalho está organizado da seguinte forma: além desta introdução, o primeiro capítulo faz uma breve revisão de literatura sobre a independência do Banco Central e regras de política monetária. O segundo discorre sobre o Regime de Metas de Inflação, seu funcionamento no Brasil e os canais de transmissão da política monetária. O terceiro apresenta as evidências empíricas com estimativas de funções de reação para o Banco Central do Brasil. O quarto retrata a metodologia da pesquisa. O quinto exhibe a análise dos resultados encontrados e o sexto expõe as considerações finais.

## 1 A EXISTÊNCIA DE REGRAS PARA A CONDUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA E A INDEPENDÊNCIA DO BANCO CENTRAL: UMA DISCUSSÃO TEÓRICA

Os economistas buscam, desde o princípio desta ciência, responder o que causa a riqueza de uma nação. Essa questão não se encerra com Adam Smith, na publicação de seu livro *A Riqueza das Nações* em 1776, pelo contrário, vai muito além disso. Ao longo dos anos, os macroeconomistas têm dividido suas opiniões acerca das causas, diagnósticos e medidas a serem tomadas para se atingir altas taxas de crescimento de produto em um país, se dividindo em várias escolas econômicas. Para que se possam atingir os objetivos traçados, as principais ferramentas macroeconômicas são as políticas fiscal e monetária. Dentro desse debate se destacam os Keynesianos e os Monetaristas, que se diferenciam principalmente quanto à questão da política monetária e sua efetividade em aumentar o produto de uma economia.

Para os monetaristas, a moeda é superneutra, isto é, a quantidade de moeda afetaria somente o nível de preços da economia. Para os Keynesianos, a política monetária não causaria somente aumento de preços, isto é afetaria também o lado real da economia o que desmantela a hipótese da dicotomia dos mercados real e monetário (SIMONSEN, 1983).

A síntese Neoclássica apareceu em seguida unindo características das duas escolas anteriores, na proposição de uma interpretação da teoria de Keynes e sua sintetização no instrumental IS-LM proposto por Hicks (1937) e Hansen (1953), um modelo de equilíbrio geral que une o equilíbrio simultâneo no mercado de bens e no mercado monetário por meio de uma taxa de juros e um nível de produto específico.

O nível de preços, não endógeno nesse modelo, passou a ser explicado pela Curva de Phillips que originalmente mostrava a relação negativa existente entre salários nominais e a taxa de desemprego. Friedman (1968) e Phelps (1968) ampliaram a análise incorporando a inflação no lugar dos salários nominais. Pela Teoria Quantitativa da Moeda, o aumento do estoque de moeda é proporcional ao aumento de preços. Porém, os agentes econômicos não percebem isso a princípio, à medida que sofrem de ilusão monetária. Por isso, dada uma política monetária expansionista, a inflação gerada é subestimada, o que reduz temporariamente o desemprego abaixo de seu nível natural<sup>1</sup>. Ao se desfazer a ilusão, o desemprego retorna ao seu nível de equilíbrio. Para que esse

---

<sup>1</sup> A taxa natural de desemprego é aquela de equilíbrio, que não acelera nem desacelera a taxa de inflação, gerada pelos trabalhadores via *trade off* renda-lazer.

efeito perdure no tempo, os trabalhadores deveriam ser permanentemente iludidos via aumentos seguidos no estoque de moeda da economia, causando com isso aumentos crescentes na taxa de inflação. Entretanto, a taxa natural de desemprego é determinada por fatores microeconômicos, como oferta e demanda por mão de obra e não pela taxa de crescimento da moeda (MANKIW, 1990).

Com a incorporação de micro fundamentos na análise macroeconômica, surgiu a Teoria Novo-Clássica. As expectativas passaram a ser consideradas racionais ao invés de adaptativas, com a crítica de Lucas (1976). Isto é, os agentes tentam antecipar o que esperam que ocorrerá no futuro na formação de suas expectativas hoje, olhando com isso “para frente” (visão *forward-looking*), ao contrário das expectativas adaptativas, no qual o agente olhava para o passado (visão *backward-looking*). Isso ocorre, pois os agentes evitam erros sistemáticos, isto é, revisam suas expectativas ao longo do período aprendendo com os seus erros passados (hipótese fraca das expectativas). Com suas raízes no monetarismo, os Novo-Clássicos admitem que a política monetária expansionista é neutra no curto e no longo prazo, podendo somente causar ganhos temporários de produto se for surpresa, não esperada. Isso se mostra na curva de oferta de Lucas, que considera a hipótese fraca das expectativas ao assumir que somente choques não antecipados na oferta de moeda geram efeitos reais sobre o produto. Isso ocorre no curto prazo, pois, quando os agentes revisam suas expectativas, o choque é dissipado e o produto retorna ao seu nível de equilíbrio de longo prazo, o que faz com que a curva de oferta assuma caráter vertical.

Outro ramo da escola Novo-Clássica é a dos Ciclos Reais, que trabalha com flutuações econômicas, cuja principal causa são os choques tecnológicos. Além disso, considera variações no emprego, que são determinadas pela intersecção das curvas de oferta e demanda por trabalho, sendo que a oferta depende do montante que os agentes estão dispostos a trabalhar pelo *trade off* entre renda e lazer. Para eles, as variáveis nominais não são capazes de produzir efeitos reais, somente choques reais é que produzem efeitos na economia. Uma crítica que essa teoria recebeu é que há estudos que mostram que a elasticidade de substituição intertemporal da oferta de trabalho é baixa. Além disso, há críticas quanto à questão dos choques tecnológicos não possuírem a dimensão requerida pela teoria dos Ciclos Reais (ROMER, 2012).

Na sequência, a teoria Novo-Keynesiana apareceu assumindo que a informação é assimétrica e que há concorrência imperfeita com rigidezes de preços relativos. Por isso, a dicotomia clássica é descartada e as oscilações em variáveis nominais passam a



surtir efeitos em variáveis reais (MANKIW e ROMER *et al.*, 1992). Com a incumbência de micro fundamentar seus modelos, os Novos-Keynesianos se dedicam a analisar rigidezes nominais de preços, como os custos de *menu* (MANKIW, 1990), no qual, mudanças de preços incluem custos para informar os clientes sobre essa variação, há a perda de parte da clientela devido a isso e o próprio custo de se elaborar novas listas e cardápios com os novos preços. Além disso, analisam as rigidezes reais, como a existência de salários de eficiência (YELLEN, 1984), no qual firmas pagariam um salário mais alto para reduzir a taxa de reposição de funcionários, como custos com treinamento, e a negligência, evitando com isso queda da produtividade do trabalhador. Com isso, mostram que os mercados são imperfeitos e logo uma expansão monetária não se converte totalmente em aumento de preços.

Em continuidade, há uma síntese dessas várias escolas no chamado Novo Consenso Macroeconômico, que tem funcionado muito bem dentro do *mainstream*<sup>2</sup> da macroeconomia. Uma exceção disso foi durante a crise de 2008, na qual a teoria Keynesiana de insuficiência de demanda agregada voltou a ter peso, afinal, foi exatamente para explicar períodos de crise que a mesma foi elaborada.

O debate dentro do Novo Consenso Macroeconômico circunda a atribuir a função da política monetária em manter a estabilidade de preços, isto é, combater a inflação, deixando o papel de estímulo à atividade econômica para a política fiscal. Pois, Kydland e Prescott (1977) constataram que existe um viés inflacionário por parte dos *policymakers*, isto é, eles podem ser tentados a promover produto e emprego ao custo de criação de inflação, explorando o *trade off* existente entre inflação e desemprego da curva de Phillips.

Isso porque existe a inconsistência dinâmica da política monetária, que está associada à formação das expectativas dos agentes que são racionais, na qual, há períodos de defasagens entre a percepção das melhores decisões a serem tomadas de política monetária e o momento de realizá-las (no caso brasileiro, é preciso esperar as reuniões do Copom<sup>3</sup> que ocorrem a cada 45 dias), sendo conhecida como defasagem interna, além daquela que ocorre entre o período de decisão da política e seu efeito na economia (defasagem externa). Com isso, medidas tomadas podem produzir efeitos indesejáveis sobre a economia. Por exemplo, caso se queira estimular o produto de uma

---

<sup>2</sup> Entende-se por a corrente teórica principal.

<sup>3</sup> Comitê de Política Monetária. Segundo definição do Banco Central do Brasil, têm a finalidade de estabelecer as diretrizes da política monetária brasileira e definir a taxa básica de juros da economia (Selic).

economia e, para tanto, o governo decida reduzir a taxa de juros. À medida que existe esse período de defasagem, até a decisão repercutir na economia, o produto já pode ter reagido sozinho e essa política só desvie o produto acima do seu nível desejado, isto é, do produto potencial de uma economia gerando inflação. Por isso, as políticas discricionárias podem ser consistentes do ponto de vista de ser a melhor decisão tomada dada a situação corrente, mas produzem resultados abaixo do ideal ou geram instabilidade na economia.

Para que as autoridades não sejam tentadas a explorar esse *trade off* via surpresa monetária para obter ganhos de produto no curto prazo, regras de política são preferíveis. Além disso, essas regras precisam ser simples e de fácil compreensão para que fique claro aos agentes econômicos quando os *policymakers* se desviam delas (KYDLAND e PRESCOTT, 1977).

É importante esclarecer que segundo Bryant, Hooper e Mann (1993) existem dois tipos de definições para regras: a primeira sendo o oposto de discricionária e tendo como atributos a simplicidade e certa rigidez. A segunda, só prescreve um guia de conduta, não precisando ser simples, o que possibilita os *policymakers* agirem com certa discricionária no futuro. Quando há a referência a esse termo, perceba como a primeira definição.

Barro e Gordon (1983) também concordaram com a ideia de que as políticas discricionárias geram um viés inflacionário, à medida que os agentes percebem o comportamento dos *policymakers* e corrigem suas expectativas. Para tanto, a existência de regras de política são importantes. Entretanto, na ocorrência de regras, ao passo que os agentes esperarão que as mesmas serão seguidas, as autoridades responsáveis terão incentivos para trapacear, tentando com isso produzir benefícios a custo de criação de inflação. Conforme essa atitude se repete no tempo, os agentes percebem que os *policymakers* não estão empenhados em seguir a regras e a economia se move para um equilíbrio inferior àquele que ocorre no regime de políticas discricionárias. Devido então a essa interação entre os agentes e as autoridades ocorrer por mais de um período no tempo, as forças para manter a reputação da instituição responsável pela política, que a vinha perdendo junto com sua credibilidade por trapacear, fazem com que os *policymakers* respeitem as regras, abrindo mão desses ganhos de curto prazo para manter a inflação estável no longo prazo.

Para que as regras de conduta funcionem, a política monetária deveria ser conduzida por um Banco Central (BC) independente dos interesses governamentais para que com isso possa perseguir somente a inflação como alvo.

Para Rogoff (1985), a questão da reputação embora melhore o problema da credibilidade do BC, não elimina o mesmo. O que solucionaria seria delegar a liderança desta instituição a um indivíduo visto como conservador pela sociedade, que considere em suas decisões uma função objetiva de controle inflacionário ao invés de uma função do bem estar social, a qual o restante da sociedade consideraria, para amenizar o repasse de choques de oferta sobre o emprego. Isto é, a diretoria do BC deveria ser delegada a um indivíduo que fosse mais avesso à inflação do que o restante da sociedade, para que com isso se chegue a resultados que sejam mais satisfatórios para toda a população.

Uma teoria diferente para corrigir o viés inflacionário foi proposta por Walsh (1995) na qual seria estabelecido um contrato ótimo entre o governo e o BC, que se comportaria de maneira similar ao regime de metas, penando a instituição do BC dada uma falha obtida no controle da inflação. Assim, o BC teria poucos incentivos para se desviar do foco de controle inflacionário. Entretanto, se estabelecer um contrato ótimo não é uma tarefa tão simples assim (SVENSSON, 1995). Cukierman (2006) afirmou que a validade desse modelo está no fato de ratificar o modelo de delegação anterior.

Analisando a independência do Banco Central, Cukierman, Webb e Neyapti (1992) criaram um índice para mensurar a independência dessa instituição ao longo dos anos de 1980 para 72 países, sendo 21 industriais e 51 em desenvolvimento. Para tanto, fizeram quatro medidas de independência: a independência legal, isto é, estipulada por lei; a taxa de rotatividade dos governantes do BC; a resposta de especialistas a um questionário sobre independência do BC e, por fim, a última que é um agregado das duas primeiras.

Ao analisarem a lei sobre a independência do Banco Central, esses autores se preocuparam em considerar mais do que a lei em si, mas também seu espírito e sua aplicação na prática. Por isso, o questionário foi aplicado a especialistas em política monetária em uma sub amostra de 23 países, para identificar a diferença existente entre a lei e sua aplicabilidade. Além disso, sua preocupação em criar um indicador que considere outras variáveis não só a independência legal foi devido ao fato de que as leis são incompletas, isto é, não conseguem abranger todos os casos e especificar os limites entre o BC e os governantes políticos em todas as circunstâncias e, mesmo quando as leis são claras, a prática pode ser diferente.

Seus resultados indicaram que a independência legal é inversamente relacionada à inflação para os países industriais. Para os países em desenvolvimento isso não ocorreu, o que indica que há maior divergência entre a lei e sua aplicabilidade neles. Além disso, a frequência real de mudanças da diretoria do Banco Central foi considerada como sendo a melhor *proxy* para analisar a independência do BC nesses países. Argentina, Brasil e a Venezuela foram os países que apresentaram os piores resultados. Considerando somente a independência legal, a Argentina e o Brasil ocupavam a 55ª e a 29ª posição, respectivamente, na lista de países. Entretanto, ao se considerar a taxa de mudança da diretoria do BC eles caem de posição para a 71ª e a 69ª respectivamente. Isso indica que essa taxa de mudança de diretoria, que é alta nesses países, é importante para explicar o grau de independência de seus Bancos Centrais.

Isso porque os autores do artigo citado concordam com a afirmação de que um BC mais independente impacta mais fortemente na política monetária e com isso, a inflação média será mais baixa. A associação entre essas duas variáveis já havia sido detectada por Grilli, Masciandaro e Tabellini (1991). Ademais, Cukierman, Webb e Neyapti (1992) constataram uma causalidade nas duas vias: da mesma forma que um Banco Central menos independente contribui para que ocorra uma inflação mais alta, alta inflação pode resultar ao longo do tempo em menos independência, isso porque ela denigre a imagem do BC, reduzindo sua autoridade, facilitando a influência do governo na política monetária e também dificultando o controle da oferta de moeda pelo BC. Por isso, constataram que o sucesso em se controlar a inflação parece aumentar a autonomia do BC, muito embora a independência do Banco Central seja uma de várias ferramentas existentes para se manter a estabilidade de preços em um país.

Uma consideração feita também por Cukierman, Webb e Neyapti (1992) é que existem casos de países com um BC pouco independente e uma taxa de inflação baixa. Entretanto, esses países apresentavam uma política monetária voltada para manter a estabilidade de preços de maneira rigorosa e bem definida. Além disso, um ponto negativo é que na ocorrência de choques adversos sobre a economia esses países podem se tornar mais propensos a desenvolver altas taxas de inflação.

Cukierman *et al.* (1993) mensuraram de outras maneiras a independência do BC para uma amostra de aproximadamente setenta países, considerando como *proxy* para esta variável um indicador que considera a independência legal e a frequência de mudança da diretoria da instituição. Constataram que a independência desta instituição apresenta efeitos positivos sobre o crescimento dos países menos desenvolvidos.

Cukierman e Webb (1995) dando sequência ao estudo deste tema averiguaram a probabilidade de substituição da liderança do BC dada uma mudança recente de governo. Seus resultados apontaram para uma menor probabilidade de substituição dentro do prazo de seis meses para regimes no qual a mudança de governo é rotineira, isto é, segue um prazo de tempo determinado do que na ocorrência de mudanças radicais de governo, como golpes militares ou na restauração da democracia, por exemplo. Para os países em desenvolvimento, ratificaram que a melhor medida de independência é a vulnerabilidade do BC dada a instabilidade política, e a frequência de mudança da diretoria do BC em tempos de estabilidade e não transição de governos.

Entretanto, Gutiérrez (2003), ao estudar a América Latina e o Caribe, propôs uma análise da independência do BC baseada na constituição, isto é, por fatores legais. Isso porque, para a mesma, esses países passaram por períodos de hiperinflação durante a década de 1980 que trouxe como consequência reformas constitucionais que estabeleceram de maneira explícita a autonomia do BC, além de mecanismos para supervisionar isso. Como essas medidas foram estipuladas claramente, com riqueza de detalhes e a um considerável prazo de tempo atrás, Gutiérrez (2003) acredita que fazem da América Latina o melhor exemplo de pesquisa para a independência legal e sua relação com a inflação. Acrescentou que uma mudança constitucional não ocorre com facilidade, o que dificultaria a ocorrência de alterações na constituição para favorecer os interesses governamentais. Seus resultados confirmaram a correlação entre maior nível de independência do BC por sua constituição e baixa inflação. Jácome e Vázquez (2005) encontraram resultados similares.

Cukierman (2006) expôs que esse diagnóstico é consistente com a ideia defendida por ele de que existe essa relação negativa entre a independência real do BC (isto é, como isso funciona na prática) e a inflação para países desenvolvidos e em desenvolvimento, entretanto ao se considerar a variável de independência legal é preciso cautela, pois a relação depende também de outros fatores, tais como se realmente o regulamento do BC está na constituição, e se o respeito à lei e o grau de comprometimento para fazer do BC uma instituição independente ocorrem realmente na prática como considerados no modelo.

De qualquer forma, essa relação negativa entre as variáveis de independência do BC e a inflação se verificou em todos esses trabalhos citados, muito embora não consensuais sobre a relação de causalidade entre elas. Jácome e Vázquez (2005) não conseguiram encontrar que a causalidade seria da primeira variável sobre a segunda

para a América Latina e o Caribe durante os anos de 1990, como o esperado em termos teóricos, mas, Cukierman, Webb e Neyapti (1992) conseguiram encontrar essa relação nas duas vias no seu estudo feito para a década de 1980. Com base nisto, para Cukierman (2006) esse fenômeno ocorreria nas duas direções em muitos casos.

Uma vez diagnosticada a relação negativa existente entre essas variáveis, cabe a discussão acerca de qual regra de política o BC precisa seguir para atingir seu objetivo de controle inflacionário. Além disso, qual deve ser a variável instrumental para a atuação da política monetária.

Desse modo, Taylor (1993) afirmou que boas regras de política monetária são aquelas nas quais as autoridades responsáveis atuam sobre a taxa de juros dos fundos federais em resposta a mudanças no nível de preços ou na renda real do país. Com a ressalva de que é impossível de se propor uma fórmula algébrica que possa ser seguida de forma mecânica para representar uma regra de política, esse autor propõe uma regra de política hipotética, porém representativa, que se aproxima da regra que o *Federal Reserve* (Fed), o sistema de Bancos Centrais dos Estados Unidos, havia adotado nos anos anteriores a essa pesquisa. Isso porque o comportamento baseado em regras aumenta a credibilidade melhorando a *performance* da política monetária.

A regra proposta por Taylor (1993) descreve que a taxa nominal de juros dos títulos federais deve ser alterada pela política monetária do BC conforme alterações que venham a ocorrer na taxa de inflação dos últimos quatro trimestres, do desvio do produto real da economia de seu produto potencial (hiato do produto), do desvio da inflação da sua meta, e a taxa real de juros de equilíbrio. Os coeficientes estipulados por esse autor em seu artigo foram de 0,5, e a meta de inflação e a taxa real de juros foram consideradas como sendo de 2%. Assim, a formulação original da regra seminal de Taylor (1993) é:

$$i = \pi + 0.5 y + 0.5 (\pi - 2) + 2 \quad (1)$$

No qual,

$i$  = Taxa nominal de juros dos fundos federais;

$\pi$  = Taxa de inflação dos últimos quatro trimestres;

$y = \frac{100(Y - Y^*)}{Y^*}$  que é o hiato do produto, isto é o desvio do produto real corrente ( $Y$ ) de sua tendência ( $Y^*$ ).

Os coeficientes de 0,5 são iguais tanto para o hiato do produto, quanto para o desvio da inflação, o que indica atribuição de pesos iguais para essas duas variáveis na regra. Entretanto, esses coeficientes podem ser diferentes, pesando na regra mais a inflação ou mais o produto da economia. Adaptando a função anterior, de maneira a generalizá-la sem a estipulação de valores de coeficientes, meta de inflação e taxa real de juros, a regra de Taylor (1993) pode ser reescrita da seguinte maneira:

$$i = \pi + \alpha y + (1 - \alpha) (\pi - \pi^*) + r^* \quad (2)$$

No qual,

$\pi^*$  = A meta para a inflação;

$r^*$  = Taxa real de juros de equilíbrio.

Taylor (1993) expôs que ao se considerar a inflação dos quatro trimestres anteriores, na realidade se está usando uma *proxy* para expectativas de inflação e, por isso, a regra de política de taxa de juros foi apresentada em sua formulação em termos “reais”. Contudo, note que o papel das expectativas em seu modelo era do tipo *backward-looking*. Por essa razão, cabe ressaltar que outros autores apresentaram contribuições a regra original, sem modificar sua essência. É o caso do trabalho de Clarida, Galí e Gertler (1998) que conseguiu captar a visão *forward-looking* das expectativas de uma melhor maneira, trazendo para a regra os valores esperados para a inflação futura, e com isso, o desvio da inflação esperada em relação à meta, formulação amplamente utilizada pelos BC's na atualidade.

Para ver como o regime de regras funcionaria na prática, Taylor (1993) apresentou dois estudos de casos. O primeiro deles analisou o choque do preço do petróleo ocorrido na década de 1990 quando o Iraque invadiu o Kuwait na chamada Guerra do Golfo sobre a economia americana. Suas conclusões foram de que a regra de política monetária apresentada pelas equações não deveria ser abandonada, entretanto, não deveria considerar o choque ocorrido, pois o mesmo era algo temporário. A produção de petróleo vinda de outros lugares também contribuiu para que essa perda ocasionada pelo conflito fosse parcialmente suprida e o preço do petróleo passou a se alterar muito pouco nos períodos seguintes.

O segundo estudo de caso analisou o aumento das taxas de juros de longo prazo que podem ocorrer devido a outros fatores reais, como mudança na demanda por

investimento e poupança, e não devido a um aumento na expectativa de inflação futura. A reunificação da Alemanha dos anos 1990 ao ser antecipada nas expectativas dos agentes econômicos gerou uma esperança de que isso aumentaria a demanda por investimento em capital na Alemanha. Esse fenômeno deveria ocasionar aumento na taxa real de juros entre 1990 e 1991. Com isso, a taxa de juros de longo prazo cresceu de maneira imediata, dado o papel das expectativas racionais do tipo *forward-looking*. A regra de política monetária da taxa de juros de curto prazo descrita anteriormente, não precisou então ser ajustada, dado o fato de que não foram as expectativas de inflação que se alteraram no período, e sim outros fatores relacionados com as expectativas dos agentes quanto ao futuro que ocasionaram as mudanças na taxa de juros de longo prazo.

Esses dois estudos de caso mostraram que as regras de política monetária, embora constituam uma maneira mais eficiente de se conduzir essa política ao invés da prática do discricionarismo, não foram criadas com o intuito de serem utilizadas as cegas, de maneira irracional e mecânica, mas sim que precisam ser contextualizadas dentro da conjuntura econômica da nação. De qualquer forma, a racionalidade dos agentes econômicos foi defendida, e suas expectativas se demonstraram ser do tipo *forward-looking*, isto é, as pessoas tentam antecipar o que acreditam que ocorrerá no futuro, com base nas informações que dispõem hoje.

Dentro desse arcabouço teórico, um novo modelo para a condução da política monetária foi implementado em vários países, sendo ele o regime de metas para a inflação, que está descrito no próximo capítulo.



## 2 O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO

O regime de metas de inflação foi implementado em vários países desenvolvidos e em desenvolvimento a partir da década de 1990. O primeiro país a adotá-lo foi a Nova Zelândia em 1990, seguida posteriormente pelo Canadá e Chile (1991), Reino Unido e Israel (1992), Finlândia, Suécia e Austrália (1993).

Nesse regime a política monetária deve ser conduzida por um Banco Central que seja independente, para que com isso possa ter como objetivo principal combater a inflação e manter a estabilidade de preços. Para tanto, fará uso de uma regra de conduta, já que políticas discricionárias levam a um viés inflacionário (KYDLAND e PRESCOTT, 1977). Essa regra se baseia em Taylor (1993), na qual uma função de reação é estipulada para o BC de cada país. Entretanto, é necessário dizer que estabilidade de preços não quer dizer que haja inflação zero, mas sim que esta taxa cresça de maneira controlada de um período para o outro (BERNANKE e MISHKIN, 1997).

Clarida, Galí e Gertler (1997) definiram a operação do regime de metas de inflação como um mecanismo no qual são realizados aumentos nas taxas nominais de juros de maneira suficiente para aumentar as taxas reais quando a expectativa de inflação for superior à meta de inflação de longo prazo. A vantagem no uso das regras está no fato de que elas permitem que a economia caminhe na direção certa para se estabilizar a inflação de longo prazo, usando um conhecimento limitado sobre o real funcionamento da economia em questão.

A marca principal do regime é o anúncio de que o BC irá se esforçar para levar a inflação a um nível específico, isto é, perseguir seu objetivo primordial que é o de controlar a inflação. Entretanto, no curto prazo é possível se acomodar choques de produto e emprego, mas não a médio e longo prazo, no qual a mesma não surtiria efeitos positivos provocando apenas distorções. Esses choques de curto prazo que podem ser acomodados se dão principalmente com relação ao produto e a taxa de câmbio. Existem três meios pelo qual o Banco Central pode acomodá-los. O primeiro ponto é que o índice de preços, no qual as metas de inflação oficial se baseiam, muitas vezes excluem os choques de oferta; exemplificando, é retirado do índice oficial preços de alimentos e energia, mudanças nos impostos indiretos, choques nos termos de troca e os efeitos diretos das variações da taxa de juros sobre esse índice (por exemplo, através de custos de aluguel). Segundo, a existência de um intervalo para as metas que

fornece certa flexibilidade no curto prazo. Em terceiro lugar, as metas de inflação de curto prazo podem acomodar choques de oferta e outros choques exógenos que estão fora de controle do BC. Entretanto a cautela na acomodação desses choques é necessária já que não devem ser acomodados na totalidade e nem de forma corriqueira, pois as expectativas dos agentes desempenham papel fundamental para o bom funcionamento do regime e, por isso, o Banco Central precisa manter credibilidade e reputação (BERNANKE e MISHKIN, 1997).

Cabe lembrar que o primeiro meio não é aplicável ao Brasil ainda, porque esta é uma das formas de cálculo da inflação se utilizando o núcleo, e não o índice cheio como aplicado no Brasil. O núcleo de inflação é uma medida que capta a tendência dos preços, procurando desconsiderar distúrbios resultantes de choques temporários, como choques de oferta no preço do petróleo, nos alimentos resultantes de fatores climáticos e sazonais e nos itens de vestuário, por exemplo. Os fatores considerados seriam aqueles como pressões de demanda sobre a capacidade produtiva, choques permanentes nos preços relativos ou mudanças nas expectativas de inflação, isto é, alterações de caráter fundamental nos preços (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2000; MINELLA *et al.*, 2002).

Diferentemente dos países da América Latina que usam o índice cheio, esse sistema foi adotado em diversos países, como Austrália, Bélgica, Canadá, Cingapura, Espanha, Estados Unidos, Filipinas, Finlândia, França, Grécia, Holanda, Israel, Japão, Nova Zelândia, Portugal e Suécia (MENDONÇA, 2007). Entretanto, no Brasil isto não parece aplicável ainda, pois, ao que tudo indica, o processo de credibilidade ainda está sendo construído devido às manipulações nos índices de preços que o país já passou (BOGDANSKI, TOMBINI e WERLANG, 2000).

Na continuidade do caso sobre a acomodação de choques do produto, Cukierman (2006) enfatizou que a política monetária pode ser usada para esse fim desde que tenha se atingido a estabilidade de preços e que a mesma tenha se mantido por um período suficientemente longo de tempo. Assim, a credibilidade do regime não se perderia e as expectativas de inflação seriam, de certa forma, insensíveis aos desvios da inflação de seu alvo ocasionados pela política. Contudo, relatou que para países com uma longa história de alta inflação, como os países da América Latina, entre eles, o Brasil, não se pode admitir esta insensibilidade das expectativas, visto a memória inflacionária dos agentes, que faz aumentar a velocidade com que a perda de credibilidade no regime pode ocorrer, ainda mais se esta última estiver em construção.

Assim, o grau de flexibilidade do regime na acomodação de choques varia entre países e até mesmo entre períodos de um mesmo país (CUKIERMAN, 2006). Essa definição de um regime flexível está em Svensson (1999 e 2000), que expõe que este último leva em conta movimentos do lado real da economia, ao contrário do regime rigoroso <sup>4</sup>que não leva outros fatores em consideração, somente trazer a inflação para o mais próximo possível de sua meta. Assim, o regime de metas, que é associado por esse autor ao fato de se minimizar uma função de perda na economia, quando flexível deveria incluir além dos movimentos da inflação, o hiato do produto na função. A transparência e a prestação de contas por parte das autoridades monetárias foi relatada como essencial para a credibilidade do regime de metas.

Assim, Bernanke e Mishkin (1997) e Svensson (2000) apresentaram que a publicação regular de um boletim detalhado sobre a situação da inflação como faz o Banco Central da Inglaterra, com a publicação trimestral do *Inflation Report* é importante para aumentar a comunicação com o público, que melhor informado a respeito da condução da política monetária, torna o regime mais crível e, portanto as expectativas de inflação menos dispersas e mais fáceis de serem coordenadas.

Dentro do regime, uma prática comum que tem sido evidenciada por trabalhos que se dedicaram a analisar o comportamento das autoridades na condução da política monetária é a suavização da taxa de juros<sup>5</sup>. Rudebusch (1995) definiu essa política como ajustes feitos nas taxas de juros de curto prazo em pequenas quantidades e de maneira contida, com variações graduais em uma mesma direção. Thornton (2004) Também chamou essa prática de hipótese da política inercial. Em outras palavras, a prática de suavização da taxa de juros, ou o comportamento inercial da mesma é definido como pequenos ajustes em uma mesma direção realizados na taxa de juros nominal pelo BC.

Para Goodfriend (1987), os Bancos Centrais praticam suavização da taxa de juros para manter em ordem os mercados monetários, isto é, minimizar as turbulências no mercado financeiro, dado um erro de previsão da taxa de juros, e os movimentos inesperados nos preços dos ativos que aumentam riscos de crises no sistema bancário. Clarida, Galí e Gertler (1997) também consideraram como justificativa para tal prática a perda de credibilidade que pode ocorrer dada uma súbita e de grande magnitude

---

<sup>4</sup> Tradução de *Strict Inflation Targeting*, o oposto de *Flexible Inflation Targeting* em Svensson (1999 e 2000).

<sup>5</sup> Tradução do termo original *Interest Rate Smoothing*.

mudança de política, além da necessidade de se ter um consenso para apoiar tal alteração.

Os estudos de Goodfriend (1987) apresentaram que a prática de suavização da taxa de juros pode levar a instabilidade macroeconômica, pois isso poderia aumentar a variância dos erros de previsões do nível de preços e da inflação esperada. Entretanto Sack e Wieland (2000) argumentaram, por meio de uma revisão da literatura empírica existente nessa área, que essa prática pode representar um comportamento ótimo, pois existem três motivos para a mesma ocorrer. São elas: I) As expectativas serem do tipo *forward-looking*, por isso os movimentos nas taxas não podem ser muito bruscos para não causarem distorções nas expectativas dos agentes. II) A incerteza dos dados mensurados, que possuem um componente de erro embutido. III) A incerteza dos parâmetros estruturais da economia que afetam a transmissão política monetária.

Ainda que a análise dos efeitos da prática da suavização da taxa de juros não é consensual entre os economistas, a mesma é realizada pelos BC's mundiais e a justificativa para tal ato apresenta coerência, à medida que as expectativas desempenham papel de destaque para a condução da política monetária e a existência de incertezas quanto à estrutura e ao estado da economia justificam a tentativa de ocasionar impactos reduzidos na mesma para evitar resultados indesejáveis.

Além disso, não é uma prática recente. Mankiw e Miron (1991) analisaram para o caso americano a suavização de juros ocorrida em 1914, o ano que o Fed iniciou suas operações. Perceberam que antes desse período a taxa de juros nominal americana apresentava maiores oscilações sazonais do que a partir de 1914, no qual o Fed começou a suavizar a sazonalidade.

Na tentativa de captar os movimentos de suavização da taxa de juros dentro do regime de metas, Clarida, Galí e Gertler (1997) adaptaram os fundamentos apresentados pela regra de taxa de juros de Taylor (1993) em seu modelo. Com isso, a taxa de juros responderia somente de maneira parcial à meta da taxa de juros nominal de curto prazo. Por isso, a função que melhor descreveria esse fenômeno está descrita a seguir. O parâmetro  $\rho$ , que varia entre zero e um, capturaria na função o grau da suavização praticada. O termo de erro é representado por  $v_t$ :

$$r_t = (1 - \rho)r_t^* + \rho r_{t-1} + v_t \quad (3)$$

Outra adaptação da regra de Taylor (1993), feita por Clarida, Galí e Gertler (1998), visava captar a mudança de comportamento do Fed durante uma mudança de gestão: antes e depois de 1979, isto é, nos limiares da era de Paul Volker na presidência do BC americano. Constataram que a resposta para a variável de expectativas de inflação foi diferente: no período anterior a Volker, aumentavam as taxas de juros nominais de maneira menos que proporcional ao aumento das expectativas de inflação. Com isso as taxas de juros reais de curto prazo caíam. Logo, não estavam adequadas à definição de operação do regime dada por Clarida, Galí e Gertler (1997). Na era pós Volker, as medidas adotadas foram mais proativas no sentido de controle inflacionário: as taxas de juros reais de curto prazo também aumentavam com o aumento das expectativas de inflação. Isso demonstra maior seriedade do BC dos Estados Unidos com o controle inflacionário neste país na segunda era analisada, no qual, uma regra superior foi claramente adotada.

O porquê de se seguir uma regra inferior anteriormente não ficou respondido pelo *paper* dos autores, pelo contrário, foi levantado como um questionamento. Uma possibilidade que eles colocaram foi que a dinâmica da inflação não era entendida muito bem pelos *policymakers* naquele tempo, e que a importância da credibilidade do BC não era vista ainda como essencial para o bom desempenho da política monetária.

Com a finalidade de investigar se a adoção do regime de metas de inflação foi realmente eficaz para os países, Biondi e Toneto Jr. (2008) estimaram um modelo econométrico com dados em painel com duas especificações: uma dinâmica para a inflação e outra em nível para o crescimento do PIB. A amostra estudada incluía 51 países, entre eles desenvolvidos e em desenvolvimento, adotantes e não adotantes do regime, no período de 1995 até 2004. Constataram que para os países em desenvolvimento que adotaram o regime, como o Brasil, as médias de suas taxas de inflação caíram significativamente quando comparados com os países em desenvolvimento que não adotaram o regime de metas. Entretanto as médias de crescimento do PIB dos primeiros foram menores do que as do segundo grupo, isso porque existe um custo de manutenção do regime de metas que é a construção de credibilidade, que exige que o regime seja desenhado de uma maneira mais rígida nesses países. De qualquer forma, esses autores afirmaram que o regime de metas é importante para ancorar as expectativas dos agentes e controlar a inflação em níveis baixos nos países em desenvolvimento.

Para os países desenvolvidos, os resultados foram diferentes: os adotantes do regime apresentaram taxas de inflação e de crescimento do PIB maiores dos que os que não adotaram. Isso porque, para Biondi e Toneto Jr. (2008), esses países desenvolvidos adotantes do regime já apresentavam níveis históricos baixos e estáveis de inflação, não necessitando tanto do regime de metas para controlar os níveis de preços de seus países.

Por possuírem níveis baixos de inflação, as expectativas de inflação nesses países são bem ancoradas, o que faz com que seus Bancos Centrais tenham credibilidade e não precisem adotar políticas monetárias tão restritivas quanto os países em desenvolvimento, como o Brasil, no qual a memória inflacionária da população ainda é alta devido aos períodos de hiperinflação da década de 1980.

Em trabalho anterior, Biondi e Toneto Jr. (2005) já haviam chegado a conclusões similares ao analisarem de maneira qualitativa o desempenho dos países que adotaram o regime de metas. No caso dos países em desenvolvimento apresentarem maiores custos em termos de baixo crescimento do produto ao adotarem o regime, esses autores acrescentaram ainda o conceito de dominância fiscal e de maior propensão à contaminação de choques externos, fatores que atrapalhariam a ação do BC, dificultando a conversão da taxa de inflação para a meta estabelecida, o que impactaria mais fortemente em termos de perda do crescimento do PIB. Entretanto, convém lembrar que a estabilidade de preços é o objetivo prioritário para os países que adotaram o regime de Metas de Inflação.

Para o *Bundesbank*, o BC da Alemanha, o nível de inflação de dois por cento ao ano é o considerado como consistente para a estabilidade de preços (BERNANKE e MISHKIN, 1997). No Brasil, a inflação efetiva bem como a própria meta central e suas bandas se encontram longe deste patamar ainda, o que indica que o Regime de Metas de Inflação no Brasil se encontra em processo de consolidação. Na próxima seção, o caso brasileiro é analisado de maneira mais minuciosa.

### *2.1 O Regime de Metas de Inflação no Brasil*

No Brasil, o descontrole em relação à inflação atingiu seu apogeu na década de 1980 e início dos anos 1990, no qual, o Brasil registrou períodos de hiperinflação. Sucederam-se a partir daí vários planos econômicos de caráter heterodoxo para tentar

sanar o descontrole inflacionário brasileiro, mas foi somente com o Plano Real que se obteve êxito neste sentido (FRAGA NETO, 2011).

O plano Real tinha como uma de suas âncoras a taxa de câmbio, que era gerenciada para reduzir e manter baixa a inflação. Como esta taxa era a âncora nominal do regime, a taxa de juros era ajustada para manter a paridade do câmbio, sendo endógena a esse sistema. Entretanto, essa situação se tornou insustentável e o câmbio teve que flutuar como resultado da situação internacional, como a Crise da Rússia, e de uma política fiscal frágil (FRAGA NETO, 2011). Isso porque esses eventos provocaram uma crise de confiança, o que fez o mercado financeiro retirar recursos de países emergentes. Mesmo com o anúncio de um ajuste fiscal por parte do governo, a desconfiança dos investidores se estendeu como reflexo da preocupação que se tinha a respeito desses compromissos assumidos de ajuste das contas públicas. Assim, para tentar manter a paridade do câmbio, o governo brasileiro fez uso das reservas internacionais, que sob forte pressão, não conseguiram segurar a paridade cambial, culminando com a flutuação do Real no início de 1999, desancorando as expectativas de inflação (BOGDANSKI, TOMBINI e WERLANG, 2000; FRAGA NETO, 2011).

Com a flutuação cambial, tornou-se necessária outra âncora nominal para a política econômica, e o Regime de Metas de Inflação foi visto como a melhor solução, com a meta sendo a nova âncora nominal para o sistema, além de ancorar também as expectativas de inflação (BOGDANSKI, TOMBINI e WERLANG, 2000).

O Regime de Metas de Inflação no Brasil foi adotado em 1999, por meio do decreto nº 3.088 de 21 de junho deste mesmo ano. Com isso, estabeleceu-se que a política monetária brasileira seria direcionada pelo regime. Para tanto, seria estabelecida uma meta central para a inflação pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), bem como seus intervalos de tolerância, de acordo com as ideias propostas pelo Ministro da Fazenda do Brasil. O Banco Central ficou responsável por adotar as medidas necessárias para que a meta fosse alcançada. Se a meta fosse descumprida, o presidente do Banco Central divulgaria publicamente uma carta aberta ao Ministro da Fazenda expondo as razões para o ocorrido. A existência dos intervalos de tolerância foi justificada segundo Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) devido à rigidez do regime, que apresentava uma meta bem definida e, de certa forma, ausência de cláusulas de escape, devido à publicação da carta ao se descumprir a meta. Além disso, possibilitava acomodar choques de curto prazo na economia (BERNANKE e MISHKIN, 1997).

A ferramenta utilizada para controle da variação dos preços foi a taxa básica de juros da economia, a taxa Selic. Assim, o Comitê de Política monetária (COPOM), composto pela diretoria do Banco Central do Brasil, se reunia periodicamente a cada 30 dias até 2005, e a partir de então, a cada 45 dias para determinar uma meta para a taxa Selic, que considerava ser adequada para que o IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo), o índice oficial de inflação, se mantivesse na meta estipulada para a inflação ou dentro do intervalo de flutuação estabelecido.

O Brasil adotou o índice cheio de inflação, trabalhando não somente com o núcleo como em outros países, o que foi interessante, pelo menos nos períodos iniciais de implantação do regime para a credibilidade do mesmo: a memória inflacionária da população brasileira era recente e, além disso, passou-se por períodos com bastante manipulações nos índices de preços (BOGDANSKI, TOMBINI e WERLANG, 2000). Isso porque durante as décadas de 1970 e 1980, o governo brasileiro excluiu alguns itens do cálculo dos índices de inflação a fim de forçar redução na taxa de inflação oficial, chegando muitas vezes até a mudar o índice oficial de inflação de forma a selecionar o que fosse mais conveniente (MINELLA *et al.*, 2002).

Os que apoiam a adoção do núcleo de inflação no Brasil se referem principalmente em relação à exclusão dos preços administrados. Esses últimos são preços insensíveis à oferta e à demanda, pois são estabelecidos por contrato ou órgão público. São eles, tarifa de energia, telefonia, planos de saúde, gasolina e gás de cozinha, além das taxas de água e esgoto (MENDONÇA, 2007; BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2015). Todavia, argumentos contrários à adoção do núcleo se pautam na afirmação de que isso implicaria em uma perda maior que 30% na cesta representativa de consumo no país, sendo esta a principal preocupação dos agentes econômicos, ao passo que consideram a cesta total de consumo nas suas decisões, o que leva a concluir que essa medida não seria uma boa representante da perda do poder de compra da moeda no país (MINELLA *et al.*, 2002).

A meta e o intervalo de tolerância se estabelecem por resoluções que valem para dois anos a frente, isto é, para o ano de 2014 a resolução em vigor foi a 4.095, de 2012. Essas resoluções foram alteradas por decreto por dois anos: em 2002, alterou-se a meta para 2003, que havia sido estipulada em 2001, e em 2003, alterou-se a meta para 2004, que havia sido fixada em 2002. Nesses períodos (2003 e 2004) as metas foram aumentadas e mesmo assim descumpridas: em 2003 ficou acima do novo limite superior, que havia sido ajustado de 2 pontos percentuais para 2,5 p.p. Em 2004, se a



meta não tivesse aumentado em 1,75 p.p., o limite superior também teria sido ultrapassado. Atualmente, a meta é de 4,5% e o intervalo de tolerância é de 2 pontos percentuais para cima ou para baixo.

As resoluções 4.237 de 2013 e 4.345 de 2014, que estabeleceram as metas e os intervalos respectivamente para 2015 e 2016 mostram que esses valores, citados anteriormente, foram mantidos. Entretanto, embora vá além do escopo de pesquisa deste trabalho, é relevante citar que a resolução 4.419 de 2015 estabeleceu que para o ano de 2017, os intervalos de tolerância serão reduzidos para 1,5 pontos percentuais para menos e para mais do valor central da meta, que foi mantido. Isso evidencia que as autoridades monetárias parecem ter compreendido que essas bandas de inflação são bastante amplas e que isso é prejudicial para o cumprimento central da meta, a qual, ao que tudo indica parece ter sido, de certa forma, subentendida como o teto da meta. A tabela 1 apresenta o histórico de Metas para a Inflação no Brasil.

**Tabela 1: Histórico de Metas para a Inflação no Brasil**

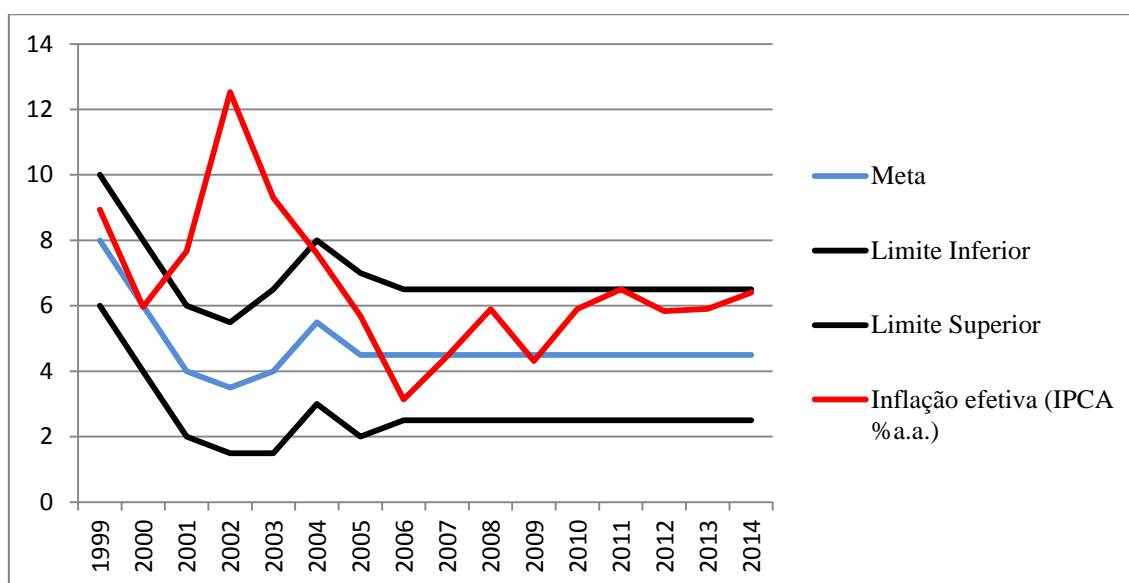
Ano	Norma	Data	Meta (%)	Banda (p.p.)	Limite Inferior e Superior (%)	Inflação Efetiva (IPCA % a.a.)
1999			8	2	6-10	8,94
2000	Resolução 2.615	30/06/1999	6	2	4-8	5,97
2001			4	2	2-6	7,67
2002	Resolução 2.744	28/06/2000	3,5	2	1,5-5,5	12,53
2003*	Resolução 2.842	28/06/2001	3,25	2	1,25-5,25	
	Resolução 2.972	27/06/2002	4	2,5	1,5-6,5	9,30
2004*	Resolução 2.972	27/06/2002	3,75	2,5	1,25-6,25	
	Resolução 3.108	25/06/2003	5,5	2,5	3-8	7,60
2005	Resolução 3.108	25/06/2003	4,5	2,5	2-7	5,69
2006	Resolução 3.210	30/06/2004	4,5	2	2,5-6,5	3,14
2007	Resolução 3.291	23/06/2005	4,5	2	2,5-6,5	4,46
2008	Resolução 3.378	29/06/2006	4,5	2	2,5-6,5	5,90
2009	Resolução 3.463	26/06/2007	4,5	2	2,5-6,5	4,31
2010	Resolução 3.584	01/07/2008	4,5	2	2,5-6,5	5,91
2011	Resolução 3.748	30/06/2009	4,5	2	2,5-6,5	6,50
2012	Resolução 3.880	22/06/2010	4,5	2	2,5-6,5	5,84
2013	Resolução 3.991	30/06/2011	4,5	2	2,5-6,5	5,91
2014	Resolução 4.095	28/06/2012	4,5	2	2,5-6,5	6,41
2015	Resolução 4.237	28/06/2013	4,5	2	2,5-6,5	
2016	Resolução 4.345	25/06/2014	4,5	2	2,5-6,5	
2017	Resolução 4.419	25/06/2015	4,5	1,5	3-6	

\*A Carta Aberta, de 21/01/2003, estabeleceu metas ajustadas de 8,5% para 2003 e de 5,5% para 2004.  
Fonte: Banco Central do Brasil.

Por meio dela, pode-se perceber que, ao longo dos 16 anos do regime de metas, ou seja, de 1999 até 2014, por 12 anos a inflação efetiva esteve acima da meta central de inflação e que ainda, por 4 anos o IPCA esteve acima ou no teto da meta.

O cumprimento da meta central ocorreu apenas por 2 anos (2000 e 2007) e a inflação ficou abaixo da meta central também por apenas 2 anos (2006 e 2009).

Isto fica mais evidente pelo gráfico 1 elaborado a partir dos dados da tabela 1. Note que de 2006 em diante há uma tendência crescente da inflação efetiva, praticamente tocando a linha do limite superior no último ano analisado de 2014. Observe também como se afasta do limite inferior. Ao que tudo indica, se essa tendência continuar espera-se que a inflação passe o teto para os próximos anos. Esse descolamento da inflação efetiva da linha da meta e sua contínua aproximação do teto da meta de inflação permite inferir que o Banco Central brasileiro vem nos últimos anos trabalhando com o limite superior para a sua tomada de decisão acerca da taxa de juros, e não com a meta definida em si.



**Gráfico 1: Comportamento do regime de metas e da inflação no Brasil**

Nota: Para os anos de 2003 e 2004 foram consideradas as metas ajustadas.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil (BCB).

Com isso, a hipótese de que o grau de dispersão da inflação, bem como a existência de um intervalo de tolerância relativamente amplo, tem aberto espaço para o governo tentar promover produto ao custo de inflação e, de certa forma, dificultado à ancoragem das expectativas de inflação no regime de metas parece coerente. Desse modo, a construção de credibilidade pelo BC é dificultada, o que não possibilita o Brasil

trabalhar ainda somente com o núcleo da inflação, ou seja, o regime parece não estar de todo consolidado no país.

Em momentos de crise, segundo Fraga Neto (2011), o Regime de Metas tem funcionado bem, o que é notável, de certa forma, pelo gráfico 1, no qual após 2002 e 2008, que foram período de crises: de confiança no Brasil e crise financeira, respectivamente, há uma queda da inflação efetiva. Minella *et al.* (2003) já haviam discorrido sobre a eficácia do regime no período da crise de 2002. Isso porque períodos tais como estes interferem nas expectativas dos agentes, que precisam ser bem ancoradas no regime, para poder combater a inflação com a coordenação das mesmas. Entretanto, como as expectativas são racionais, à medida que os agentes percebem que o Banco Central não está mirando na meta central e sim na banda superior, revisam suas expectativas, o que pode dificultar a coordenação das mesmas para a meta por parte do BC e exigir que a taxa de juros permaneça elevada para conseguir controlar a inflação. Por isso, esse “relaxamento” do regime ocorrido nos últimos anos é em certo ponto preocupante.

A importância das expectativas de inflação para o bom funcionamento do Regime de Metas é bastante difundida e aceita pelos economistas no Brasil. Além disso, o próprio regime foi instaurado no Brasil devido à preocupação por parte do governo de perda de controle sobre as expectativas de inflação dada à flutuação da taxa de câmbio e o seu *overshooting*<sup>6</sup> (FRAGA NETO, 2011). Minella e Souza-Sobrinho (2011) constataram que o canal das expectativas é o principal responsável pela transmissão da política monetária para a inflação.

Quando este canal era desconsiderado no modelo, o canal das taxas de juros das famílias e da taxa de câmbio foram os mais importantes para a inflação. O primeiro canal capta os efeitos da Selic para a taxa de empréstimos das famílias e com isso, os impactos em suas decisões de consumo. O segundo capta os efeitos dos movimentos da Selic sobre a taxa real de câmbio, e com isso, o impacto no custo marginal das firmas e componentes da demanda agregada.

Em relação ao impacto dos canais sobre o produto da economia, quando as expectativas não foram consideradas, o canal da taxa de juros das famílias respondeu por 62% das mudanças do produto dado um choque monetário. Entretanto o canal das

---

<sup>6</sup> O *Overshooting* da taxa de câmbio foi desenvolvido por Dornbusch (1976). Ocorre quando a taxa de câmbio de curto prazo ultrapassa (*overshoot*), isto é, se deprecia mais do que o seu nível de equilíbrio de longo prazo, dada uma expansão monetária. Isso porque as expectativas são racionais e a velocidade de ajustamento do mercado de ativos e da taxa de câmbio é menor do que do mercado de bens.

taxas de juros das firmas, que descreve o efeito da Selic sobre o custo de financiamento das firmas e, com isso, sobre o investimento, foi o menos significativo dos três, refletindo a baixa participação do investimento no PIB. Considerando o canal das expectativas, a taxa de juros das famílias foi a que mais representou o impacto da transmissão da política monetária sobre o produto.

Esses resultados são representativos porque Minella e Souza-Sobrinho (2011) também mostraram que as taxas de juros de mercado no Brasil são bem sensíveis às mudanças na Selic, o que reforça o uso de uma regra de política monetária com a taxa básica de juros no Brasil.

Carvalho e Minella (2011) discorreram sobre o impacto que as previsões de mercado possuem na política monetária, pois afetam os preços das firmas e, com isso, a inflação efetiva. Para tanto consideraram o papel das expectativas do mercado acerca da taxa de juros, que, por sua vez, dependem das expectativas de inflação. Desse modo, apresentaram que as previsões de inflação não são totalmente eficientes, à medida que apresentam erros, porém o desempenho dessas previsões tem melhorado nos últimos anos.

Seus principais resultados apontaram para uma relação positiva existente entre a incerteza inflacionária e o aumento da inflação e o prêmio de risco-país. Isso reforça a importância e o impacto das expectativas na inflação efetiva. Mais do que isso, fortalece que as expectativas precisam ser bem ancoradas, pois a dispersão das previsões, isto é, das expectativas entre os participantes da pesquisa foi uma *proxy* para incerteza inflacionária.

Outra estimativa que Carvalho e Minella (2011) realizaram foi para testar a influência das instituições top 5<sup>7</sup> do BC sobre os demais participantes da pesquisa. Essas instituições são aquelas que apresentam o melhor desempenho considerando horizontes de curto, médio e longo prazo, sendo eles correspondentes a, respectivamente, um, um a seis e doze meses. Neste artigo, esses autores usaram o grupo com as previsões de longo prazo. Seus resultados apontaram que uma fração de um quarto dos participantes ajustaram suas projeções para a inflação baseado mais nas instituições top 5 do que nos seus próprios erros passados de previsão, o que é um valor bastante expressivo. Por isso, esse grupo poderia auxiliar o BC na sua transmissão de

---

<sup>7</sup> O *Ranking* das instituições top 5 é publicado desde Janeiro de 2009 pelo BC. O objetivo é identificar e premiar as instituições participantes do Sistema Expectativas de Mercado que tiveram as projeções mais consistentes e realísticas no ano anterior (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2016).

informação acerca da política monetária para os agentes, o que é positivo nos quesitos transparência e clareza das regras, tais como Kydland e Prescott (1977) argumentaram que elas precisam ser.

A dinâmica das expectativas de inflação no Brasil foi classificada por Carvalho e Minella (2011) em três períodos: o período de implementação do regime, que embora fosse de grande incerteza, as expectativas se mostraram ancoradas e acompanharam as metas declinantes. O segundo tem início em 2001 com a crise energética e depreciação do câmbio e se intensifica com a crise de confiança de 2002, e embora tivessem feito às expectativas de inflação crescerem, o BC reagiu e logo fez a inflação recuar, como também argumentam Fraga Neto (2011) e Minella *et al.* (2003). O terceiro período foi entre 2005 e 2006 com o fim da crise de confiança e o retorno da meta. Entretanto, após esse período foi que se notou uma constante elevação da inflação efetiva para patamares próximos ao teto da meta, recuando um pouco novamente com a crise de 2008, mas crescente em tendência (ver gráfico 1), o que interfere na formação das expectativas dos agentes.

Sobre a questão dos choques de produto, Carvalho e Minella (2011) discorreram que a existência das bandas de inflação permite que sejam acomodados, porém, esses autores acordam que é preciso cautela, à medida que uma neutralização completa de choques geraria uma volatilidade desnecessária. Além disso, no longo prazo o que o BC pode fazer é controlar a inflação e não aumentar crescimento econômico via expansão monetária (BOGDANSKI, TOMBINI e WERLANG, 2000).

De maneira geral, pode-se dizer que o Regime de Metas no Brasil, instaurado como âncora nominal para a política monetária e com o papel de coordenar as expectativas de inflação, embora na maior parte do tempo tenha descumprido a meta central de inflação estipulada, tem conseguido coordenar as expectativas de inflação dos agentes econômicos, principalmente em períodos de crise. Entretanto, a tendência de crescimento da inflação efetiva a partir de 2006 parece indicar que o BC não está mirando no centro, mas sim no intervalo superior da meta de inflação, o que pode dificultar a ancoragem das expectativas de inflação no regime, ao passo que estas não são estáticas e sim revisadas pelos agentes no decorrer do período.

Na próxima seção são apresentados os mecanismos pelos quais a política monetária consegue afetar a inflação, isto é, como as decisões de taxa de juros pelo BC se transmitem na economia até atingir a variável alvo, a inflação.

## 2.2 Canais de transmissão da política monetária

A política monetária afeta a inflação por meio de diferentes canais. São eles o do crédito, do preço de ativos, do câmbio, das expectativas e da taxa de juros (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 1999; BARBOZA, 2012). O canal da taxa de juros também pode ser denominado de canal da demanda (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2012).

No canal da demanda agregada, um aumento da taxa de juros reduz consumo e investimento, já que a poupança torna-se mais atrativa, isto é, os agentes passam a abrir mão de consumo presente em função de consumo futuro ao mesmo tempo que os investidores preferem investir em ativos a capital produtivo. Assim, com redução da produção, há uma menor demanda por fatores de produção que é repassada em redução de custos para as firmas e, por conseguinte, de preços (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2012). Svensson (1999 e 2000) englobou o canal de crédito junto com o da demanda, no qual a taxa real de juros de curto prazo afeta a disponibilidade de crédito ao consumidor e, com isso, a demanda. Isso porque as alterações da taxa básica de juros da economia são transmitidas rapidamente as taxas de juros do mercado de crédito, o que reduz a tomada de empréstimos pelas famílias, impactando no consumo, e nos investimentos das firmas com custos de financiamentos mais elevados (BARBOZA, 2012).

O canal das expectativas permite o BC alterar as expectativas dos agentes quanto ao futuro e ao presente da economia ao alterar a taxa de juros (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 1999). Isso porque eles tomarão decisões com base no que esperarão para o futuro, e as escolhas feitas afetam também o tempo presente, via determinação de preços e salários e, com isso, a inflação corrente (SVENSSON, 1999 e 2000). Esse é o papel das expectativas *forward-looking* na política monetária.

O canal do preço de ativos atua na variação da riqueza dos agentes. Isso porque o preço de ações está associado à taxa de juros, no qual, uma queda desta última, por exemplo, eleva o preço da primeira. Assim, estimula-se o crescimento e o lucro das empresas, pois o valor presente que o ativo deve proporcionar ao investidor cresce, e com isso, a riqueza dos agentes, que gastarão parte dela em consumo (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 1999; BARBOZA, 2012).

Além disso, há o impacto desse canal sobre o canal de crédito, via bancos comerciais. Estes são detentores de títulos públicos que apresentam variação de seu

valor dado à taxa de juros da economia. Assim, dependendo das perdas e dos ganhos que os bancos terão com os títulos públicos ficarão mais abertos ou cautelosos ao conceder empréstimos (BARBOZA, 2012).

Por último, o canal da taxa de câmbio possui mais de um efeito. Svensson (1999 e 2000) argumentou que o efeito direto é aquele no qual a taxa de câmbio afeta os preços correntes domésticos de bens finais importados, que entram no cálculo dos índices de preços ao consumidor e, com isso, afetam a inflação. Além disso, há o efeito via preço corrente doméstico de insumos importados, que encarecem as mercadorias finais produzidas no país e, com isso, afetam os salários nominais, que são estabelecidos com base nos índices de preços afetados pelo aumento do preço das mercadorias, que por sua vez, novamente impactam em custo para as empresas e novo aumento da inflação. Há também o impacto da taxa de câmbio real sobre a inflação, via canal da demanda agregada, pois, esta taxa representa mudanças nos preços relativos<sup>8</sup>, logo, na demanda doméstica e estrangeira por bens domésticos. A figura 1 sintetiza os canais de transmissão apresentados.

Esses mecanismos de transmissão não são diretos, isto é, há um período de defasagem temporal para que a política monetária seja transmitida. Friedman (1968) apresentou que esse espaço é de no mínimo seis meses. Ademais, este tempo pode variar de acordo com as peculiaridades de cada país e de cada época. No Brasil, Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) e Freitas e Muinhos (2001) constataram que há uma defasagem de seis meses para a política monetária, pois, levou três meses para que a taxa de juros atingisse o hiato do produto, que demorou igual período para atingir a inflação. Além disso, essas defasagens tem se elevado no país ao longo do tempo (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2012; BARBOZA, 2012).

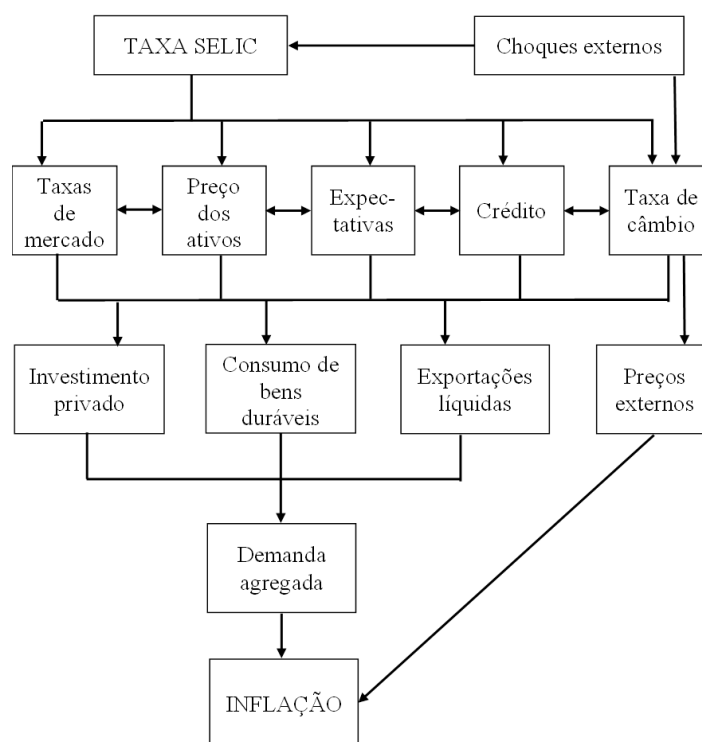
Outra questão a ser considerada é a transmissão no sentido inverso, isto é, a resposta dada pela taxa de juros na ocorrência de choques inflacionários. Nessa transmissão também há certo atraso, ou seja, há defasagem interna de resposta por parte das autoridades monetárias (MINELLA, 2003). No Brasil, isso é reforçado pelo fato de que se tem que esperar a reunião do COPOM para fazer alterações na taxa de juros. Além disso, existe o efeito calendário na determinação desta taxa. Este termo foi

---

<sup>8</sup> O conceito de taxa de câmbio real inclui a variação do câmbio nominal juntamente com o diferencial dos preços relativos estrangeiro e doméstico de uma cesta representativa de bens. Na fórmula:  $R = e \cdot \frac{P^*}{P}$ , em que  $e$  = taxa de câmbio nominal,  $P^*$  = preço de uma cesta de bens transacionáveis no país estrangeiro e  $P$  = preço de uma cesta de bens transacionáveis no país doméstico.

desenvolvido por Minella *et al.* (2002) e Barcellos Neto (2007). Desta forma, devido à variável de expectativa de inflação futura e às ações *forward-looking* do BC, que se dão para controlar a inflação mirando nas expectativas dos agentes, isso pode ocasionar dificuldades na formação correta das mesmas, pois possibilita diferentes interpretações de qual meta deve ser perseguida, isto é, qual meta os *policymakers* estão mirando, a do ano atual, do ano seguinte ou uma combinação delas. Em outras palavras, o efeito calendário ocorre devido à inconsistência dinâmica da política monetária (KYDLAND e PRESCOTT, 1977), no qual, o período de defasagem para efeito da política monetária na economia ocorre, principalmente, dados os ajustes nas expectativas dos agentes.

Sendo assim, existe um comportamento intertemporal nas decisões do BC, que a partir do sexto mês do ano, já se comportam de maneira a visualizar a meta do ano seguinte (BARCELLOS NETO, 2007; TEIXEIRA, 2009; TEIXEIRA, DIAS e DIAS, 2010). Por consequência, pode-se considerar que existe um período de defasagem de seis meses da política monetária no Brasil.



**Figura 1: Mecanismos de transmissão da política monetária**

Fonte: Banco Central do Brasil (1999).

O capítulo 3 apresenta algumas evidências empíricas realizadas para estimar funções de reação para o BC. O efeito calendário também foi considerado em alguns trabalhos para análise.



### 3 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O BRASIL: ESTIMATIVAS DE FUNÇÕES DE REAÇÃO PARA O BANCO CENTRAL BRASILEIRO

Existem vários fatores que são levados em consideração pelo BC brasileiro no momento de escolha da taxa básica de juros da economia. Os trabalhos citados nesta seção se dedicam a estimar funções de reação para o BC, incluindo variáveis consideradas importantes na determinação da taxa Selic no Brasil. Para tanto, muitas vezes são acrescentadas outras variáveis que não estão presentes na função de reação desta instituição, isto é, que vão além do escopo da regra de Taylor (1993) tradicional, mas que podem estar influenciando o comportamento da taxa de juros, a fim de detectar quais são significativas e causam interferência no comportamento desta variável.

Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) se dedicaram a analisar o funcionamento do regime de metas nos seus passos iniciais de implementação, ou seja, nos seus seis primeiros meses de operação. Para tanto, consideraram que o BC na sua tomada de decisão tem se utilizado de um grupo de modelos estruturais, são eles: a curva IS, curva de Phillips, a condição de paridade de juros descoberta e uma regra para taxa de juros do tipo de Taylor (1993); para simular o mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil com dados trimestrais.

Os autores acrescentaram na análise o mecanismo das expectativas, para dar o componente *forward-looking* ao modelo, que possui o componente *backward-looking* da inflação passada no seu original. Suas conclusões são de que, ao serem analisados de maneira isolada, o componente *forward-looking* das expectativas é o de maior peso e representatividade. Essa conclusão não agradou os pesquisadores, porque isso revelava que havia um alto grau de credibilidade no regime e uma dinâmica entre inflação e produto praticamente sem inércia e, com isso, um rápido ajuste entre as variáveis reais e nominais, fatores que eram incompatíveis com a realidade. Por conseguinte, usaram um misto dos dois tipos de componentes no modelo.

A regra do tipo de Taylor (1993) estimada também permite suavização da taxa de juros, dado pelo valor do parâmetro  $\lambda$ : quando  $\lambda = 1$ , equivale a uma regra de Taylor padrão, mas quando  $\lambda$  se situa no intervalo aberto entre zero e um, a regra passa a apresentar suavização da taxa de juros, pois assim o papel da taxa de juros do período anterior passa a impactar na determinação da taxa de juros atual. A regra é apresentada pela função 4:

$$i_t = (1 - \lambda)i_{t-1} + \lambda(\alpha_1(\pi_t - \pi^*) + \alpha_2 h_t + \alpha_3) \quad (4)$$

No qual,  $\pi$  = logaritmo da inflação;  $\pi^*$  = logaritmo da meta de inflação;  $h$  = logaritmo do hiato do produto e  $i$  = logaritmo da taxa de juros.

Por meio de simulações de choques, esses autores conseguiram observar o mecanismo de transmissão da política monetária implícito neste modelo. Assim, a taxa de juros afetou a taxa de câmbio nominal de imediato e o hiato do produto com uma defasagem. Além disso, a taxa de câmbio nominal afetou a taxa de inflação no mesmo período e o hiato do produto afetou a taxa de inflação com uma defasagem.

Freitas e Muinhos (2001) também analisaram o mecanismo de transmissão da política monetária, no qual, a taxa de juros afetou o hiato do produto com uma defasagem e este último afetou a inflação com o mesmo período de atraso. Logo, a política monetária atingiu a inflação com uma defasagem de dois períodos, o que corrobora para os resultados de Bogdanski, Tombini e Werlang (2000).

Assim como em Svensson (1999 e 2000), que associou o regime de metas a minimização de uma função de perda na economia, Freitas e Muinhos (2001) estimaram uma função de perda com um parâmetro associado para medir o grau de preocupação das autoridades monetárias com a variação da inflação e com o produto da economia. A função de perda estimada é apresentada em (5):

$$\min l = \frac{\lambda}{2} \sum_{j=1}^T \rho^j E_t (\pi_{t+j} - \pi_t^*)^2 + \frac{(1-\lambda)}{2} \sum_{j=1}^T \rho^j E_t (h_{t+j})^2 \quad (5)$$

No qual, neste caso,  $\lambda$  = peso dado pelo BC entre inflação e hiato do produto nas suas decisões. Assim, se  $\lambda = 1$ , esta instituição só se importaria com a variação da inflação e, se  $\lambda = 0$ , só com o hiato do produto. Além disso, estimaram uma regra ótima de taxa de juros e uma regra do tipo de Taylor (1993) associadas a essa função. A segunda é descrita a seguir:

$$r_t = \rho r_{t-1} + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta y_t \quad (6)$$

Neste caso, a taxa de juros é representada pela letra  $r$ , o hiato do produto por  $y$  e há também um parâmetro para suavização de juros representada por  $\rho$ . A periodicidade dos dados é trimestral, do primeiro trimestre de 1995 até o segundo

trimestre de 1999, para captar o período pós-plano real, e os dados estão em logaritmo. Seus resultados apontaram que na função de perda, a variância do hiato do produto foi mais sensível aos pesos dados pelos parâmetros do que a variância da inflação. Ademais, argumentaram que regras de inflação do tipo de Taylor (1993) são tão eficientes quanto às regras ótimas, dependendo dos parâmetros e de seus respectivos pesos dados na função de perda associada a essa regra. Para tanto, o BC precisaria apresentar um posicionamento de maneira a combater a variação da inflação. Isso mostra que as regras do tipo de Taylor (1993) são boas ferramentas para a política monetária.

Minella *et al.* (2002) buscaram analisar o efeito calendário, incorporando uma média ponderada dos desvios das expectativas em relação à inflação presente e futura na regra de taxa de juros, para mostrar que a medida que passam os meses do ano em análise, o desvio em relação a meta futura vai ganhando mais importância, enquanto que o desvio da inflação esperada em relação a meta presente se torna menos representativo. Esta variável dos desvios é dada pela função 7:

$$D_j = \frac{(12-j)}{12} (E_j \pi_t - \pi_t^*) + \frac{j}{12} (E_j \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) \quad (7)$$

Na equação 7,  $E_j \pi_t$  = expectativa do mês  $j$  para a inflação do ano  $t$ ,  $\pi_t^*$  = centro da meta de inflação para o ano  $t$ ,  $E_j \pi_{t+1}$  = expectativa do mês  $j$  para a inflação do ano  $t+1$  e  $\pi_{t+1}^*$  = centro da meta de inflação para o ano  $t+1$ . Avaliaram os três anos iniciais do regime de metas no Brasil: de julho de 1999 até junho de 2002. Constataram que o BC tem respondido bem as expectativas de inflação, e o regime está sendo eficaz em coordenar as expectativas, o que é um indício do comportamento *forward-looking* dessa instituição nesse período. Detectaram também um alto grau de suavização da taxa de juros.

Minella *et al.* (2003) acrescentaram na função de reação para o BC estimada em Minella *et al.* (2002) os movimentos da taxa de câmbio, permitindo igualmente a suavização da taxa de juros. Isso porque focaram na crise de confiança ocorrida no Brasil na segunda metade de 2002 devido às eleições presidenciais, que causaram grande volatilidade cambial. Embora o coeficiente da taxa de câmbio nominal obtido não tenha sido significativo no modelo, concluíram que nesse período o regime funcionou bem e conseguiu, com aumento da taxa de juros, prevenir que a inflação se

mantivesse em níveis altos no país. Assim, a função de reação que estimaram é apresentada em (8).

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + (1 - \alpha_1)(\alpha_0 + \alpha_2(E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_3 y_{t-1} + \alpha_4 \Delta e_{t-1}) \quad (8)$$

No qual,  $\alpha_1$  = parâmetro de suavização de juros,  $E_t \pi_{t+j}$  = expectativa de inflação e  $\pi_{t+j}^*$  = meta de inflação, ambas em um período no futuro (versão *forward-looking* da função de reação),  $y_{t-1}$  = hiato do produto e  $\Delta e_{t-1}$  = variação da taxa de câmbio nominal.

Almeida *et al.* (2003) estimaram uma regra ótima para a política monetária por meio de técnicas de programação dinâmica. A Função de reação de curto prazo apresenta como componentes além da taxa de juros, o hiato do produto, a taxa de câmbio real e um termo de erro classificado como choques de demanda. Além disso, estimaram uma curva IS e uma curva de Phillips. A periodicidade dos dados é trimestral, com início no primeiro trimestre de 1994 até o quarto trimestre de 2001. As variáveis estão em logaritmo.

Separaram a análise para economia fechada e aberta no Brasil. Constataram que os custos para reduzir a inflação quando a economia é aberta são menores do que quando a economia é fechada. Isso porque, para a economia aberta, a taxa de juros poderia ter aumentos menos que proporcionais à inflação, mas, para a economia fechada, o oposto ocorreria.

Gomes e Holland (2003) acrescentaram a variável de dívida pública na função de reação do BC para analisar a relação entre essa variável e regra de política monetária de determinação da taxa de juros. No modelo foram utilizados dados mensais de janeiro de 1999 até maio de 2003. Para eles, a elevação da taxa de juros para conter a inflação é eficaz, porém, o seu efeito acaba sendo diminuído pelo aumento da relação dívida pública / PIB. Com isso, o aumento na probabilidade de *default* do país, isto é, de calote, causada por uma elevação dessa relação não só explica as altas taxas de juros, mas também é explicado por elas. Classificaram esta situação de hipótese da endogeneidade do risco-país.

Holland (2005) acrescentou a questão dos choques de câmbio na sua função de reação. Para tanto, utilizou o método generalizado dos momentos (GMM) com dados mensais de julho de 1999 até janeiro de 2005. De acordo com Clarida, Galí e Gertler

(1997), assumiu que a taxa de juros só se ajusta de maneira parcial à meta de inflação devido à suavização da taxa de juros. Assim, a taxa de juros se comportaria conforme a equação 3, representada anteriormente.

A equação que utilizou é a mesma descrita em Clarida, Galí e Gertler (1997), e por isso a função de reação estimada é basicamente uma versão *forward-looking* da regra de Taylor (1993). Como acrescentaram a taxa de câmbio na análise, a variável  $z_t$  é acrescentada para captar esse efeito. Portanto, a taxa de juros  $r_t$  é dada pela função:

$$r_t = (1 - \rho)\{\alpha + \beta E[\pi_{t+n}|\Omega_t] + \gamma E[x_t|\Omega_t] + \xi E[z_t|\Omega_t]\} + \rho r_{t-1} + v_t \quad (9)$$

A variável  $x_t$  representa o hiato do produto e  $\pi_{t+n}$  a inflação em um tempo futuro. O termo  $E$  representa a esperança, isto é, as expectativas,  $\Omega_t$  simboliza a informação disponível para o BC e  $\rho$  é o parâmetro para suavização dos juros, tal qual descrito na equação 3.

Sua evidência apontou para o fato de que o BC do Brasil reage de maneira mais severa às pressões inflacionárias do que outros Bancos Centrais do mundo. Isso pode ser explicado pela questão da credibilidade, que para países emergentes como o Brasil é mais demorada para ser conquistada. Sobre a questão cambial, a taxa de câmbio nominal é importante para a condução da política monetária, contudo, as depreciações reais da taxa de câmbio não a são, o que é atribuído ao fato de que a instabilidade financeira seria levada mais em consideração pelo BC do que os desalinhamentos reais de longo prazo da taxa de câmbio.

Teixeira (2009) detectou a presença de espiral inflacionária em meados da década de 1980 no Brasil, o que atribuiu à ocorrência dos planos heterodoxos que não obtiveram sucesso em combater inflação e trouxeram incertezas para os agentes econômicos, dificultando a credibilidade dos mesmos na política monetária do país.

Com o plano real e a instauração do regime de metas em 1999, o BC precisava coordenar as expectativas dos agentes, com suas ações *forward-looking*, pois o que importava na realidade era a inflação esperada ao invés da inflação corrente. Portanto, Teixeira, Dias e Dias (2010) se dedicaram a analisar o efeito calendário na economia brasileira. Seus dados são mensais de janeiro de 2001 até julho de 2008. A função de reação estimada é apresentada em (10):

$$i_t = \alpha + \beta(\text{LOGMEDIANA}) + \gamma(\text{DGAPIB}) + \delta(\text{EXPGAP}) \quad (10)$$

No qual,  $i_t$  = variação da taxa Selic,  $LOGMEDIANA$  = diferença da expectativa de inflação em relação à meta,  $DGAPIB$  = hiato do produto e  $EXPGAP$  = expectativa do hiato do produto.

Seus resultados evidenciaram que a questão calendário existe no Brasil, porém seu efeito foi pequeno no modelo. A variável de hiato do produto foi bastante significativa, o que indica que há essa preocupação com a atividade econômica na política monetária brasileira. A significância se deu somente no hiato corrente, pois a variável de expectativa do hiato foi pouco significativa. Isso mostra que o comportamento *forward-looking* do BC se realiza com as expectativas de inflação, o que é coerente, pois essa variável precisa ser bem ancorada para manter a credibilidade da instituição. Outro ponto observado foi que há certa resistência para queda da taxa Selic, que foi mostrada pelos testes que indicaram um elevado componente inercial na determinação dessa taxa.

Devido à questão calendário, Teixeira (2009) argumentou que isto poderia receber influência dos membros do COPOM, pois a credibilidade na política monetária estaria associada às pessoas que estão no comando dela. Assim, também estudou o caso da rotatividade dos membros do COPOM e sua interferência na política monetária. Essa variável foi inserida no modelo como uma *dummy*, todavia foi pouco significativa. O modelo estimado foi:

$$i_t = \alpha + \beta(DLDESVIO) + \gamma(DGAPIB) + \delta(EXPGAP) + ROTADIR \quad (11)$$

No qual,  $DLDESVIO$  = a primeira diferença de  $LOGMEDIANA$  e  $ROTADIR$  = *dummy* para captar a rotatividade de pelo menos um membro do COPOM com direito a voto.

Santos (2013) deu continuidade a essa questão, porém a rotatividade dos diretores do COPOM foi inserida no modelo estimado em termos percentuais ao invés de uma *dummy*. A amostra também foi ampliada até 2011. O resultado desta função de reação estimada sugeriu que no modelo a rotatividade exerceu uma pressão altista nas taxas de juros, sendo, portanto caracterizada como um efeito de longo prazo. Isso pode ter ocorrido, segundo ele, devido à perda de credibilidade das autoridades monetárias, gerando um cenário de incerteza, o que exige taxas de juros mais altas para fazer a inflação convergir para sua meta. Embora no curto prazo também não tenha encontrado significância para essa variável de rotatividade como em Teixeira (2009), Santos (2013)

expõe que há argumentos teóricos bastante coerentes que confirmam a existência de uma relação inversa entre essas duas variáveis.

Outra função de reação para o Banco Central estimada por Santos (2013) analisou o comportamento dessa instituição na ocorrência de desvios dos valores ocorridos de M1 em relação aos valores previstos para essa variável. Constatou que os juros reagem a esses desvios de M1. Entretanto, essa resposta não é imediata, o que sugere certo atraso na reação das autoridades monetárias. A função estimada é apresentada em (12). Da anterior, difere apenas pela introdução da variável de desvio (*MAM*) no lugar da de rotatividade.

$$\begin{aligned}
 i_t = a_{10} + \sum_{n=1}^p a_{1n} i_l + \sum_{o=p+1}^{2p} a_{1o} (Desvio)_l + \sum_{q=2p+1}^{3p} a_{1q} (Expdesvio)_l \\
 + \sum_{r=3p+1}^{4p} a_{1r} (Gapproduto)_l + \sum_{s=4p+1}^{5p} a_{1s} (MAM)_l + e_{1t}
 \end{aligned}
 \tag{12}$$

No qual,  $i_t$  = logaritmo da taxa de juros, *Desvio* = logaritmo da taxa de inflação menos a meta, *Expdesvio* = logaritmo da expectativa de inflação em relação à meta, *Gapproduto* = hiato do produto, *MAM* = diferença entre o valor ocorrido e previsto pelas autoridades monetárias para M1.

Assim como em Teixeira, Dias e Dias (2010), o comportamento inercial da Selic também foi notado nos modelos de Santos (2013). Piper (2013) também constatou essa inércia da taxa de juros bem como sua resistência a queda, classificadas como política de suavização da taxa de juros (GOODFRIEND, 1987; MANKIW e MIRON, 1991; RUDEBUSCH, 1995; CLARIDA, GALÍ e GERTLER, 1997 e 1998; SACK e WIELAND, 2000; THORNTON, 2004).

Além disso, para Piper (2013) a taxa de juros brasileira permanece em patamares elevados devido a um problema de produtividade da indústria do país. Isso porque, haveria uma insuficiência do lado da oferta da economia, que assim que fosse ajustada com aumentos de produtividade permitiria as autoridades monetárias nacionais baixarem a taxa Selic. Para tanto, estimou uma função de reação para o BC incluindo essa variável na regra. Estudou os ciclos de produtividade industrial na análise de curto prazo e o nível desta variável no longo prazo. No primeiro caso, os resultados foram

contrários ao esperado, pois a taxa de juros subia em períodos de produtividade acima da média. No entanto, Piper (2013) atribuiu esse resultado a correlação desta variável com o hiato do produto. No segundo caso, o efeito foi negativo como o aguardado, isto é, um aumento da produtividade acarretava queda da Selic no longo prazo.

A taxa de câmbio também apresentou resultados interessantes na estimação da função de reação: a resposta da autoridade monetária para a variável taxa de câmbio não foi imediata, apresentou defasagem de dois períodos, o que permite inferir que esta variável apresenta importância reduzida nas decisões de política monetária (PIPER, 2013). O modelo estimado é apresentado em (13):

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + (1 - \alpha_1) [\alpha_0 + \alpha_2 (\pi^E_{t+12} - \pi^*_{t+12})_t + \alpha_3 h_{t-1} + \alpha_4 \epsilon_{t-1}] + u_t \quad (13)$$

No qual,  $\pi^E_{t+12}$  = expectativa de inflação para os próximos doze meses,  $\pi^*_{t+12}$  = meta de inflação para os próximos doze meses,  $h$  = hiato do produto e  $\epsilon$  = taxa de câmbio efetiva real.

Na questão cambial, Furlani, Portugal e Laurini (2010) também se dedicaram a analisar se o BC leva em consideração nas suas decisões os movimentos desta taxa. Por meio de um modelo de equilíbrio geral dinâmico estocástico (DSGE) com métodos bayesianos, o estudo se estendeu para o período que vai do primeiro trimestre de 2000 até o terceiro trimestre de 2007. Seus resultados sugeriram que o BC reage fortemente às variações do produto da economia, mas não reage diretamente as variações cambiais, isto é, não muda sua conduta perante mudanças na taxa de câmbio. O comportamento de suavização da taxa de juros também foi observado.

Campos (2015) estimou uma função de reação para o BC com enfoque na credibilidade, por meio de janelas móveis de cinco anos com dados mensais no período de 2005 até 2014. A regra de juros estimada é dada pela função 14.

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + (1 - \alpha_1) (\alpha_2 + \alpha_3 (E(\pi_t) - \pi^*) + \alpha_4 (y_{t-1}) + \alpha_5 \text{Câmbio}) + \epsilon_t \quad (14)$$

As variáveis:  $E(\pi_t)$  = inflação esperada para os próximos 12 meses,  $\pi^*$  = meta de inflação,  $y_{t-1}$  = hiato do produto e  $\text{Câmbio}$  = taxa de câmbio com variação de



doze meses. Seus resultados evidenciaram que a variável hiato do produto ganhou mais importância a partir de 2013, perdendo significância o desvio da inflação esperada em relação à meta. Como as expectativas de inflação futura foram consideradas, o modelo é *forward-looking*. O termo  $\alpha_1$  representa a suavização da taxa de juros e, as estimativas sugeriram que, devido ao valor desse parâmetro, o grau da inércia dos juros é elevado. Campos (2015) se propôs a analisar a credibilidade do BC, pois, concorda com a ideia da autora de que as expectativas de inflação estão mais desancoradas da meta nos últimos anos do regime de metas de inflação.

Sendo assim, suas análises corroboram para a ideia de que, pelo comportamento da inflação efetiva a partir de 2006, o BC está mirando na banda superior do regime, e não na meta para sua decisão de taxa de juros. Além disso, sobre os artigos apresentados, de maneira geral pode-se dizer que a inércia, ou seja, a suavização da taxa de juros é apresentada em quase todos os trabalhos e a taxa de câmbio talvez devesse receber mais atenção das autoridades monetárias.

Dando sequência a esses estudos, o presente trabalho agrega a questão dos desvios da inflação em relação a sua média de longo prazo, como melhor medida para captar a dispersão da inflação. Além disso, as expectativas do mercado são incluídas na função de reação do BC, por meio do índice Bovespa, e a dívida líquida do setor público em proporção do PIB é usada como uma variável fiscal dentro do modelo de política monetária com regras de inflação.

A seguir é apresentado um quadro resumo que sintetiza os principais pontos dos trabalhos empíricos abordados neste capítulo. Na sequência, o capítulo 4 apresenta a metodologia da pesquisa e as funções de reação estimadas.

<b>Autor (es)</b>	<b>Principal (ais) variável (eis) de análise</b>	<b>Metodologia</b>	<b>Principais Resultados</b>
Bogdanski, Tombini e Werlang (2000)*	Mecanismos de transmissão da política monetária	Modelos estruturais com simulações de choques	Simulando os mecanismos de transmissão da política monetária, observaram que a taxa de juros afetou a taxa de câmbio nominal de imediato e o hiato do produto com uma defasagem. Além disso, a taxa de câmbio nominal afetou a taxa de inflação no mesmo período e o hiato do produto afetou a taxa de inflação com uma defasagem.
Freitas e Muinhos (2001)*	Mecanismos de transmissão da política monetária	OLS	A taxa de juros afetou o hiato do produto com uma defasagem e este último afetou a inflação com o mesmo período de atraso. Logo, a política monetária atingiu a inflação com uma defasagem de dois períodos. Regras de inflação do tipo de Taylor (1993) são tão eficientes quanto às regras ótimas.
Minella <i>et al.</i> (2002)*	Efeito Calendário	VAR	BC reage a variável de expectativas de inflação (coordenação das mesmas no regime é eficaz).
Minella <i>et al.</i> (2003)*	Taxa de Câmbio Nominal	VAR	Coefficiente da taxa de câmbio nominal não foi significativo no modelo. Regime de metas foi eficaz em controlar a inflação no período analisado.
Almeida <i>et al.</i> (2003)	Divisão na análise entre economia fechada e aberta no Brasil	Mínimos quadrados em dois estágios com variáveis instrumentais	Os custos para reduzir a inflação quando a economia é aberta são menores do que quando a economia é fechada.
Gomes e Holland (2003)	Dívida Pública	VAR	O aumento na probabilidade de <i>default</i> do país causada por uma elevação da relação dívida pública/PIB não só explica as altas taxas de juros, mas também é explicado por elas. Esta é a hipótese da endogeneidade do risco-país.
Holland (2005)*	Choques Cambiais	GMM	BC do Brasil reage às pressões inflacionárias de maneira mais severa do que os Bancos Centrais mundiais. As depreciações reais da taxa de câmbio não são importantes para a condução da política monetária, mas a taxa de câmbio nominal é importante para seu gerenciamento.
Teixeira, Dias e Dias (2010)*	Efeito calendário	VAR	Efeito calendário existe, porém é de pequena magnitude.
Teixeira (2009)*	Rotatividade dos membros do Copom (variável <i>dummy</i> )	VAR	Variável <i>dummy</i> foi pouco significativa.

### **Quadro 1: Quadro resumo da literatura empírica abordada**

(\*): Trabalhos que detectaram inércia na taxa de juros no Brasil.

Fonte: Elaboração própria.

(Continua)

<b>Autor (es)</b>	<b>Principal (ais) variável (eis) de análise</b>	<b>Metodologia</b>	<b>Principais Resultados</b>
Santos (2013)*	Rotatividade membros do Copom (variável em termos percentuais) e desvios dos valores ocorridos e previstos de M1	VAR	Variável de rotatividade também não foi significativa no curto prazo, mas, provocou aumento da taxa de juros no longo prazo. A variável de desvios afeta positivamente a taxa de juros, porém este efeito não é imediato.
Piper (2013)*	Produtividade industrial	VAR	Taxa de juros é alta no Brasil devido a um problema de produtividade da indústria (aumento da produtividade acarretou queda da taxa de juros no longo prazo). Taxa de câmbio efetiva real com importância reduzida para as autoridades monetárias (resposta da taxa de juros para essa variável apresentou defasagens).
Furlani, Portugal e Laurini (2010)*	Taxa de câmbio	DSGE com métodos Bayesianos	BC reage fortemente às variações do produto da economia, mas não reage diretamente as variações cambiais, isto é, não muda sua conduta perante mudanças na taxa de câmbio.
Campos (2015)*	Credibilidade do BC	EGARCH/ Janelas móveis de cinco anos	A variável hiato do produto ganhou mais importância a partir de 2013, perdendo significância o desvio da inflação esperada em relação à meta.

### **Quadro 1: Quadro resumo da literatura empírica abordada**

(\*): Trabalhos que detectaram inércia na taxa de juros no Brasil.

Fonte: Elaboração própria.

(Conclusão)

#### 4 METODOLOGIA EMPÍRICA

Os modelos econométricos realizados neste trabalho empregam procedimentos de séries temporais. Uma série temporal é um montante de observações feitas de uma variável sequencialmente ao longo do tempo. Para tanto, as séries precisam ser estacionárias, isto é, apresentarem um comportamento de equilíbrio de longo prazo, com média e variância constantes. Porém, é comum de se encontrar em modelos deste tipo séries não-estacionárias, ou seja, com tendência estocástica ao longo do tempo.

Neste caso, um dos problemas comuns a esse tipo de série é o da autocorrelação residual, no qual as observações podem estar correlacionadas com seus valores defasados. A autocorrelação nos resíduos da regressão é um problema, pois pode conduzir a “regressão espúria”. Este tipo de regressão conduz a resultados não verdadeiros, à medida que as variáveis do modelo não apresentam correlação entre elas, contudo o modelo assim o indica, apresentando um valor para o  $R^2$  acima do esperado, assim como para as estatísticas  $F$  e  $t$ .

Por isso, o primeiro passo de um modelo de séries temporais é analisar se as séries em estudo são estacionárias. Para tanto, é realizado o teste de raiz unitária. Os principais testes são os de Dickey-Fuller e de Phillips-Perron.

O teste de Dickey-Fuller em sua versão simples é descrito a seguir:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \rho Y_{t-1} + u_t \quad (15)$$

Em que  $\beta_1 + \beta_2 t$  é uma tendência determinística, explicada como uma função linear do tempo, e no qual  $\beta_1$  é uma constante e  $t$  o termo de tempo no modelo. O termo de erro  $u_t$  é um ruído branco, com média zero, variância constante e não autocorrelacionado. Se  $\rho = 1$  significa que o valor da variável no momento  $t$  depende totalmente de seu valor defasado. Logo, a série apresentaria raiz unitária. Assim  $Y_t$  é não-estacionário. Entretanto para se estimar esse modelo é necessária uma manipulação algébrica, subtraindo  $Y_{t-1}$  de cada lado da função. Assim:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (16)$$

No qual  $\delta = \rho - 1$ . Assim, pode ser testada a hipótese nula de que  $\delta = 0$ . Se isso é verdade, é porque ocorre o caso citado anteriormente de  $\rho = 1$ , isto é, de existir raiz

unitária. Contudo, assumiu-se que os erros não são autocorrelacionados. Se isso ocorrer, é realizado o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF):

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (17)$$

A letra  $m$  representa o número de defasagens introduzidas no modelo, suficiente para tornar o termo de erro  $\varepsilon_t$  serialmente não correlacionado.

O teste de Phillips-Perron (PP) segue a mesma distribuição assintótica do teste ADF, entretanto utiliza-se para tanto de métodos estatísticos não paramétricos, fazendo a correção para a estatística- $t$  do coeficiente de regressão AR(1) considerando a correlação serial.

Outros testes de raiz unitária também foram aplicados neste trabalho. São eles Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e Dickey-Fuller GLS. A hipótese nula deste último é a mesma dos testes ADF e PP. No KPSS, ao contrário dos demais testes, a hipótese nula é de série estacionária:

$$\begin{aligned} Y_t &= \alpha + \beta t + \gamma \sum_{i=1}^t z_i + \varepsilon_t \\ &= \alpha + \beta t + \gamma Z_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (18)$$

No qual  $z_i$  são séries estacionárias com média zero e variância constante. Se  $\gamma = 0$ , então a série é estacionária se  $\beta = 0$  e estacionária em tendência se  $\beta \neq 0$  (GREENE, 2012).

Com os testes realizados e as variáveis sendo, portanto, utilizadas de maneira a serem estacionárias, as estimações podem ser realizadas por meio do modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) e do modelo de Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR).

#### 4.1 Modelos VAR e SVAR

Os modelos VAR são empregados quando há simultaneidade entre um conjunto de variáveis, isto é, quando não são determinadas de maneira clara quais as variáveis exógenas e quais as endógenas no modelo. Desenvolvido primeiramente por Sims (1980), os modelos VAR podem ser apresentados da seguinte maneira, segundo a metodologia de Enders (1995), para duas variáveis:

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \epsilon_{yt} \quad (19)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \epsilon_{zt} \quad (20)$$

Que se trata de um modelo VAR de primeira ordem já que as variáveis possuem uma defasagem no tempo. Os erros desta equação são ruídos brancos e as variáveis estacionárias, caso contrário o modelo não teria validade estatística. Apresentando o sistema na forma matricial:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (21)$$

Que é equivalente a:

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1x_{t-1} + \epsilon_t \quad (22)$$

No qual:

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}, \quad x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}, \quad \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}, \quad \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}, \quad x_{t-1} = \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix},$$

$$\epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

Pré-multiplicando o sistema por  $B^{-1}$  obtêm-se o modelo VAR na sua forma padrão:

$$x_t = A_0 + A_1x_{t-1} + e_t \quad (23)$$

No qual:

$$A_0 = B^{-1}\Gamma_0$$

$$A_1 = B^{-1}\Gamma_1$$

$$e_t = B^{-1}\epsilon_t$$

Deste modo, sabendo que  $a_{i0}$  é o elemento  $i$  do vetor  $A_0$ , que o elemento  $a_{ij}$  pertence à linha  $i$  e coluna  $j$  de  $A_1$  e que  $e_{it}$  é o elemento  $i$  do vetor  $e_t$ , o sistema pode ser reescrito de forma equivalente à:

$$y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{1t} \quad (24)$$

$$z_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{2t} \quad (25)$$

Assim, a trajetória de  $y$  no tempo é afetada pelo seu próprio valor defasado e pelo valor defasado de  $z$ . O mesmo princípio se aplica para a variável  $z$ . Os termos de erro do sistema representado por (24) e (25) são ruídos brancos e uma composição de dois choques:

$$e_{1t} = (\epsilon_{yt} - b_{12}\epsilon_{zt}) / (1 - b_{12}b_{21}) \quad (26)$$

$$e_{2t} = (\epsilon_{zt} - b_{21}\epsilon_{yt}) / (1 - b_{12}b_{21}) \quad (27)$$

O sistema representado pelas funções (19) e (20) é diferente de (24) e (25): enquanto o primeiro recebe o nome de VAR estrutural (SVAR) o segundo é chamado de VAR na forma padrão.

O SVAR incorpora o sentido econômico ao modelo VAR. Assim, a ordenação das variáveis no modelo é atribuída pelo pesquisador com base nas informações de cunho teórico que possui. Com isso, o grau de endogeneidade e exogeneidade das variáveis é determinado *a priori*. Ao passo que se possui tais informações, é possível aumentar a precisão das estimativas com esse modelo e reduzir a variância dos erros de previsão (ENDERS, 1995). Por isso, é bastante utilizado para análises de longo prazo na economia (SIMS, 1986).

#### 4.2 Função impulso-resposta e a decomposição da variância dos erros de previsão

A função impulso-resposta é uma importante ferramenta para análise dos modelos VAR. Por meio dela, capta-se o comportamento isolado das variáveis dado um choque de inovação ou nos resíduos do modelo. Segundo Enders (1995) essa metodologia permite se traçar a trajetória temporal dados choques nas variáveis contidas no sistema gerado pelo modelo VAR. Assim, é possível obter a sensibilidade de cada variável isoladamente do modelo dado um choque, permanecendo para tanto constante as demais inovações.

Além disso, este modelo apresenta dois cenários: o mais pessimista e o mais otimista juntos com a média de trajetória esperada entre eles para a variável que sofreu o choque. Se o choque aplicado for único, pode-se perceber pelos gráficos dessa função

o intervalo de tempo necessário para que o mesmo seja eliminado, o que faria a variável retornar a sua trajetória natural de longo prazo. Se a variável sofrer choques sucessivos, isto é, impulsos acumulados, sua resposta indicará a direção que a variável assumirá no tempo. É importante ressaltar que a análise dessa função só é válida se o sistema em questão for estável, caso contrário não é conveniente fazer inferências a respeito do comportamento assumido pela variável, pois, sem estabilidade, ela pode apresentar vários tipos de trajetória no mesmo modelo, sem convergir para um equilíbrio de longo prazo.

A decomposição da variância dos erros de previsão explicita a proporção dos movimentos gerados sobre uma variável dado um choque exógeno aplicado sobre ela e as demais variáveis do modelo ao longo do tempo (ENDERS, 1995). Assim é possível saber o grau de importância no tempo de uma variável sobre o comportamento de outra.

#### *4.3 Os Modelos Econométricos Estimados*

Nesta seção são apresentados os modelos econométricos aplicados para se estimar uma função de reação para o Banco Central do Brasil, como uma adaptação da regra de Taylor (1993) apresentada anteriormente, bem como da própria regra original utilizada por essa instituição. Foram estimados dois modelos: um com a variação do PIB e outro com o desvio da taxa de desemprego em substituição à variável anterior.

##### 4.3.1 Definição das variáveis

As variáveis utilizadas na análise empírica estão na periodicidade mensal. Para o modelo com a variação do PIB, totalizam 148 observações, depois dos ajustes realizados no modelo, e correspondem ao período do mês de Setembro de 2002 até o mês de Dezembro de 2014. Para o modelo com o desvio da taxa de desemprego totalizam depois dos ajustes 146 observações, com início no mês de Novembro de 2002 até o mês de Dezembro de 2014. Entretanto, os dados lançados no último modelo se iniciam no mês de março de 2002, que corresponde ao início do cálculo da série de taxa de desemprego utilizada, devido à mudança de metodologia ocorrida no cálculo dessa série. As variáveis são:



- 1- Taxa de Juros over Selic (% a.m.)- Fonte: Ipeadata, entretanto gerada pelo Banco Central do Brasil.
- 2- Expectativa média de inflação medida pelo IPCA- taxa acumulada para os próximos 12 meses (% a.a.)- Fonte: Ipeadata, mas gerada pelo BCB.
- 3- Inflação medida pelo IPCA (% a.m.)- Fonte: Ipeadata, todavia calculada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).
- 4- PIB Nominal mensal (R\$ milhões)- Fonte: Ipeadata, entretanto calculada pelo BCB.
- 5- Taxa de desemprego com referência de 30 dias- Regiões Metropolitanas- Fonte: Ipeadata, entretanto calculada pelo IBGE.
- 6- Dívida Líquida Total do Setor Público (DLSP) (% PIB)- Fonte: Ipeadata, mas obtida pelo BCB.
- 7- Taxa de câmbio efetiva real INPC- exportações (índice), transformada da média de 2005=100 para média de 2000=100- Fonte: Ipeadata.
- 8- Índice Bovespa (Ibovespa)- fechamento (% a.m.)- Fonte: Ipeadata, todavia gerado pela Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais (Anbima).

A princípio, a periodicidade de ambos os modelos se iniciaria no mês de Julho de 2001, que corresponde ao início do cálculo da série de expectativas de inflação. Entretanto, a série de DLSP em proporção do PIB começou a ser calculada em Dezembro de 2001 e a de taxa de desemprego, no mês de Março de 2002. Por isso, o modelo foi estimado a partir de 2002. As séries em porcentagem foram divididas por 100, sendo colocadas então em valores decimais.

Diferentemente da regra de Taylor (1993), bem como da função de reação estimada pelo Banco Central, que considera o desvio da taxa de inflação em relação à meta de inflação, esta pesquisa se utilizou do desvio da inflação efetiva em relação a sua tendência de longo prazo, obtida pelo filtro Hodrick- Prescott (HP), ao passo que, no Brasil, nos últimos anos que o modelo abrange, a meta de inflação se manteve inalterada, bem como seus desvios. Além disso, se considerou também o fato de que, ao que tudo indica as autoridades monetárias não têm mirado na meta central de inflação para as suas decisões de taxa de juros e sim no intervalo superior.

Em substituição ao hiato do produto da regra de Taylor (1993) original, utilizou-se a variação do PIB entre um mês e outro no primeiro modelo. A princípio tentou-se utilizar o próprio hiato calculado com várias opções de PIB:

- a) PIB real a preços correntes de 2000 trimestral, obtido no FMI e interpolado geometricamente para mensal;
- b) PIB nominal mensal, do Ipeadata.
- c) PIB nominal, obtido no Ipeadata, deflacionado a preços da média de 2000;
- d) PIB nominal mensal deflacionado pelo deflator do PIB, este último sendo interpolado de trimestral para mensal pelo método de interpolação geométrica. Ambas as séries coletadas no Ipeadata.

A série de PIB nominal foi considerada à medida que, ao se realizar a diferença entre os valores correntes de sua média de longo prazo obtida pelo HP da série, capta-se com isso somente a variação em relação à tendência, e o componente nominal da série acaba sendo retirado, pois é feita a diferença entre dois valores nominais.

Entretanto, ao se utilizar o hiato obtido através das séries relatadas anteriormente na estimativa do SVAR, constatou-se singularidade na matriz, o que inviabilizou estimar o modelo. Outras duas formas de se calcular o hiato do produto foram igualmente testadas, não ocasionando esse problema: o hiato da produção industrial da indústria geral (coletada no Ipeadata) e o hiato obtido via série de utilização da capacidade instalada na indústria (também do Ipeadata). Contudo, a variação do PIB apresentou os melhores resultados, sendo por isso a série escolhida para ser utilizada no modelo.

A variável desvio da taxa de desemprego utilizada no segundo modelo, foi obtida por meio da diferença da taxa corrente de desemprego mensal da sua média de longo prazo, obtida pelo filtro HP. Dessa maneira, ao que tudo indica, se estaria trabalhando com uma *proxy* para o desvio do desemprego de sua taxa natural, esta última sendo a taxa correspondente ao equilíbrio do sistema econômico, que mantém a inflação estável. Um artigo do Banco Central do Brasil (2008) expõe essa metodologia para cálculo de taxa natural de desemprego.

O índice Bovespa foi acrescido como uma *proxy* das expectativas do mercado acerca da economia brasileira e da política monetária do BCB. Foi selecionada ainda uma variável representando os gastos/ dívidas governamentais, sendo, portanto

representativa da política fiscal brasileira na regra do BC de política monetária. A princípio, essa variável era a de Gastos do Governo em proporção do PIB (do Ipeadata ambas as séries). Na escolha do Governo, as diversas esferas foram consideradas. Segundo Silva e Medeiros (2009), existem vários conceitos referentes à classificação governamental. O Governo Geral engloba as três esferas do governo (Federal, Estadual e Municipal), no qual, o Governo Federal inclui o Tesouro Nacional e o INSS (Instituto Nacional de Seguridade Social). O Setor Público engloba a administração direta; as autarquias, as fundações e as empresas estatais nas três esferas de governo; o Banco Central e o INSS. O Governo Central engloba o Tesouro Nacional, o INSS e o Banco Central. A partir disso, foram selecionadas para testes as esferas do Governo Central e somente do Tesouro Nacional.

Ademais, ainda dentro dessa questão, foi igualmente testada a Dívida Pública Mobiliária Federal Interna (coletada no Ipeadata). Contudo, a variável de DLSP em proporção do PIB foi a que apresentou significância. Por exibir os melhores resultados, esta última variável é a que foi selecionada.

A taxa de câmbio efetiva real teve seu índice transformado da média de 2005 para a média de 2000=100 devido ao fato do PIB real estar a preços de 2000. Mesmo após esta última variável ter sido descartada dos modelos estimados, escolheu-se manter a taxa de câmbio neste padrão por questões de comparação entre os diversos modelos testados. A seguir, é apresentada uma tabela com as siglas das variáveis utilizadas e suas definições correspondentes.

**Tabela 2: Siglas das variáveis utilizadas**

<b>I</b>	Taxa de juros Selic
<b>EXINF</b>	Expectativa de Inflação
<b>INFDESV</b>	Desvio da inflação em relação a sua média
<b>PIBVAR</b>	Variação do PIB
<b>DESDS</b>	Desvio da taxa de desemprego
<b>TCER</b>	Taxa de câmbio efetiva real
<b>DLSPPROPPIB</b>	DLSP em proporção do PIB
<b>IBO</b>	Índice Bovespa

Fonte: Resultados do processo de estimativa.

### 4.3.2 Modelo com a variação do PIB

O primeiro modelo empírico apresentado se baseia na seguinte função de reação para o Banco Central brasileiro modificada:

$$\Delta i_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta i_{t-1} + \alpha_2 \pi^e_{t+12} + \alpha_3 (\pi_t - \bar{\pi}) + \alpha_4 \Delta PIB + \alpha_5 \Delta \frac{DLSP}{PIB} + \alpha_6 \Delta e_t + \alpha_7 Ibovespa + u_t \quad (28)$$

No qual:

$\Delta i$  = Taxa de juros fixada pela autoridade monetária na primeira diferença;

$\pi^e$  = Expectativas de inflação;

$\pi_t - \bar{\pi}$  = O desvio da inflação corrente em relação a sua média de longo prazo;

$\Delta PIB$  = A variação do Produto Interno Bruto;

$\Delta \frac{DLSP}{PIB}$  = A dívida líquida do setor público em proporção do PIB na primeira diferença;

$\Delta e_t$  = A taxa de câmbio efetiva real em sua primeira diferença;

$Ibovespa$  = O índice Bovespa;

$u_t$  = O erro estocástico.

### 4.3.3 Modelo com o desvio da taxa de desemprego

Tendo como base a equação apresentada no modelo anterior, introduz-se aqui a variável desvio da taxa de desemprego no lugar da variação do PIB<sup>9</sup>. Por isso, com as devidas alterações, este modelo se baseia na seguinte função de reação para o Banco Central brasileiro modificada:

$$\Delta i_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta i_{t-1} + \alpha_2 \pi^e_{t+12} + \alpha_3 (\pi_t - \bar{\pi}) + \alpha_4 (u_t - \bar{u}) + \alpha_5 \Delta e_t + \alpha_6 \Delta \frac{DLSP}{PIB} + \alpha_7 Ibovespa + u_t \quad (29)$$

---

<sup>9</sup> A substituição entre essas variáveis é fundamentada na teoria econômica pela Curva de Phillips, que assegura uma relação inversa entre a inflação e o desemprego, no qual uma variação da taxa de desemprego corrente em relação a sua taxa natural provoca variação da taxa de inflação; e pela Lei de Okun, que mostra uma relação entre movimentos na taxa de desemprego e na taxa de crescimento do produto, muito embora esses movimentos não sejam proporcionais (movimentos no desemprego tendem a serem menores que no produto).

No qual:

$\Delta i$  = Taxa de juros fixada pela autoridade monetária na primeira diferença;

$\pi^e$  = Expectativas de inflação;

$\pi_t - \bar{\pi}$  = O desvio da inflação corrente em relação a sua média de longo prazo;

$u_t - \bar{u}$  = O desvio da taxa de desemprego corrente em relação a sua tendência de longo prazo;

$\Delta e_t$  = A taxa de câmbio efetiva real em sua primeira diferença;

$\Delta \frac{DLSP}{PIB}$  = A dívida líquida do setor público em proporção do PIB na primeira diferença;

*Ibovespa* = O índice Bovespa;

$u_t$  = O erro estocástico.

#### 4.3.4 Modelo SVAR com a variação do PIB

Para se analisar as relações de longo prazo entre as variáveis estudadas, realizou-se o modelo SVARX, isto é, o VAR estrutural com variáveis exógenas, à medida que foram acrescentadas duas *dummies* no modelo VAR. A matriz a seguir representa o modelo estimado. O prefixo D antes das siglas indica que a variável está na primeira diferença e o final *\_SA* que a mesma foi dessazonalizada, conforme será relatado melhor na seção a seguir de resultados. Como o importante para essa pesquisa são as relações das variáveis sobre a taxa de juros Selic, somente os dados referentes à última linha da matriz serão relatados no próximo capítulo.

$$Y_t = \begin{bmatrix} IBO \\ DT CER \\ DDLSPPROPPIB \\ PIBVAR \\ INFDES V \\ EXINF\_SA \\ DI\_SA \end{bmatrix}; C = \begin{bmatrix} C_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ C_{21} & C_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ C_{31} & C_{32} & C_{33} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ C_{41} & C_{42} & C_{43} & C_{45} & 0 & 0 & 0 \\ C_{51} & C_{52} & C_{53} & C_{54} & C_{55} & 0 & 0 \\ C_{61} & C_{62} & C_{63} & C_{64} & C_{65} & C_{66} & 0 \\ C_{71} & C_{72} & C_{73} & C_{74} & C_{75} & C_{76} & C_{77} \end{bmatrix}; e_t = \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ e_3 \\ e_4 \\ e_5 \\ e_6 \\ e_7 \end{bmatrix}$$

#### 4.3.5 Modelo SVAR com o desvio da taxa de desemprego

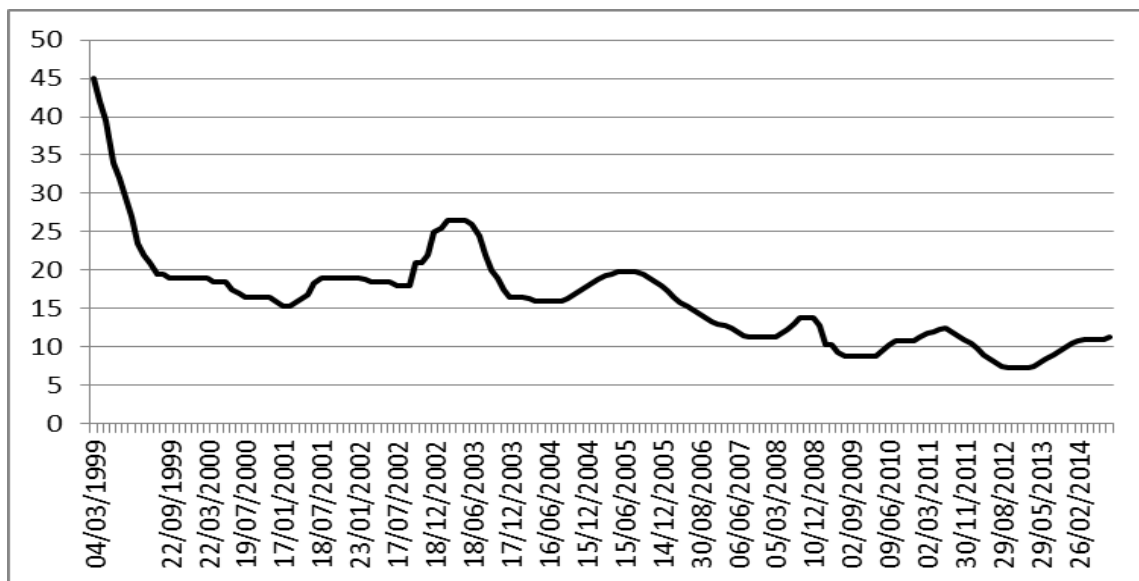
A matriz a seguir representa o modelo estimado para analisar as relações de longo prazo com o desvio da taxa de desemprego. Da mesma maneira que o SVAR

realizado com a variação do PIB, somente os dados referentes à linha de DI\_SA da matriz serão relatados na seção de resultados.

$$Y_t = \begin{bmatrix} IBO \\ DDLSPPROPPIB \\ DT CER \\ DESDES \\ INFDES V \\ EXINF\_SA \\ DI\_SA \end{bmatrix}; C = \begin{bmatrix} C_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ C_{21} & C_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ C_{31} & C_{32} & C_{33} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ C_{41} & C_{42} & C_{43} & C_{45} & 0 & 0 & 0 \\ C_{51} & C_{52} & C_{53} & C_{54} & C_{55} & 0 & 0 \\ C_{61} & C_{62} & C_{63} & C_{64} & C_{65} & C_{66} & 0 \\ C_{71} & C_{72} & C_{73} & C_{74} & C_{75} & C_{76} & C_{77} \end{bmatrix}; e_t = \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ e_3 \\ e_4 \\ e_5 \\ e_6 \\ e_7 \end{bmatrix}$$

#### 4.3.6 O Comportamento da variável de taxa de juros no Brasil

Por ser variável de decisão do Banco Central, isto é, a variável endógena das funções de reação estimadas, o gráfico 2 exibe o comportamento da meta da taxa Selic determinada pelas reuniões do COPOM ao longo do período de 1999 até 2014.



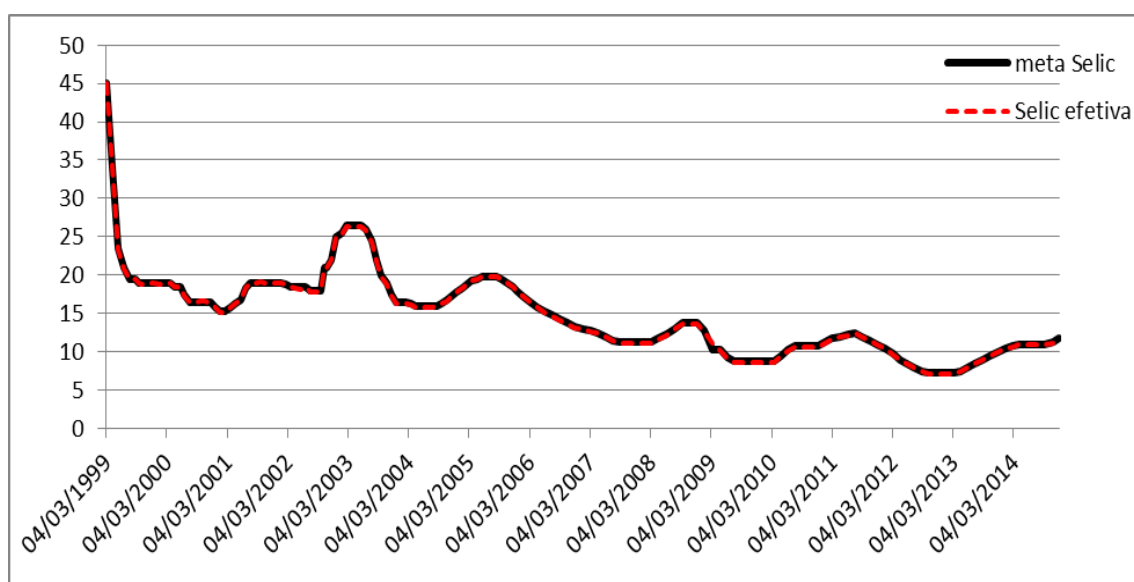
**Gráfico 2: Meta da taxa Selic**

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil (BCB).

Pode-se observar no gráfico 2 que a meta da taxa Selic era relativamente alta no começo do regime de metas em 1999. Segundo Minella *et al.* (2002), isso ocorreu pois nesse período inicial era necessário se prevenir uma espiral entre inflação e depreciação da taxa de câmbio. Ao se analisar a série completa, isto é, no período de 1999 até 2014, nota-se que houve uma redução da meta da taxa Selic, o que indica que o

regime de metas no Brasil ganhou certa credibilidade, já que são necessárias taxas de juros menores para controle inflacionário. Além disso, é um indicador da eficácia do regime no combate a inflação. De maneira geral, as variações da taxa tendem a seguir uma mesma direção por um período razoavelmente longo de tempo, o que é um indicador do comportamento de suavização da taxa de juros. A partir de 2006, período no qual se iniciou uma tendência crescente da inflação efetiva no Brasil, nota-se uma tendência à queda da meta da Selic. Contudo, de 2012 em diante, é perceptível que esse comportamento parece se inverter, com a taxa de juros voltando a subir. Isso é um reflexo do aumento da inflação efetiva no período, que chegou ao teto da meta de inflação em 2011, exigindo para tanto aumento da taxa de juros para combater a inflação.

O gráfico 3 mostra a relação da meta da taxa Selic e da Selic efetiva. Segundo o BC, esta última é uma média das taxas de juros praticadas nas operações compromissadas de prazo de um dia útil, lastreadas em títulos públicos federais registrados no Selic, ou seja, é aquela que se realizou de fato na economia. Pelo gráfico 3, percebe-se que as linhas estão sobrepostas, o que indica que se comportam de maneira praticamente idêntica. Isso mostra a proximidade que há entre o estipulado e o realizado no sistema econômico, o que indica que o BC atuou de forma a atingir seu objetivo conforme foi anunciado.



**Gráfico 3: Meta da taxa Selic e Selic efetiva**

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central do Brasil (BCB).

## 5 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Neste capítulo são apresentados e analisados os resultados obtidos pela aplicação econométrica dos modelos apresentados no capítulo 4.

### 5.1 Resultados do modelo VAR com a variação do PIB

As variáveis de taxa de juros e expectativa de inflação apresentaram variações sazonais em sua análise gráfica e, por isso, foram dessazonalizadas (uso do final *\_SA* na sigla da série). Para saber se as séries apresentavam raiz unitária, e, portanto, se eram estacionárias, realizou-se os testes de raiz unitária Dickey- Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP), Dickey-Fuller GLS e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Os resultados dos testes estão sintetizados na tabela 3.

**Tabela 3: Resultados dos testes de raiz unitária**

	<b>ADF</b>	<b>PP</b>	<b>DF_GLS</b>	<b>KPSS</b>
<b>I_SA</b>	I(1)	I(1)	I(0)*	I(1)
<b>EXINF_SA</b>	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
<b>INFDESV</b>	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
<b>PIBVAR</b>	I(0)	I(0)	-	I(0)
<b>DLSPPROPIB</b>	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
<b>TCER</b>	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
<b>IBO</b>	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)

(\*): estacionário na primeira diferença em tendência e intercepto.

(-): resultado inconclusivo.

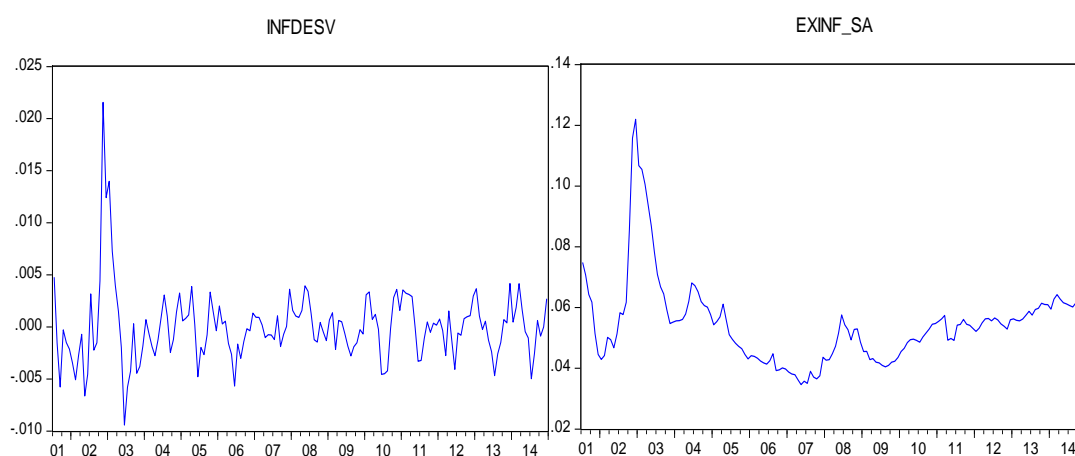
Fonte: Resultados do processo de estimativa.

De acordo com os resultados da tabela 3, pode-se inferir que as variáveis são estacionárias em nível, exceto a TCER e a DLSPPROPIB que são estacionárias na primeira diferença, sendo, portanto, assim incorporadas no modelo (prefixo D na sigla). I\_SA também foi estacionária na primeira diferença em três dos quatro testes realizados, e por isso assim foi colocada no modelo.

Duas *dummies* foram inseridas no modelo. A primeira, D0203, que vai do mês de Setembro de 2002 até o mês de Março de 2003, se refere a oscilações das variáveis INFDESV e EXINF\_SA, conforme evidenciam os gráficos dessas variáveis exibidos na figura 2. Segundo o Banco Central do Brasil (2003), no ano de 2002 houve uma diminuição na demanda por títulos públicos e no financiamento externo como reflexo



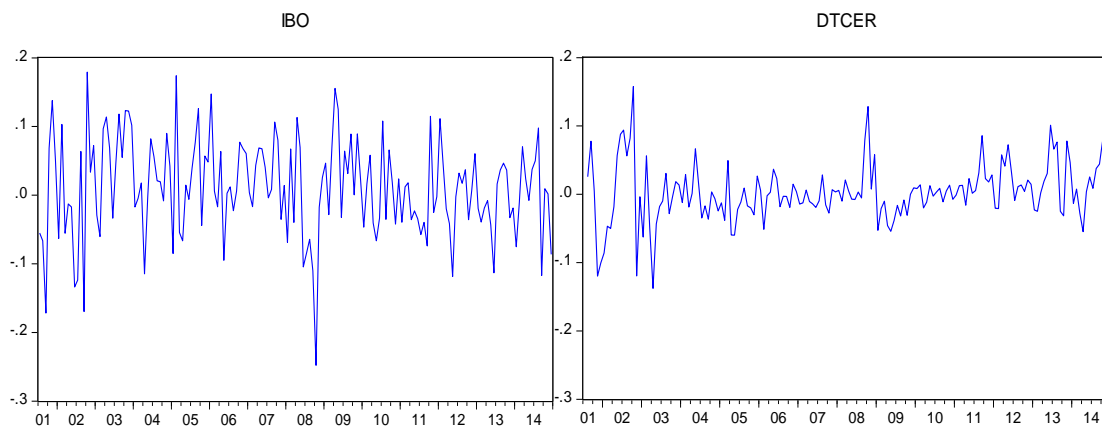
da crise de confiança sobre os rumos da política econômica no Brasil. Além disso, houve um fenômeno global de queda do fluxo de capital para países emergentes, como reflexo do aumento da aversão ao risco. Esses fatores refletiram na taxa de câmbio e nas expectativas de inflação e, por conseguinte, ambos impactaram na taxa de inflação da época. Sendo assim, as variáveis INFDESV e EXINF\_SA apresentam tais oscilações como reflexo do contexto político-econômico do período. A inclusão desse momento no modelo poderia causar um viés nos resultados ao passo que indica presença de *outliers*.



**Figura 2: Gráficos das variáveis INFDESV e EXINF\_SA**

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A segunda *dummy*, D0809, é referente ao período da crise financeira de 2008/2009, e vai de Junho de 2008 até Maio de 2009. Esta crise teve origem no mercado imobiliário norte-americano com a falta de pagamento dos empréstimos das hipotecas de alto risco (*subprime*), que em pouco tempo, atingiu proporções mundiais, à medida que essas hipotecas eram distribuídas a investidores no mercado global por meio de transações de derivativos, se categorizando como crise financeira internacional (FERRARI FILHO e PAULA, 2009). No Brasil uma consequência observada foi que provocou depreciação cambial: em 2008, o câmbio se depreciou mais de 30% entre o final de Agosto e o meio de Outubro (OREIRO e BASILIO, 2009). Com isso, os gráficos das variáveis IBO e DTGER da figura 3, refletem essas oscilações do mercado financeiro. Ainda, DTGER apresenta também flutuação entre os anos de 2002 e 2003, o que ratifica a *dummy* anterior.



**Figura 3: Gráficos das variáveis IBO e DTCER**

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Visando à correta especificação do modelo, para a seleção das defasagens do VAR, foi realizado o teste para o número de Lags do VAR, descrito na tabela 4. Ele indica que o modelo deve possuir 1, 3, 6 e 8 defasagens. Para tanto, o VAR foi testado com essas defasagens. Dado o número de lags indicado pelo modelo, optou-se por selecionar as defasagens 1, 6 e 8 que foram as que, conjuntamente, deixaram o modelo melhor especificado.

**Tabela 4: Teste para o número de Lags do VAR**

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	3221.402	NA	3.89e-28	-43.24868	-42.82340	-43.07589
1	3509.188	536.6828	1.55e-29	-46.47552	-45.05792*	-45.89955
2	3577.898	121.6338	1.19e-29	-46.74186	-44.33194	-45.76271
3	3670.449	155.0867	6.70e-30	-47.33040	-43.92816	-45.94807*
4	3743.265	115.1275	4.97e-30	-47.65223	-43.25767	-45.86673
5	3811.569	101.5327	3.98e-30	-47.91309	-42.52621	-45.72442
6	3884.825	101.9642*	3.04e-30*	-48.24088	-41.86167	-45.64902
7	3930.571	59.34605	3.44e-30	-48.19690	-40.82538	-45.20187
8	3983.811	64.03240	3.62e-30	-48.25420*	-39.89036	-44.85599

(\*): indica a ordem do *Lag* selecionado por cada critério. LR: teste estatístico LR sequencial modificado (cada teste ao nível de 5%); FPE: Previsão final do erro; AIC: Critério de informação Akaike; SC: Critério de informação Schwarz; HQ: Critério de informação Hannan-Quinn.

Fonte: Resultados do processo de estimativa.

Para fins de confirmação dos lags escolhidos, foi realizado o teste de Wald para a exclusão das defasagens do VAR, exibido na tabela 5, que mostrou que as defasagens selecionadas não deveriam ser excluídas do modelo, nem da equação de taxa de juros, como também na análise conjunta das equações.

**Tabela 5: Teste de Wald para a exclusão das defasagens do VAR**

	DI_SA	EXINF_SA	INFDESV	PIBVAR	DDLSPPR OPPIB	DT CER	IBO	Todas
<b>Lag 1</b>	77.86112 [ 3.75e-14]	471.4440 [ 0.000000]	82.47407 [ 4.33e-15]	3.675939 [ 0.816254]	29.55041 [ 0.000115]	29.18187 [ 0.000134]	8.203065 [ 0.315029]	759.8405 [ 0.000000]
<b>Lag 6</b>	62.72239 [ 4.31e-11]	11.80382 [ 0.107198]	12.50864 [ 0.085025]	11.19836 [ 0.130198]	11.79486 [ 0.107510]	3.680448 [ 0.815760]	5.588243 [ 0.588562]	136.6363 [ 3.31e-10]
<b>Lag 8</b>	55.58687 [ 1.14e-09]	7.574215 [ 0.371630]	5.501064 [ 0.599056]	10.91173 [ 0.142516]	3.034296 [ 0.881812]	1.058102 [ 0.993836]	1.121757 [ 0.992618]	98.18976 [ 3.86e-05]
<b>Graus de Liberdade</b>	7	7	7	7	7	7	7	49

Fonte: Resultados do processo de estimativa.

O VAR estimado é apresentado na tabela 6. Com base nos dados obtidos e expostos nesta tabela, pode-se inferir que há um grande componente inercial da taxa de juros Selic, isso porque um choque na taxa de juros over-Selic na sua primeira diferença foi significativo sobre ela mesma no primeiro mês ao nível de 0,2% pelo valor calculado da estatística  $t$ , no sexto mês ao nível de 5% e no oitavo mês ao nível de 10% de significância.

A variável de expectativas de inflação foi significativa sobre a diferença da taxa Selic no primeiro e no oitavo mês aos níveis de significância de 0,2% e 1%, respectivamente. Isso indica que as expectativas de inflação dos agentes econômicos possuem peso significativo para as decisões do Banco Central de taxa de juros, o que é um demonstrativo de seu comportamento *forward-looking*. A variável de desvio da inflação em relação a sua média foi significativa ao nível de 5% no sexto mês, o que também é um indicador da defasagem de 6 meses que há na política monetária brasileira.

A variação do PIB foi significativa nos três meses analisados: no primeiro mês, apresentou significância de 5%, no sexto mês de 2% e no oitavo mês de 0,2%, o que sugere que as variações de produto da economia brasileira possuem peso significativo nas decisões do Banco Central brasileiro acerca da taxa de juros, que está priorizando em suas decisões não somente controle inflacionário, mas também crescimento econômico.

**Tabela 6: Resultados das estimativas do modelo VAR**

	DI_SA	(Continuação)	
DI_SA(-1)	-0.338756 (0.07519) [-4.50505]	DDLSPROPPIB(-1)	0.013176 (0.00653) [ 2.01805]
DI_SA(-6)	0.133299 (0.06266) [ 2.12725]	DDLSPROPPIB(-6)	-0.030995 (0.00613) [-5.05829]
DI_SA(-8)	-0.110077 (0.06161) [-1.78670]	DDLSPROPPIB(-8)	-0.015813 (0.00679) [-2.32916]
EXINF_SA(-1)	0.053232 (0.00960) [ 5.54308]	DT CER(-1)	-0.000852 (0.00157) [-0.54218]
EXINF_SA(-6)	-0.015935 (0.01345) [-1.18461]	DT CER(-6)	-0.003119 (0.00166) [-1.88216]
EXINF_SA(-8)	-0.030105 (0.01053) [-2.85771]	DT CER(-8)	-0.007869 (0.00157) [-5.00161]
INFDES V(-1)	-0.024007 (0.02720) [-0.88267]	IBO(-1)	-0.000847 (0.00082) [-1.03634]
INFDES V(-6)	0.053668 (0.02564) [ 2.09312]	IBO(-6)	0.000974 (0.00085) [ 1.14774]
INFDES V(-8)	-0.019389 (0.02097) [-0.92439]	IBO(-8)	-0.003489 (0.00082) [-4.27717]
PIBVAR(-1)	-0.003695 (0.00170) [-2.17786]	C	-0.000423 (0.00031) [-1.36314]
PIBVAR(-6)	0.004140 (0.00168) [ 2.45842]	D0203	-0.000618 (0.00040) [-1.53863]
PIBVAR(-8)	0.005679 (0.00156) [ 3.63353]	D0809	-0.000384 (0.00020) [-1.93215]
		R <sup>2</sup>	0.618786
		R <sup>2</sup> ajustado	0.548076
		Estatística F	8.751142

Fonte: Resultados do processo de estimativa.

A variável de dívida líquida do setor público em proporção do PIB na primeira diferença também foi significativa nos três períodos: 5% no primeiro mês, 0,2% no sexto e 2% no oitavo, o que sugere que a dívida do governo influencia a taxa de juros à medida que é geradora de títulos do governo, os quais são remunerados em boa parte pela taxa Selic.

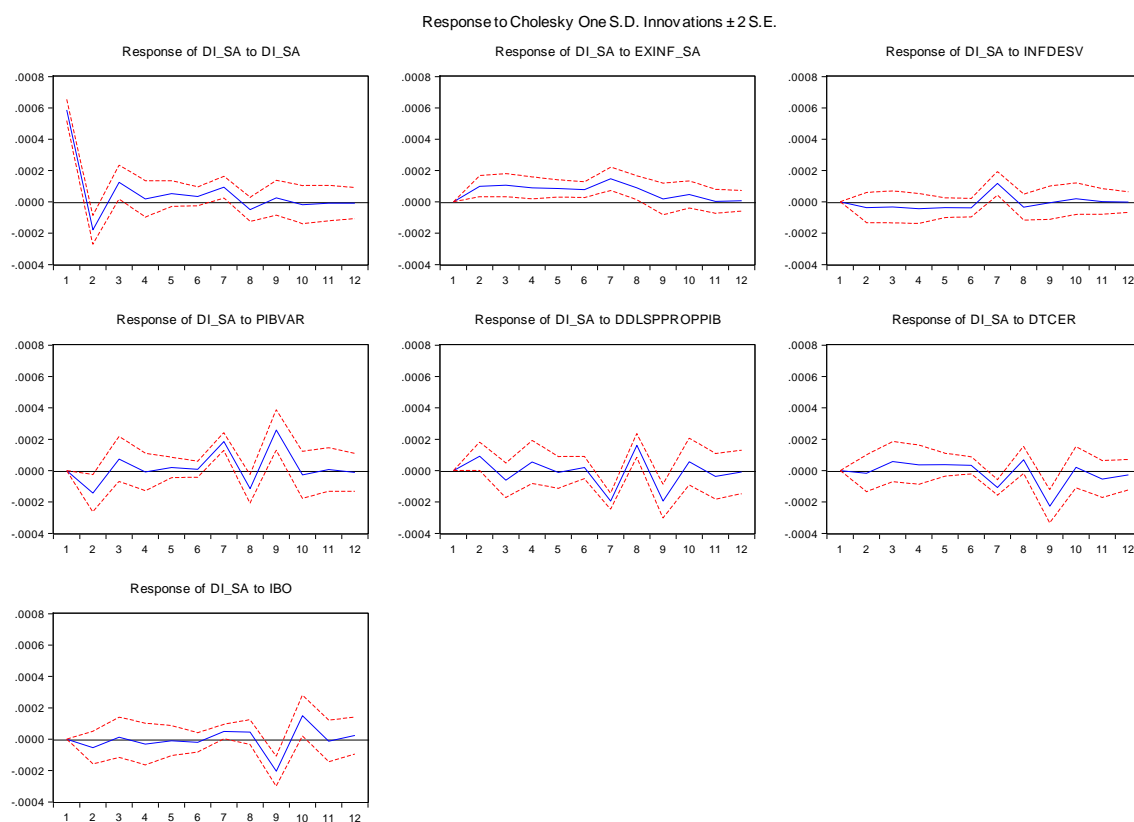
A taxa de câmbio efetiva real na sua primeira diferença foi significativa no sexto mês (ao nível de 10%) e no oitavo mês (0,2%). O Ibovespa, que foi utilizado na tentativa de captar as expectativas do mercado acerca do desempenho da economia brasileira, apresentou significância no oitavo mês (0,2%). A *dummy* para os anos de 2008 e 2009 também foi significativa ao nível de 10%. A *dummy* para os anos de 2002 e 2003, embora pouco significativa, foi importante para a estabilidade do modelo devido a uma grande oscilação nas variáveis de INFDES<sub>V</sub> e EXINF\_SA.

Na análise dos impactos dos coeficientes estimados, os gráficos da função impulso-resposta a seguir auxiliam a exposição. Pelo VAR, um choque nos valores defasados de DI\_SA sobre ela mesma provocou queda, seguida de aumento e queda dessa taxa nos meses analisados. Pelo valor dos coeficientes, o efeito predominante foi negativo. Isto indica que uma variação da DI\_SA nos períodos anteriores, faz com que ela varie menos, o que parece refletir o comportamento de suavização dos juros (GOODFRIEND, 1987; MANKIW e MIRON, 1991; RUDEBUSCH, 1995; CLARIDA, GALÍ e GERTLER, 1997 e 1998; SACK e WIELAND, 2000; THORNTON, 2004). Pois, se esta taxa variou no período anterior, isto faz com que ela mude em proporções menores no período atual, já que a suavização de juros (ou inércia) prevê movimentos de pequena magnitude e em uma mesma direção na taxa de juros.

Dado um impulso único, o gráfico da figura 4 revela que houve uma queda imediata, seguida de um aumento no segundo mês e por fim o choque se estabilizou em torno de sua média de longo prazo. Na análise do gráfico de impulso-resposta com respostas acumuladas da figura 5, à medida que o impulso se repetiu ao longo do tempo, nota-se que predominou o efeito positivo, isto é, aumentos consecutivos na variação da taxa Selic provocaram aumento da variação dela ao longo do tempo. Isto também é reflexo da inércia dos juros, no qual, os choques sequenciados realizados na variável são transmitidos no tempo, bem como pode refletir os efeitos de longo prazo.

Este comportamento inercial no Brasil já havia sido detectado por boa parte dos autores apresentados no capítulo 3: Bogdanski, Tombini e Werlang (2000); Freitas e Muinhos (2001); Minella *et al.* (2002 e 2003); Holland (2005); Teixeira (2009);

Teixeira, Dias e Dias (2010); Santos (2013); Piper (2013); Furlani, Portugal e Laurini (2010) e Campos (2015); evidenciando que o resultado condiz com o esperado.



**Figura 4: Gráficos da Função Impulso-Resposta para DI\_SA (choque único)**

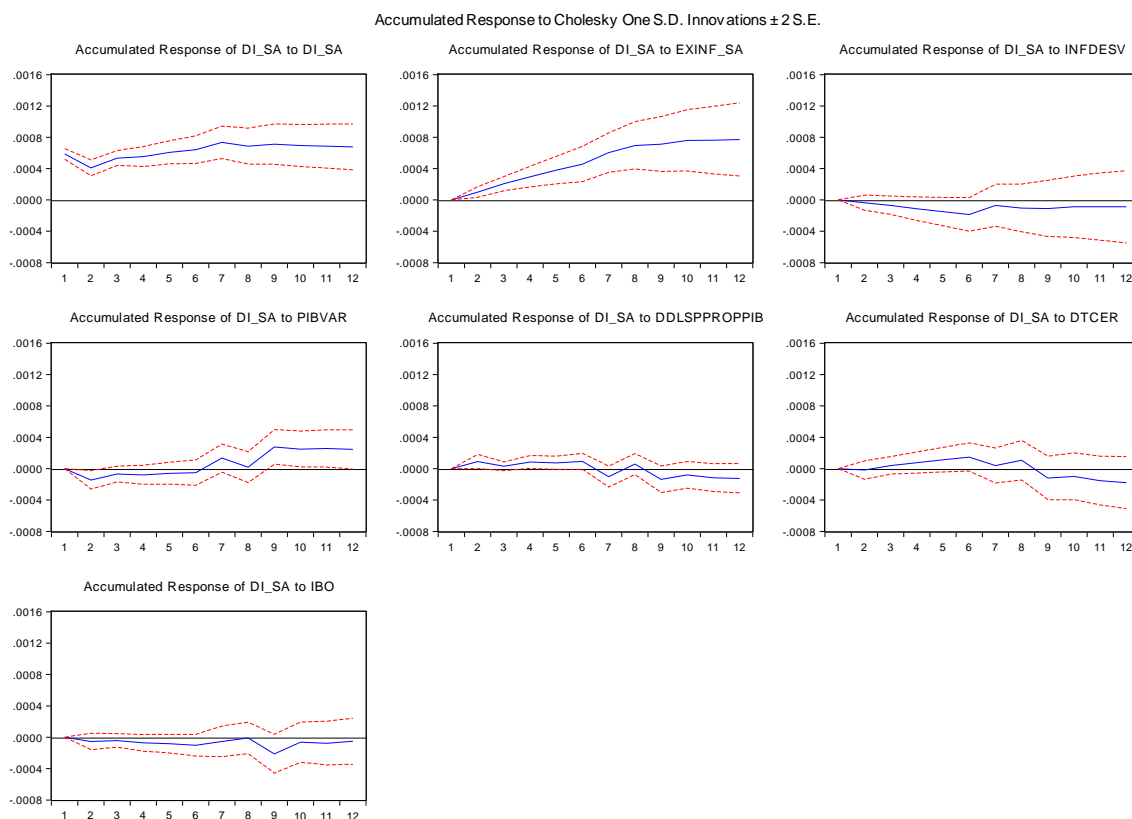
Fonte: Resultados do processo de estimativa.

A variável EXINF\_SA provocou aumento já imediato sobre a DI\_SA, predominando o efeito positivo, o que fica ainda mais evidente pela figura 5 na análise das respostas acumuladas. Isto aponta a importância que a variável de expectativas possui nas decisões do BC, que varia mais a taxa de juros assim que as expectativas de inflação futura crescerem, o que está de acordo com a teoria econômica.

Os desvios da inflação corrente em relação a sua média de longo prazo, INFDESV, causaram aumento no sexto mês em DI\_SA como o esperado, devido ao efeito calendário existente na economia brasileira (MINELLA *et al.*, 2002; BARCELLOS NETO, 2007; TEIXEIRA, 2009; TEIXEIRA, DIAS e DIAS, 2010), ou ao fenômeno da inconsistência dinâmica (KYDLAND e PRESCOTT, 1977). Esse resultado indica que quanto mais a inflação corrente se desvia de sua tendência de longo prazo, isto é, quanto maior for esse descolamento, mais a taxa de juros variará, o que reforça o comportamento do BC de combate à inflação. O efeito calendário também é

visível pelo gráfico de impulso-resposta da figura 4, que apresentou um salto no sexto mês. Isto é, dado o choque, se passam seis meses até que a autoridade monetária reaja a isso, fazendo a taxa de juros variar mais. Ao se observar a figura 5, nota-se que, quando os impulsos se acumularam, as respostas se mostraram predominantemente negativas, o que é um resultado intrigante. Todavia, no sexto mês quando essa variável é significativa no VAR, esse gráfico apresentou um leve crescimento. Uma possível explicação para esse resultado inusitado do gráfico de respostas acumuladas pode ser atribuída ao fato de que, quanto mais os choques se sequenciam no tempo provocando cada vez mais ciclos na variável de inflação, isto é, fazendo com que cada vez mais ela se desvie de sua tendência, torna cada vez menos eficaz o regime de metas de inflação, à medida que provoca perda de credibilidade e desvio das expectativas dos agentes. Para tanto, seriam necessários aumentos cada vez maiores na taxa de juros, o que seria inviável ao passo que levaria essa taxa a patamares extremamente elevados.

Isso porque Piper (2013) mostrou que a taxa de juros brasileira é bastante elevada quando comparada com países emergentes (os BRICS) e com países desenvolvidos, como Estados Unidos, Reino Unido e Japão.



**Figura 5: Gráficos da Função Impulso-Resposta para DI\_SA (choques acumulados)**  
 Fonte: Resultados do processo de estimativa.

A variação do PIB, PIBVAR, provocou queda imediata da  $DI\_SA$ , o que sugere que um aumento na variação do produto da economia provoca queda da variação da taxa de juros, ou seja, deixa esta taxa mais rígida em um primeiro momento. Isso porque, na ocorrência de um produto em crescimento, por exemplo, não é necessária queda na taxa de juros a fim de estimular a atividade econômica. Ao mesmo tempo em que, um produto em queda provavelmente não fará o BC reduzir a taxa de juros logo de início a fim de poder observar melhor o desempenho da economia.

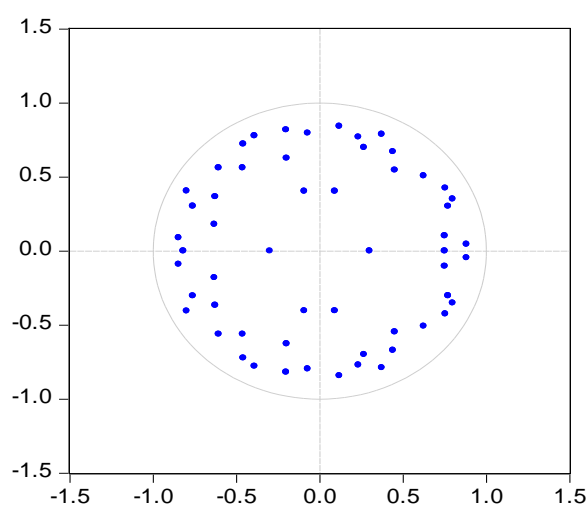
Nos períodos seguintes, PIBVAR provocou variação de  $DI\_SA$ , sendo esse o efeito predominante no VAR. Logo, pode-se inferir que a variação do PIB criou flutuação na taxa de juros. Isso reflete a ideia de que o crescimento econômico é considerado pelo BC nas suas decisões de política monetária, o que está de acordo com o esperado. Teixeira, Dias e Dias (2010); Furlani, Portugal e Laurini (2010) e Campos (2015) também haviam detectado a importância do produto da economia nas decisões do BC e, além disso, para Campos (2015) esse fato se intensificou a partir de 2013.

A DDLSPPROPPIB induziu um aumento no primeiro mês em  $DI\_SA$ , pois a variação da dívida do governo provoca variação na taxa que remunera boa parte dessa dívida. Isto é, uma variação positiva de dívida do governo é transformada em maior quantidade de títulos de dívida pública lançados no mercado, provocando aumento na variação taxa de juros que remunera uma parcela significativa desses títulos. Nos períodos subsequentes, nota-se a predominância do efeito negativo, no qual, a variação no endividamento do governo provocou queda de  $DI\_SA$ . Segundo a teoria indica, isso poderia ocorrer devido ao fato de que, com taxas de juros atrativas devido ao efeito inicial dos títulos sobre os juros, a demanda por títulos do governo cresça o que desaqueceria o consumo, ocasionando uma maior rigidez na taxa Selic, pois haveria uma redução de pressões inflacionárias, e com isso menos necessidade de aumentos nesta taxa para conter inflação. Essa afirmativa se reforça pelo componente inercial observado na inflação, que faz com que a mesma deva permanecer em patamares elevados, com resistência a queda, à medida que, em sua maioria provoca movimentos na mesma direção dela, além do problema da produtividade da indústria nacional constatado por Piper (2013). Todavia, pelo gráfico de impulsos respostas da figura 4, nota-se que um choque de variação da dívida do governo em proporção do PIB provoca flutuação em  $DI\_SA$ , o que indica que a taxa Selic recebe influência da política fiscal. Gomes e Holland (2003) também apresentam a existência de uma relação entre essas variáveis.



O efeito de DTCER foi negativo sobre  $DI\_SA$  nas defasagens 6 e 8 do VAR. Isto sugere que há certa rigidez na taxa de juros brasileira dados os choques na taxa de câmbio real, pois esta última reflete preços relativos de uma cesta de bens. Além disso, DTCER pode refletir o repasse do câmbio nominal para os preços, à medida que há certa rigidez de preços nominais no Brasil, devido à velocidade de ajustamento diferir entre os subgrupos que compõem o índice de preços do país, o que faz com que o repasse cambial seja incompleto sobre os preços, isto é, esse repasse não é total (FIGUEIREDO e GOUVEA, 2011). Nessa questão parece contrariar os postulados da teoria econômica, que mostra que um aumento da variação da taxa de câmbio ocasiona maior variação da taxa de juros dado o repasse do câmbio nominal para a inflação. Porém Piper (2013) também constatou esse tipo de relação para a economia brasileira, o que atribuiu à importância reduzida da variável para a condução da política monetária, assim como Holland (2005) constatou que as depreciações reais da taxa de câmbio também não eram importantes, embora para ele a taxa de câmbio nominal fosse.

O índice Bovespa, IBO, foi significativo no VAR no oitavo mês apresentando efeito negativo sobre  $DI\_SA$ . Isso sinaliza que um aumento neste índice é um demonstrativo de estabilidade e aquecimento da economia brasileira, refletindo, portanto, a confiança do mercado na mesma. Com isso, quanto maior a credibilidade na economia, menor é a necessidade de se aumentar a taxa básica de juros para conter expectativas de inflação, o que corrobora para o resultado encontrado de um aumento de IBO provocar queda da variação da taxa de juros, isto é, deixá-la mais rígida. O gráfico da figura 5 também mostrou que as respostas são predominantemente negativas.



**Figura 6: Resultados do Teste de Estabilidade do VAR**  
 Fonte: Resultados do processo de estimativa.

O teste de estabilidade do VAR da figura 6 mostrou que o modelo é estável, pois todos os pontos no gráfico gerado, que correspondem a cada  $\beta$  endógeno do modelo, se encontram dentro do círculo unitário do polinômio, isto é, suas raízes apresentam módulo inferior à unidade. Se estivessem localizados na linha, seria indício de que os erros do modelo não são estáveis e que, portanto, as variáveis teriam raiz unitária.

Para a correta ordenação das variáveis no modelo, foi realizado o teste de causalidade de Granger do VAR / teste de Wald de exogeneidade em bloco,<sup>10</sup> exibido na tabela 7. Seus resultados evidenciam que, para a equação de DI\_SA, isto é, quando esta é a variável dependente do sistema, as demais variáveis são em conjunto consideradas exógenas a ela.

**Tabela 7: Teste de causalidade de Granger do VAR/ Teste de Wald de exogeneidade em bloco**

Variável dependente: DI_SA			
Excluída	Estatística $\chi^2$	Graus de liberdade	P-Valor
EXINF_SA	50.47795	3	0.0000
INFDES	6.014618	3	0.1109
PIBVAR	15.34651	3	0.0015
DDLSPROPIB	39.73250	3	0.0000
DTCER	28.56306	3	0.0000
IBO	21.72403	3	0.0001
Todas	137.9292	18	0.0000

Fonte: Resultados do processo de estimativa.

O teste de decomposição da variância revelou que a maioria dos choques em DI\_SA vem de si mesma, além disso, no primeiro período o teste indicou que ela é responsável por 100% das mudanças de DI\_SA. Isso é um indicador do forte componente inercial da taxa Selic na economia brasileira. As demais variáveis do modelo também são importantes para explicar o comportamento de DI\_SA de maneira bastante equilibrada ao longo dos 12 meses exibidos pelo teste.

<sup>10</sup> As saídas completas do teste se encontram no Apêndice da pesquisa.

**Tabela 8: Análise de Decomposição da Variância de DI\_SA**

Mês	Desvio- Padrão	DI_SA	EXINF_SA	INFDESV	PIBVAR	DDLSPPR OPPIB	DT CER	IBO
1	0.000587	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.000648	89.63151	2.380651	0.326873	4.909749	1.979861	0.074448	0.696905
3	0.000679	85.10329	4.631266	0.524789	5.660972	2.627743	0.783706	0.668231
4	0.000690	82.39801	6.143291	0.900657	5.493526	3.174196	1.044510	0.845811
5	0.000700	80.72134	7.447712	1.151404	5.420573	3.116127	1.301866	0.840973
6	0.000707	79.25135	8.490722	1.411817	5.318636	3.128213	1.493621	0.905644
7	0.000794	64.23161	10.16408	3.321496	9.664314	8.475816	3.046413	1.096269
8	0.000830	59.21927	10.48761	3.216481	10.79158	11.51150	3.479789	1.293765
9	0.000942	46.04682	8.178013	2.500323	15.90871	13.17244	8.517585	5.676115
10	0.000957	44.59019	8.154362	2.465251	15.47490	13.09828	8.290306	7.926707
11	0.000960	44.37741	8.114953	2.453626	15.40325	13.18003	8.565817	7.904916
12	0.000961	44.30705	8.106018	2.449682	15.39122	13.16500	8.629744	7.951283

Fonte: Resultados do processo de estimativa.

## 5.2 Resultados do modelo SVAR com a variação do PIB

Conforme relatado no capítulo 4, devido à introdução de *dummies* no modelo, o SVAR estimado é chamado de SVARX, isto é, SVAR com variáveis exógenas. Sendo assim, o resultado obtido é apresentado na tabela 9.

Analisando o modelo pode-se inferir que todas as variáveis do modelo foram significativas, apresentando com isso, impactos de longo prazo em DI\_SA, exceto INFDESV E IBO. No entanto, no modelo VAR essas últimas apresentaram significância, o que sugere que impactam na taxa de juros brasileira apenas no curto prazo. Isso parece coerente à medida que se nota que representam as características do mercado, no caso do índice Bovespa, cujas expectativas parecem apresentar efeito mais momentâneo e imediato na economia, e, no caso da variável de desvio da inflação em relação a sua média, ser um representante de ciclo em torno da tendência da taxa de juros, o que também é uma característica de curto prazo.

**Tabela 9: Resultados da Estimativa do Modelo SVARX**

	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística z	P- Valor
C(77)	0.000385	2.24E-05	17.20465	0.0000
C(76)	0.000326	3.69E-05	8.846781	0.0000
C(75)	5.47E-06	4.15E-05	0.131728	0.8952
C(74)	0.000198	4.31E-05	4.605714	0.0000
C(73)	-0.000417	5.07E-05	-8.219626	0.0000
C(72)	-0.000359	6.00E-05	-5.985642	0.0000
C(71)	2.67E-05	6.35E-05	0.419914	0.6745

Fonte: Resultados do processo de estimativa.

O sentido dos impactos medido pelos coeficientes calculados no modelo empírico foram praticamente os mesmos do VAR. Isto é, EXINF\_SA apresentou efeitos positivos sobre DI\_SA, o que reafirma o papel das expectativas de inflação para o Banco Central no longo prazo, apenas com um coeficiente menor, como esperado. A variação do PIB provoca efeitos de longo prazo na variação da Selic e, como os efeitos ocorreram na mesma direção, indica que a variação do produto da economia brasileira amplia a variação de sua taxa de juros, isto é, deixá-la mais flexível. Resultado este que coaduna com o esperado na teoria econômica, o que reforça a hipótese de que o crescimento econômico é considerado até mesmo no longo prazo nas decisões do BC. A DDLSPPROPIB e DTCER apresentaram efeitos negativos, isto é, seus aumentos provocam queda de DI\_SA, o que indica que as mesmas relações se mantêm no longo prazo. Contudo, DI\_SA provocou efeitos positivos sobre si própria no longo prazo, o que mostra que um aumento da variação da taxa Selic defasada no tempo causou aumento de sua variação no tempo atual. Por se tratar de séries temporais, as mudanças de curto prazo da taxa Selic sobre si mesma estão mais contaminadas da auto-regressividade carregadas pelos erros. No longo prazo, os efeitos dos choques vão se dissipando, reduzindo cada vez mais sua capacidade de atingir o comportamento da variável. Neste caso, o comportamento da Selic no longo prazo, apesar de ser atingido pela própria variável, apresenta um efeito do coeficiente menor que no curto prazo, e, provavelmente, a persistência dos erros menor para o longo prazo e, portanto maior flexibilidade da variação da Selic. Além disso, reunindo os resultados obtidos para os coeficientes das demais variáveis, por exemplo, EXINF\_SA e PIBVAR, é possível que esses resultados representem o comportamento da economia brasileira em observância da atuação do Banco Central dentro do regime de metas de inflação, na expectativa de

que as variáveis macroeconômicas utilizadas em políticas no curto prazo caminhem para uma trajetória de longo prazo conforme a estrutura da economia brasileira.

### 5.3 Resultados do modelo VAR com o desvio da taxa de desemprego

Dando continuidade aos testes de raiz unitária realizados no modelo anterior, acrescentam-se aqui os resultados para a variável DESDES. Em todos os testes de raiz unitária realizados: Dickey- Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP), Dickey-Fuller GLS e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS); a variável de desvio da taxa de desemprego se apresentou estacionária em nível.

Visando à correta especificação do modelo, para a seleção das defasagens do VAR, foi realizado o teste para o número de Lags do VAR, descrito na tabela 10. Ele indica que o modelo deve possuir 1, 2, 6 e 8 defasagens. Para tanto, o VAR foi testado com essas defasagens. Entretanto, pelo teste de Wald para a exclusão das defasagens do VAR, efetuado em conformidade com as tentativas realizadas com as defasagens indicadas, o lag 2 deveria ser excluído do modelo da taxa de juros. Por isso, optou-se por selecionar as defasagens 1, 6 e 8 que foram as que conjuntamente deixaram o modelo melhor especificado.

**Tabela 10: Teste para o número de Lags do VAR (2)**

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	3490.234	NA	4.47e-30	-47.71553	-47.57248	-47.65741
1	3910.753	794.9552	2.76e-32	-52.80484	-51.66044*	-52.33985
2	3994.133	149.6256	1.73e-32	-53.27579	-51.13004	-52.40392*
3	4061.843	115.0159	1.35e-32	-53.53210	-50.38501	-52.25337
4	4115.589	86.14054	1.29e-32	-53.59711	-49.44867	-51.91151
5	4182.164	100.3177	1.05e-32	-53.83786	-48.68807	-51.74538
6	4245.564	89.45477	9.12e-33*	-54.03512	-47.88399	-51.53577
7	4291.942	60.99080	1.02e-32	-53.99921	-46.84673	-51.09299
8	4347.923	68.25042*	1.03e-32	-54.09483*	-45.94100	-50.78175

(\*): indica a ordem do *Lag* selecionado por cada critério. LR: teste estatístico LR sequencial modificado (cada teste ao nível de 5%); FPE: Previsão final do erro; AIC: Critério de informação Akaike; SC: Critério de informação Schwarz; HQ: Critério de informação Hannan-Quinn.

Fonte: Resultados do processo de estimativa.

**Tabela 11: Teste de Wald para a exclusão das defasagens do VAR (2)**

	DI_SA	EXINF_SA	INFDESV	DESDES	DTCER	DDLSPPR OPPIB	IBO	Todas
Lag 1	91.38520 [ 1.11e-16]	1216.166 [ 0.000000]	118.9795 [ 0.000000]	278.0990 [ 0.000000]	16.62225 [ 0.020001]	7.082221 [ 0.420370]	11.88121 [ 0.104534]	1788.139 [ 0.000000]
Lag 6	52.61313 [ 4.42e-09]	24.83507 [ 0.000812]	20.86182 [ 0.003980]	20.12009 [ 0.005316]	4.063319 [ 0.772456]	11.33223 [ 0.124769]	10.42202 [ 0.165893]	164.6212 [ 2.03e-14]
Lag 8	44.44396 [ 1.75e-07]	10.10976 [ 0.182439]	7.103875 [ 0.418145]	6.911433 [ 0.438159]	3.044593 [ 0.880847]	4.170961 [ 0.759889]	4.345817 [ 0.739195]	92.77812 [ 0.000160]
Graus de Liberdade	7	7	7	7	7	7	7	49

Fonte: Resultados do processo de estimativa.

Para fins de confirmação dos lags escolhidos, foi realizado novamente o teste de Wald para a exclusão das defasagens do VAR, exibido na tabela 11, que mostrou que as defasagens selecionadas não deveriam ser excluídas do modelo, nem da equação de taxa de juros, como também na análise conjunta das equações. As *dummies* presentes no modelo anterior também foram testadas, entretanto nenhuma apresentou significância estatística no VAR. O VAR estimado está exposto na tabela 12.

Neste modelo o componente inercial da taxa de juros Selic também foi evidente. Um choque na taxa de juros over-Selic na sua primeira diferença foi significativo sobre ela mesma no primeiro mês ao nível de 0,2% pelo valor calculado da estatística *t*, no sexto mês ao nível de 0,2% e no oitavo mês ao nível de 10% de significância. Os resultados foram os mesmos dos obtidos pelo modelo anterior: pelo gráfico da função impulso-resposta da figura 7, um choque nos valores defasados de DI\_SA sobre ela mesma provocou queda, seguida de aumento e queda dessa taxa nos meses analisados. Além disso, no VAR a predominância do efeito foi o negativo. Na análise do gráfico de impulso-resposta com respostas acumuladas (figura 8), nota-se que prevaleceu o efeito positivo.

**Tabela 12: Resultados das estimativas do modelo VAR (2)**

	DI_SA		(Continuação)
DI_SA(-1)	-0.486184 (0.07333) [-6.63044]	DTCER(-1)	0.000742 (0.00163) [ 0.45450]
DI_SA(-6)	0.226588 (0.06236) [ 3.63342]	DTCER(-6)	-0.003966 (0.00175) [-2.26220]
DI_SA(-8)	-0.117782 (0.06191) [-1.90256]	DTCER(-8)	-0.008666 (0.00165) [-5.23970]
EXINF_SA(-1)	0.036926 (0.00811) [ 4.55574]	DDLSPROPPIB(-1)	0.017054 (0.00997) [ 1.71072]
EXINF_SA(-6)	0.005073 (0.01374) [ 0.36919]	DDLSPROPPIB(-6)	-0.028101 (0.00620) [-4.53536]
EXINF_SA(-8)	-0.035307 (0.01169) [-3.02126]	DDLSPROPPIB(-8)	-0.013838 (0.00683) [-2.02601]
INFDES(-1)	0.019264 (0.02874) [ 0.67028]	IBO(-1)	-0.001100 (0.00088) [-1.25337]
INFDES(-6)	0.051372 (0.02682) [ 1.91553]	IBO(-6)	0.000526 (0.00088) [ 0.59559]
INFDES(-8)	-0.013933 (0.02315) [-0.60197]	IBO(-8)	-0.003960 (0.00084) [-4.71974]
DESDES(-1)	-0.023459 (0.01530) [-1.53293]	C	-0.000363 (0.00028) [-1.27552]
DESDES(-6)	0.016472 (0.02097) [ 0.78561]	R <sup>2</sup>	0.591252
DESDES(-8)	0.037152 (0.01839) [ 2.01997]	R <sup>2</sup> ajustado	0.522028
		Estatística F	8.541202

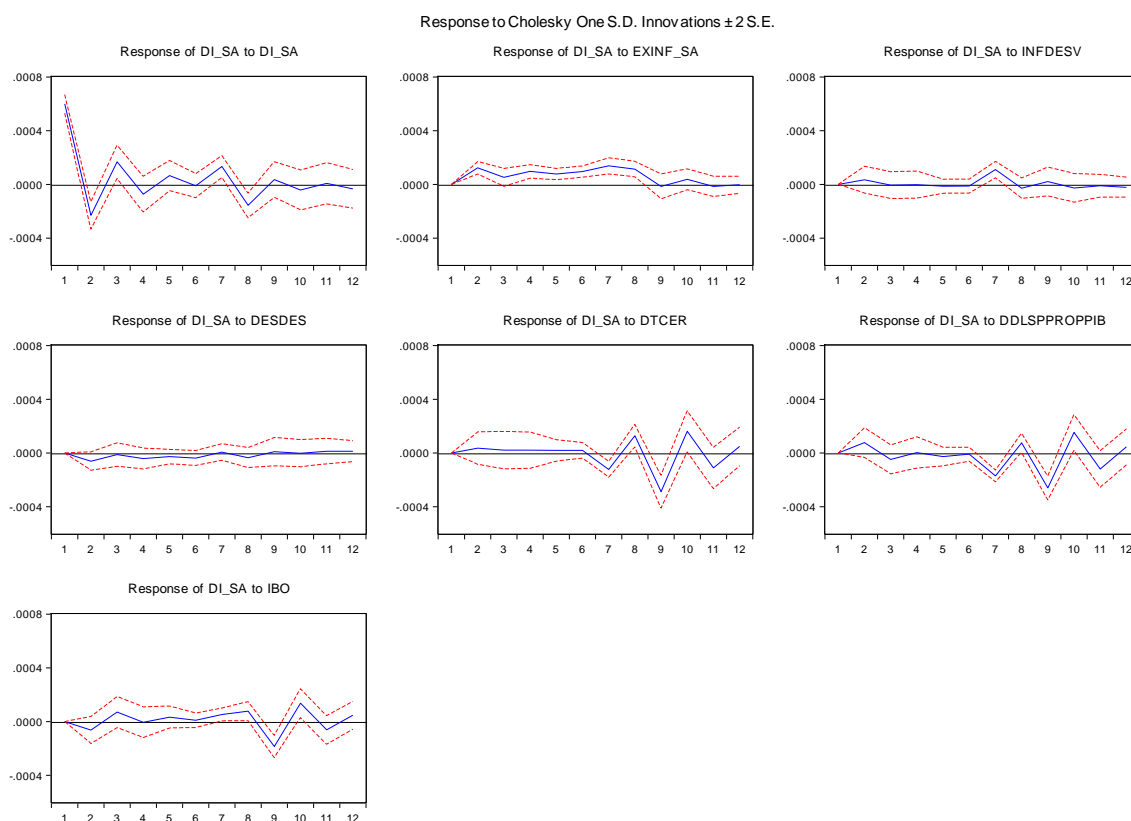
Fonte: Resultados do processo de estimativa.

A variável de expectativas de inflação foi significativa sobre a diferença da taxa Selic no primeiro e no oitavo mês aos níveis de significância de 0,2% e 1%, respectivamente, igual ao ocorrido no modelo da variação do PIB. Além disso, os efeitos também foram os mesmos: EXINF\_SA provocou sobre DI\_SA aumento, que ocorreu já no primeiro mês, predominando o efeito positivo no VAR. Isso também se refletiu na análise das respostas acumuladas da figura 8. Cabe mencionar que os gráficos da figura 7 e 8 para DI\_SA e EXINF\_SA apresentaram trajetórias similares aos da figura 4 e 5 do modelo anterior.

A variável de desvio da inflação em relação a sua média foi significativa ao nível de 10% no sexto mês, o que indica, como no modelo anterior, a defasagem de seis meses que há na política monetária brasileira. Da mesma forma, INFDESV causou aumento em DI\_SA. O gráfico de impulso-resposta da figura 7 se comportou de maneira bastante similar ao do modelo da variação do PIB. Contudo na figura 8, nota-se que para choques acumulados predominou o efeito positivo, o oposto do modelo anterior. O presente resultado está mais de acordo com o esperado, visto este ser o efeito no VAR, o que pode ser um reflexo dos resultados de longo prazo, apresentados pelo SVAR da tabela 15, pois, choques sucessivos indicam mudança de conduta da autoridade monetária.

O desvio da taxa de desemprego, DESDES, foi significativo no oitavo mês ao nível de 5% e provocou aumento da variação da Selic. O resultado foi mais demorado do que quando se analisou com a variação do PIB, isto é, a autoridade monetária reagiu de maneira imediata à variação do PIB, entretanto demorou um pouco mais para perceber as oscilações da atividade econômica se estas fossem medidas pela variação do desemprego. Assim que diagnosticou o efeito, variou a taxa de juros, o que reforça essa preocupação do BC com crescimento e não só com o controle do nível de preços. Entretanto, o gráfico de impulso-resposta da figura 7 exibiu que essa resposta é de pequena magnitude. Na análise acumulada da figura 8, se os choques sobre o desemprego forem sucessivos, a variação da taxa de juros seria negativa, pois, constantes choques na variável desvio do desemprego poderiam disparar um comportamento correspondente à curva de Phillips, esperando menor variação da inflação e, portanto, mais rigidez da Selic, o que reforça a inércia desta taxa, que também não é diminuída com facilidade devido a problemas estruturais de produtividade da indústria brasileira (PIPER, 2013).





**Figura 7: Gráficos da Função Impulso-Resposta para DI\_SA (choque único) (2)**

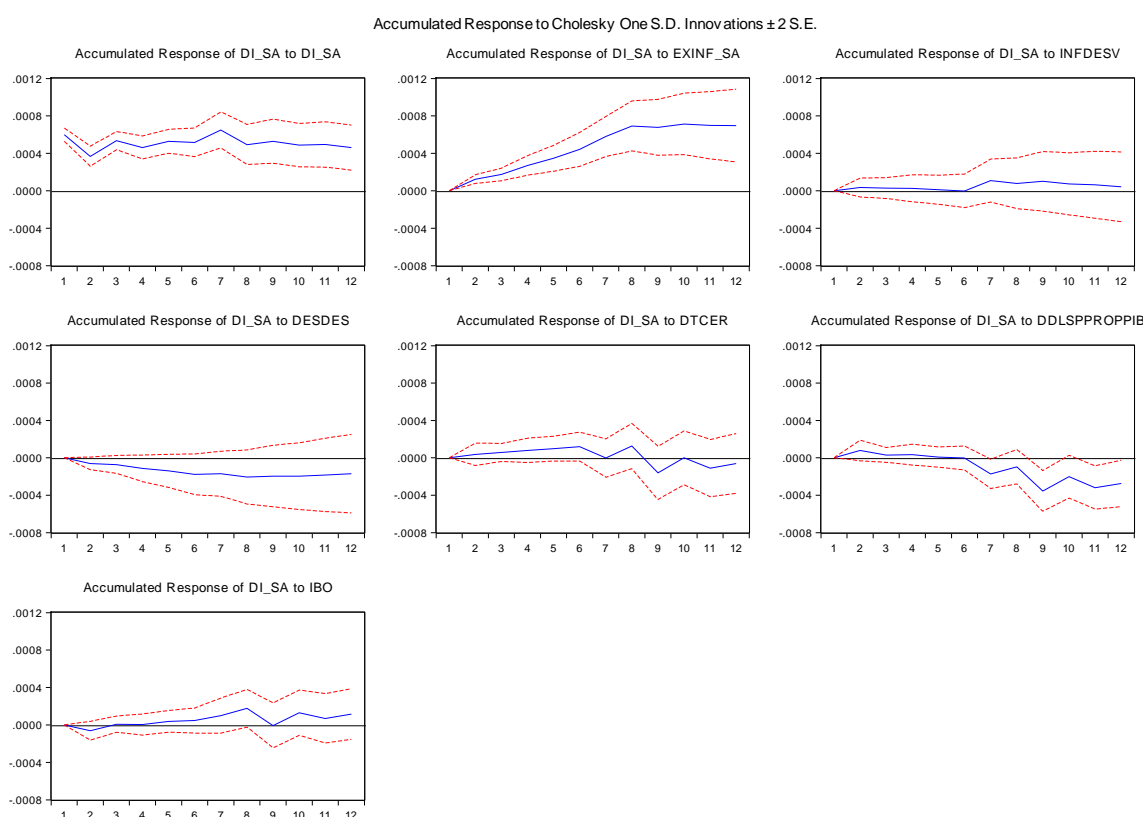
Fonte: Resultados do processo de estimativa.

A taxa de câmbio efetiva real na sua primeira diferença foi significativa no sexto (ao nível de 5%) e no oitavo mês (0,2%). Seu efeito foi negativo, da mesma forma que no modelo com a variação do PIB, sugerindo, portanto, as mesmas conclusões relatadas anteriormente. O comportamento dos gráficos da figura 7 e 8 também foram similares aos do modelo anterior, todavia oscilaram mais no modelo atual, o que sugere que neste último, DI\_SA reagiu um pouco mais dada às variações de DTCER.

A variável DDLSPROPPIB foi significativa nos três períodos: 10% no primeiro mês, 0,2% no sexto e 5% no oitavo. Da mesma forma que foi constatado no modelo com a variação do PIB, induziu aumento em DI\_SA no primeiro mês, seguido de queda na sexta e oitava defasagem, predominando o efeito negativo no VAR.

O Ibovespa apresentou significância no oitavo mês (0,2%) e provocou efeito negativo sobre DI\_SA. Esses resultados também são equivalentes aos obtidos pelo modelo anterior e sugerem as mesmas interpretações. No entanto, ao contrário, o gráfico de impulso-resposta com choques acumulados da figura 8 exibiu que o efeito predominante foi o positivo. Além do mais, se intensificou a partir do sexto mês. Isto aparenta indicar o período de defasagem de seis meses, ou seja, o efeito calendário da

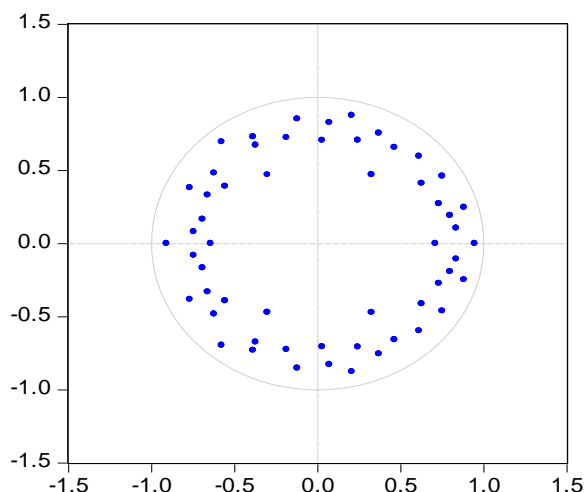
política monetária, e sugere que aumentos sequenciados neste índice faz a taxa Selic variar mais. Choques positivos no índice Bovespa podem representar um aquecimento da atividade econômica, tornando necessária a intervenção da política monetária para assegurar a manutenção da inflação estável, mas, também podem ser indício de que, à medida que a confiança do mercado melhora período a período, em função dos choques sucessivos, abre-se espaço para alterações da Selic em termos de queda desta taxa. Isto porque este já pode ser um indicativo do efeito de longo prazo obtido pelo SVAR, relatado nas linhas posteriores, que, ao contrário do modelo da variação do PIB, apresentou significância do Ibovespa para o longo prazo.



**Figura 8: Gráficos da Função Impulso-Resposta para DI\_SA (choques acumulados) (2)**

Fonte: Resultados do processo de estimativa.

O teste de estabilidade do VAR da figura 9 mostrou que o modelo é estável, pois todos os pontos no gráfico gerado se encontraram dentro do círculo unitário do polinômio, isto é, suas raízes apresentaram módulo inferior à unidade. Se estivessem localizados na linha, seria indício de que os erros do modelo não são estáveis e que, portanto, as variáveis teriam raiz unitária.



**Figura 9: Resultados do Teste de Estabilidade do VAR (2)**

Fonte: Resultados do processo de estimativa.

A ordem das variáveis no modelo foi estabelecida com base no teste de causalidade de Granger do VAR/teste de Wald de exogeneidade em bloco,<sup>11</sup> e é por isto que se difere da ordem do modelo anterior. Seus resultados, exibidos na tabela 13, evidenciam que quando DI\_SA é a variável dependente do sistema, as demais variáveis são em conjunto consideradas exógenas.

**Tabela 13: Teste de causalidade de Granger do VAR/ Teste de Wald de exogeneidade em bloco**

Variável dependente: DI_SA			
Excluída	Estatística $\chi^2$	Graus de liberdade	P-Valor
EXINF_SA	31.20312	3	0.0000
INFDESV	3.767929	3	0.2876
DESDES	13.78553	3	0.0032
DTCER	30.74613	3	0.0000
DDLSPROPIB	28.99305	3	0.0000
IBO	24.58257	3	0.0000
Todas	134.1991	18	0.0000

Fonte: Resultados do processo de estimativa.

O teste de decomposição da variância revelou que a maioria do choque em DI\_SA vem de si mesma e, no primeiro período, ela foi responsável por 100% das mudanças, tal qual no modelo anterior, o que reforça o forte componente inercial da

<sup>11</sup> As saídas completas do teste se encontram no Apêndice da pesquisa.

taxa Selic. As demais variáveis do modelo também foram importantes para explicar o comportamento de DI\_SA de maneira bastante equilibrada ao longo dos 12 meses que o teste exibiu, porém sendo menos participativas do que no modelo da variação do PIB.

**Tabela 14: Análise de Decomposição da Variância de DI\_SA (2)**

Mês	Desvio- Padrão	DI_SA	EXINF_SA	INFDESV	DESDES	DTCER	DDLSPPR OPPIB	IBO
1	0.000599	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.000666	92.92372	3.422895	0.269847	0.815279	0.303179	1.378770	0.886308
3	0.000695	91.30712	3.693517	0.256391	0.778799	0.369904	1.750401	1.843863
4	0.000706	89.31396	5.415430	0.249107	1.092640	0.448723	1.694298	1.785841
5	0.000716	87.83045	6.420451	0.285700	1.206698	0.509668	1.785511	1.961524
6	0.000724	85.96552	7.999182	0.310511	1.446847	0.579055	1.761874	1.937011
7	0.000787	75.58254	9.814532	2.216466	1.231619	2.864947	6.194458	2.095441
8	0.000829	71.69201	10.71326	2.121262	1.284959	4.980401	6.429978	2.778131
9	0.000934	56.57655	8.460868	1.722535	1.022493	13.39345	12.73329	6.090823
10	0.000972	52.43761	7.960867	1.667541	0.944615	15.12695	14.25248	7.609936
11	0.000987	50.80635	7.736661	1.626526	0.934761	15.89859	15.23467	7.762437
12	0.000992	50.48043	7.670227	1.660132	0.944989	16.00954	15.31321	7.921480

Fonte: Resultados do processo de estimativa.

#### 5.4 Resultados do modelo SVAR com o desvio da taxa de desemprego

O resultado obtido para o longo prazo pelo modelo SVAR com o desvio da taxa de desemprego é apresentado na tabela 15.

Na análise do modelo, pode-se inferir que todas as variáveis foram significativas, apresentando com isso, impactos de longo prazo em DI\_SA. O sentido dos impactos, medido pelos coeficientes, foram os mesmos do modelo da variação do PIB. O desvio da taxa de desemprego também foi positivo, ocasionando aumento da variação da taxa Selic. Isso sugere novamente que a autoridade monetária reage a movimentos na atividade econômica.

INFDESV, diferente do modelo anterior, apresentou significância e seu impacto foi positivo, como o esperado, o que indica que o BC reage aos movimentos

dessa variável no longo prazo. O gráfico da figura 8 para essa variável já havia indicado este efeito.

**Tabela 15: Resultados da Estimativa do Modelo SVAR**

	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística z	P- Valor
C(77)	0.000377	2.21E-05	17.08801	0.0000
C(76)	0.000364	3.78E-05	9.628031	0.0000
C(75)	0.000252	4.58E-05	5.493504	0.0000
C(74)	0.000328	5.18E-05	6.330976	0.0000
C(73)	-0.000153	5.60E-05	-2.728744	0.0064
C(72)	-0.000160	5.75E-05	-2.786128	0.0053
C(71)	0.000115	5.86E-05	1.965578	0.0493

Fonte: Resultados do processo de estimativa.

Finalizando, a variável IBO também foi significativa, ao contrário do modelo da variação do PIB, e apresentou efeitos positivos sobre DI\_SA. Isto é, no longo prazo, um aumento dela provoca variação da taxa de juros, o que já havia sido apontado no gráfico desta variável da figura 8.

### 5.5 Análise e comparação entre os dois modelos apresentados

De maneira geral, pode-se dizer que ambos os modelos empíricos pareceram exibir comportamento esperado para as variáveis inseridas. Ademais, os resultados estiveram, em sua maioria, de acordo com os estudos empíricos realizados para o Brasil apresentados no capítulo 3. A inércia (suavização) da taxa de juros foi perceptível em ambos os modelos pelo comportamento de DI\_SA sobre ela mesma, além de se apresentar também na análise de decomposição da variância de DI\_SA. A variável de taxa de câmbio efetiva real foi significativa nos dois modelos somente nas defasagens sexta e oitava, o que sugere que o BC deveria levar mais em consideração os movimentos reais do câmbio em suas decisões, tal qual Holland (2005) e Piper (2013) também argumentaram.

A importância da variável de expectativa de inflação e seu efeito positivo sobre DI\_SA são indicativos do comportamento *forward-looking* do BC. A variável DDLSPPROPIB causou flutuação em DI\_SA, o que sugere que a política monetária reage a movimentos da política fiscal.

A variável INFDESV que foi uma das contribuições deste trabalho<sup>12</sup>, que inovou ao considerar os desvios da inflação corrente em relação a sua média de longo prazo como melhor medida de dispersão, foi significativa no sexto mês, um indicativo do efeito calendário da economia brasileira. Além disso, seu efeito foi positivo, o que apresenta que o BC reage aos movimentos dela na sua tomada de decisão.

PIBVAR e DESDES causaram flutuação na DI\_SA, o que sugere que o BC leva em consideração os movimentos da atividade econômica na sua tomada de decisão, embora a resposta para variável DESDES tenha sido mais demorada que a da PIBVAR no modelo, e de menor magnitude, pela análise dos gráficos de impulso-resposta. Cabe ressaltar que, observando os coeficientes destas variáveis em ambos os modelos VAR estimados, nota-se que o impacto de DESDES foi maior.

Além disso, o segundo modelo apresentou significância de todas as variáveis para o longo prazo, o que não ocorreu no modelo da variação do PIB, no qual INFDESV e IBO não foram significativas. No SVAR do modelo com DESDES, ambas as variáveis apresentaram efeitos positivos sobre DI\_SA, o que se evidenciou igualmente na análise dos gráficos de impulso-resposta com choques acumulados da figura 8, que investigam os efeitos de uma mudança de conduta da autoridade monetária.

Sendo assim, pode-se afirmar que ambos os modelos foram eficazes para a análise e, de certa forma, acabaram se completando em seus resultados.

---

<sup>12</sup> Como a dispersão da inflação efetiva do centro da meta de inflação em direção ao limite superior ocorreu, principalmente, a partir de 2006, foi realizada uma tentativa de estimar ambos os modelos com os períodos separados: o primeiro até 2005 e o segundo a partir de 2006. Todavia, seus resultados indicaram a presença de raiz unitária em um dos períodos no teste de estabilidade do VAR, o que aponta que o modelo não era estável e, por isso, não foi relatado.

## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho visou estimar duas funções de reação para o Banco Central do Brasil como uma adaptação da regra de Taylor (1993), bem como da própria regra original utilizada por essa Instituição. Deste modo, foi acrescida a questão dos desvios da inflação efetiva em relação a sua média de longo prazo ao invés da meta, como medida mais eficaz para captar a dispersão da inflação e melhor forma de representar a hipótese da pesquisa. Além disso, as expectativas do mercado foram incluídas na função de reação do BC, por meio do índice Bovespa, e a dívida líquida do setor público em proporção do PIB foi usada como uma variável fiscal dentro do modelo de política monetária. As expectativas de inflação também fazem parte do modelo para fornecer o conteúdo *forward-looking* à regra, juntamente com a taxa de câmbio efetiva real, como representante dos choques internacionais, e os valores defasados da Selic, para captar efeitos inerciais desta taxa. A questão dos choques da atividade econômica foi representada pelas variáveis de variação do PIB e desvio da taxa de desemprego de sua tendência de longo prazo, cada qual em um modelo, sendo isto, portanto, o que é diferente em cada um deles.

Para tanto, utilizou-se modelos econométricos VAR e SVAR, para obter as relações de curto e longo prazo, respectivamente, entre as variáveis. Os resultados sugerem que as variáveis selecionadas foram importantes para explicar o comportamento da taxa Selic no Brasil e, portanto, impactaram nas decisões de política monetária. Ademais, ambos os modelos estimados foram eficazes para a análise e, de certa forma, acabaram se completando em seus resultados.

Predominou o comportamento inercial da taxa Selic, visto a significância e os valores dos coeficientes da  $DI\_SA$  nos modelos e por suas análises de decomposição da variância. A significância da variável de expectativas de inflação e o seu impacto positivo em  $DI\_SA$ , da mesma forma que as flutuações nesta última ocasionadas pelo índice Bovespa, preconizam o comportamento *forward-looking* do BC, o que está de acordo com as ideias do Novo Consenso Macroeconômico. As séries de variação do PIB e o desvio do desemprego também foram significantes, o que é um indicador de que o Banco Central do Brasil tem reagido a movimentos na atividade econômica, considerando também crescimento econômico nas suas decisões de política monetária. A variável de dívida pública em proporção do PIB causou flutuação em  $DI\_SA$ , o que sugere que a política monetária também considera os movimentos da política fiscal.

A variável de desvio da inflação em relação a sua média de longo prazo, INFDESV, foi significativa no sexto mês, um indicativo do efeito calendário da economia brasileira. Além disso, seu efeito foi positivo, o que apresenta que o BC exerce reação aos seus movimentos na sua tomada de decisão.

As expectativas de inflação dos agentes, bem como, o desvio da inflação, que são medidas de dispersão, precisam ser bem ancoradas à meta de inflação e, para tanto, a credibilidade no regime é fundamental. O modelo sugere que o BC reage a esses desvios, fazendo a taxa de juros variar para combater pressões inflacionárias. Entretanto, à medida que esta instituição indicar uma mudança de conduta, como uma flexibilização do regime, as expectativas dos agentes poderão sofrer alterações ao passo que estas não são estáticas e sim revisadas pelos agentes no decorrer do período. Sendo assim, o BC deveria trabalhar na tentativa de conduzir a inflação para o centro da meta, e não se satisfazer em mantê-la dentro do limite superior.



## REFERÊNCIAS

ALMEIDA, C. L.; PERES, M. A.; SOUZA, G. S.; TABAK, B. M. *Optimal Monetary Rules: the Case of Brazil. Working Paper Series*, Brasília: Banco Central do Brasil, n. 63, fev. 2003.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Carta aberta ao Ministro da Fazenda**, jan. 2003. Disponível em: < <https://www.bcb.gov.br/htms/relinf/carta2003.pdf>>. Acesso em: 10 ago. 2015.

\_\_\_\_\_. **Instituições top 5-2015**, jan. 2016. Disponível em: <[http://www4.bcb.gov.br/pec/GCI/PORT/Focus/Top5\\_RankingAnual/T20160129-Institui%C3%A7%C3%B5es%20Top%205%20-%202015.pdf](http://www4.bcb.gov.br/pec/GCI/PORT/Focus/Top5_RankingAnual/T20160129-Institui%C3%A7%C3%B5es%20Top%205%20-%202015.pdf)>. Acesso em: 02 fev. 2016.

\_\_\_\_\_. **Normas do Sistema de Metas para a Inflação**. Resoluções e Decretos diversos. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?METASNORMA>>. Acesso em: 04 jul. 2015.

\_\_\_\_\_. **Relatório de Inflação**, jun. 1999. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/htms/relinf>>. Acesso em: 12 set. 2015.

\_\_\_\_\_. **Relatório de Inflação**, jun. 2000. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?relinf>>. Acesso em: 10 ago. 2015.

\_\_\_\_\_. **Relatório de Inflação**, mar. 2008. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br>>. Acesso em: 06 out. 2015.

\_\_\_\_\_. **Relatório de Inflação**, mar. 2012. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/htms/relinf>>. Acesso em: 12 set. 2015.

\_\_\_\_\_. **Série perguntas mais frequentes: Preços Administrados**, mar. 2015. Disponível em: <<http://www4.bcb.gov.br/pec/gci/port/focus/faq%205-pre%C3%A7os%20administrados.pdf>> . Acesso em: 10 dez. 2015.

\_\_\_\_\_. **Sistema de Metas para a Inflação**. Brasília: Banco Central do Brasil. Disponível em: < <http://www.bcb.gov.br/?sismetas>>. Acesso em: 04 jul. 2015.

BARBOZA, R. M. **Mecanismos de transmissão da política monetária e nível da taxa de juros no Brasil: existe relação?** 2012. Dissertação (Mestrado)- Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2012.

BARCELLOS NETO, P.C.F. **O Sistema de metas para a inflação: uma avaliação empírica da experiência brasileira.** 2007. Tese (Doutorado)- Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2007.

BARRO, R. J.; GORDON, D. B. *Rules, discretion, and reputation in a model of monetary policy.* **NBER Working Paper Series**, n. 1079, fev. 1983.

BERNANKE, B. S.; MISHKIN, F. *Inflation targeting: A new framework for monetary policy?* **Journal of Economic Perspectives**, v.11, n.2, p. 97-116, 1997.

BIONDI, R. L.; TONETO JR, R. *O desempenho dos países que adotaram o Regime de Metas Inflacionárias: uma análise comparativa.* **Cadernos PROLAM/USP**, São Paulo, v. 2, ano 4, p. 7-31, 2005.

BIONDI, R. L.; TONETO JR, R. *Regime de Metas Inflacionárias: os impactos sobre o desempenho econômico dos países.* **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 38, n. 4, p. 873-903, out./dez. 2008.

BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A.; WERLANG, S. R. C. *Implementing inflation targeting in Brazil.* **Working Papers Series**, Brasília: Banco Central do Brasil, n. 1, jul. 2000.

BRYANT, R.; HOOPER, P.; MANN, C. **Evaluating Policy Regimes: New Research in Empirical Macroeconomics.** The Brookings Institution, 1993.

CAMPOS, B. G. **Credibilidade e Função de Reação do Banco Central do Brasil.** 2015. Dissertação (Mestrado)- Escola Brasileira de Economia e Finanças, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2015.

CARVALHO, F. A.; MINELLA, A. Previsões de mercado no Brasil: desempenho e determinantes. *Dez Anos de Metas para a Inflação no Brasil 1999-2009.* **Banco Central do Brasil**, Brasília, p. 169-226, 2011. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br>>. Acesso em: 20 fev. 2015.

CHATFIELD, C. **The analysis of time series**. 5 ed. London: Chapman e Hall, 1995.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. *Monetary policy rules in practice: some international evidence*. **Economic Research Reports**, set. 1997.

\_\_\_\_\_. *Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory*. **NBER Working Paper Series**, n. 6442, mar. 1998.

CUKIERMAN, A. *Central Bank Independence and Policy Results: Theory and Evidence*. **Leitura preparada para a Conferência Internacional: "Stability and Economic Growth: The Role of the Central Bank"**, Cidade do México, 14-15 de Novembro de 2005, fev. 2006.

CUKIERMAN, A. *et al. Central Bank Independence, Growth, Investment and Real Rates*. **Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy**, n. 39, p. 95-140, 1993.

CUKIERMAN, A.; WEBB, S. B.; NEYAPTY, B. *Measuring the Independence of Central Banks and Its Effect on Policy Outcomes*. **The World Bank Economic Review**, v. 6, p. 353-398, 1992.

CUKIERMAN, A.; WEBB, S. B. *Political Influence on the Central Bank: International Evidence*. **The World Bank Economic Review**, n. 03, p. 397-423, set. 1995.

DORNBUSCH, R. *Expectations and Exchange Rate Dynamics*. **The Journal of Political Economy**, v. 84, n. 6, p. 1161-1176, 1976.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. John Wiley & Sons, 1995.

FERRARI FILHO, F.; PAULA, L. F. *A crise das finanças desregulamentadas: o que fazer?* **Revista de Economia Política**, v.29, n.1, p.142-144, jan./mar. 2009.

FIGUEIREDO, F. M. R.; GOUVEA, S. *Repassa cambial para a inflação: o papel da rigidez de preços. Dez Anos de Metas para a Inflação no Brasil 1999-2009*. **Banco Central do Brasil**, Brasília, p. 128-168, 2011. Disponível em: < <http://www.bcb.gov.br>>. Acesso em: 10 jun. 2015.

FRAGA NETO, A. Dez anos de Metas para a inflação. *Dez Anos de Metas para a Inflação no Brasil 1999-2009*. Banco Central do Brasil, Brasília, p. 23-34, 2011. Disponível em: < <http://www.bcb.gov.br>>. Acesso em: 20 fev. 2015.

FREITAS, P. S.; MUINHOS, M.K. *A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil*. Working Paper Series, Brasília: Banco Central do Brasil, n. 18, abr. 2001.

FRIEDMAN, M. *The role of monetary policy*. **The American Economic Review**, v.58, n.1, mar. 1968.

FURLANI, L. G. C.; PORTUGAL, M. S.; LAURINI, M. P. *Exchange rate movements and monetary policy in Brazil: Econometric and simulation evidence*. **Economic Modelling**, n. 27, p. 284-295, 2010.

GOMES, C.; HOLLAND, M. *Regra de Taylor e política monetária em condições de endividamento público no Brasil*. **ECONOMIA**, v.4, n. 2, p.333-361, jul./dez. 2003.

GOODFRIEND, M. *Interest rate smoothing and price level trend-stationarity*. **Journal of Monetary Economics**, n. 19, p. 335-348, 1987.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 7 ed. New Jersey: Prentice Hall, 2012.

GRILLI, V.; MASCIANDARO, D.; TABELLINI, G. *Political and monetary institutions and public financial policies in the industrial countries*. **Economic Policy**, v. 06, n. 13, p. 341-392, out. 1991.

GUTIÉRREZ, E. *Inflation Performance and Constitutional Central Bank Independence: Evidence from Latin America and the Caribbean*. **IMF Working Paper**, mar. 2003.

HANSEN, A. H. **A guide to Keynes**. Nova York: McGraw-Hill, 1953.

HICKS, J. R. *Mr. Keynes and the "Classics"; A Suggested Interpretation*. **Econometrica**, v.5, p. 147-159, abr.1937.

HOLLAND, M. Monetary and Exchange Rate Policy in Brazil after Inflation Targeting. In: *VIII Encontro de Economia da Região Sul*, 2005, Porto Alegre. **Anais...Porto Alegre: ANPECSUL**, 2005.

**INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA.** Banco de dados IPEADATA. Disponível em: <[www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)>. Acesso em: 20 abr. 2015.

**INTERNATIONAL MONETARY FUND. International Financial Statistics (IFS).** Disponível em: <<http://data.imf.org>>. Acesso em: 20 mar. 2015.

JÁCOME, L. I.; VÁZQUEZ, F. *Any Link Between Legal Central Bank Independence and Inflation? Evidence from Latin America and the Caribbean.* **IMF Working Paper**, abr. 2005.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. *Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans.* **The Journal of Political Economy**, v. 85, p. 473-492, jun. 1977.

LUCAS, R. E. **Econometric policy Evaluation: A critique**, 1976.

MANKIW, N. G. *A Quick Refresher Course in Macroeconomics.* **Journal of Economic Literature**, v. 28, dez. 1990.

MANKIW, N. G.; MIRON, J. A. *Should the Fed smooth interest rates? The case of seasonal monetary policy.* **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, n. 34, p. 41-70, 1991.

MANKIW, N. G.; ROMER, D. *et al. New keynesian economics.* **MIT Press Readings Economics**, v. 1, 1992.

MENDONÇA, H. F. *Metas para inflação e taxa de juros no Brasil: uma análise do efeito dos preços livres e administrados.* **Revista de Economia Política**, v. 27, n. 3, p. 431-451, jul./set. 2007.

MINELLA, A. *Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): A VAR Estimation.* **RBE**, v. 57, n. 3, p. 605-635, jul./set. 2003.

MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. *Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility.* **Working Paper Series**, Brasília: Banco Central do Brasil, n. 77, jul. 2003.

\_\_\_\_\_. *Inflation Targeting in Brazil: Lessons e Challenges*. **Working Paper Series**, Brasília: Banco Central do Brasil, n. 53, nov. 2002.

MINELLA, A; SOUZA-SOBRINHO, N. F. Canais monetários no Brasil sob a ótica de um Modelo Semiestrutural. *Dez Anos de Metas para a Inflação no Brasil 1999-2009*. **Banco Central do Brasil**, Brasília, p. 35-93, 2011. Disponível em: < <http://www.bcb.gov.br>>. Acesso em: 20 fev. 2015.

OREIRO, J. L. C.; BASILIO, F. A. C. *A crise financeira brasileira: uma análise a partir do conceito de fragilidade financeira à la Minsky*. **Revista de Economia Política**, v.29, n.1, p. 146-148, jan./mar. 2009.

PIPER, D. **A taxa básica de juros da economia brasileira e o Regime de Metas de Inflação: comportamento e determinantes**. 2013. Dissertação (Mestrado)- Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Estadual de Maringá, Maringá, 2013.

ROGOFF, K. "The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target." **The Quarterly Journal of Economics**, p. 1169-1189, Nov. 1985.

ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. 4 ed. Nova Iorque: Mc Graw-Hill, 2012.

RUDEBUSCH, G. D. *Federal Reserve interest rate targeting, rational expectations, and the term structure*. **Journal of Monetary Economics**, n. 35, p. 245-274, 1995.

SACK, B.; WIELAND, V. *Interest-Rate Smoothing and Optimal Monetary Policy: A Review of Recent Empirical Evidence*. **Journal of Economics and Business**, 2000.

SANTOS, A. S. **Independência do Banco Central no Brasil: a rotatividade dos diretores do COPOM e os agregados monetários na determinação das taxas de juros (2001-2011)**. 2013. Dissertação (Mestrado)- Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, Universidade Estadual de Maringá, Maringá, 2013.

SILVA, A. D. B. M.; MEDEIROS, O. L. Conceitos e estatísticas da dívida pública. *Dívida pública: a experiência brasileira*. **Tesouro Nacional**, Brasília, p. 101-128, 2009. Disponível em: < <http://www3.tesouro.gov.br>>. Acesso em: 15 mai. 2015.

SIMONSEN, M. H. **Dinâmica Macroeconômica**. McGraw-Hill, 1983.

SIMS, C. A. *Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?* Federal Reserve Bank of Minneapolis. **Quarterly Review**, 1986.

SIMS, C. *Macroeconomics and Reality*. **Econometrica**, 1980.

SVENSSON, L. E. O. *Inflation targeting as a monetary policy rule*. **Journal of Monetary Economics**, v. 43, p.607-654, 1999.

\_\_\_\_\_. *Open-economy inflation targeting*. **Journal of International Economics**, v. 50, p. 155-183, 2000.

\_\_\_\_\_. *Optimal inflation targets, 'conservative' central banks, and linear inflation contracts*. **NBER Working Paper Series**, n. 5251, set. 1995.

TAYLOR, J. *Discretion versus policy rules in practice*. **Carnegie-Rochester Conference on Public Policy**, n. 39, p.195-214, 1993.

TEIXEIRA, A. M.; DIAS, M. H. A.; DIAS, J. *A conduta de política monetária do Banco Central e o efeito calendário no Brasil*. **Economia Aplicada**, v. 14, n. 3, jul./set. 2010.

TEIXEIRA, A. M. **O Novo Consenso Macroeconômico e Regras de Conduta: formação de expectativas e rotatividade** 2009. Dissertação (Mestrado)- Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, Universidade Estadual de Maringá, Maringá, 2009.

THORNTON, D. L. *The Fed and short-term rates: is it open market operations, open mouth operations or interest rate smoothing?* **Journal of Banking & Finance**, n. 28, p. 475-498, 2004.

WALSH, C. E. *Optimal Contracts for Central Bankers*. **The American Economic Review**, v. 85, p. 150-167, mar. 1995.

YELLEN, J. L. *Efficiency Wage Models of Unemployment*. **AEA Papers and Proceedings**, v. 74, n.2, mai.1984.

## **APÊNDICE**



## Apêndice A

**Teste de causalidade de Granger do VAR/ Teste de Wald de exogeneidade em bloco (modelo com variação do PIB)**

Dependent variable: DI\_SA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
EXINF_SA	50.47795	3	0.0000
INFDESV	6.014618	3	0.1109
PIBVAR	15.34651	3	0.0015
DDLSPROPPIB	39.73250	3	0.0000
DTCER	28.56306	3	0.0000
IBO	21.72403	3	0.0001
All	137.9292	18	0.0000

Dependent variable: EXINF\_SA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DI_SA	4.164078	3	0.2443
INFDESV	3.519971	3	0.3182
PIBVAR	1.872020	3	0.5994
DDLSPROPPIB	11.24730	3	0.0105
DTCER	19.36090	3	0.0002
IBO	2.382803	3	0.4968
All	53.17470	18	0.0000

Dependent variable: INFDESV

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DI_SA	10.51477	3	0.0147
EXINF_SA	3.313506	3	0.3458
PIBVAR	4.777002	3	0.1889
DDLSPROPPIB	2.121616	3	0.5476
DTCER	20.48634	3	0.0001
IBO	23.00001	3	0.0000
All	58.13617	18	0.0000

Fonte: Resultados do processo de estimativa.

(Continua)

**Teste de causalidade de Granger do VAR/ Teste de Wald de exogeneidade em bloco (modelo com variação do PIB)**

Dependent variable: PIBVAR

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DI_SA	2.893200	3	0.4084
EXINF_SA	5.092648	3	0.1651
INFDESV	4.532788	3	0.2094
DDLSPROPPIB	2.493371	3	0.4765
DTCER	0.204249	3	0.9769
IBO	1.626544	3	0.6534
All	16.33626	18	0.5691

Dependent variable: DDLSPROPPIB

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DI_SA	0.160243	3	0.9837
EXINF_SA	6.679585	3	0.0828
INFDESV	2.989875	3	0.3932
PIBVAR	3.403776	3	0.3335
DTCER	5.159926	3	0.1605
IBO	12.63772	3	0.0055
All	57.64967	18	0.0000

Dependent variable: DTCER

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DI_SA	1.083492	3	0.7811
EXINF_SA	0.767522	3	0.8572
INFDESV	3.563065	3	0.3127
PIBVAR	0.742647	3	0.8631
DDLSPROPPIB	2.661312	3	0.4468
IBO	17.57344	3	0.0005
All	33.86717	18	0.0131

Dependent variable: IBO

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DI_SA	1.500801	3	0.6821
EXINF_SA	1.646331	3	0.6489
INFDESV	0.320590	3	0.9561
PIBVAR	1.308466	3	0.7271
DDLSPROPPIB	3.283304	3	0.3500
DTCER	0.845199	3	0.8386
All	14.33506	18	0.7070

Fonte: Resultados do processo de estimativa.

(Conclusão)

## Apêndice B

### Teste de causalidade de Granger do VAR/ Teste de Wald de exogeneidade em bloco (modelo com desvio do desemprego)

---



---

Dependent variable: DI\_SA

---

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
EXINF_SA	31.20312	3	0.0000
INFDESV	3.767929	3	0.2876
DESDES	13.78553	3	0.0032
DTCER	30.74613	3	0.0000
DDLSPROPIB	28.99305	3	0.0000
IBO	24.58257	3	0.0000
All	134.1991	18	0.0000

---



---

Dependent variable: EXINF\_SA

---

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DI_SA	15.79933	3	0.0012
INFDESV	2.087869	3	0.5544
DESDES	5.141611	3	0.1617
DTCER	12.64737	3	0.0055
DDLSPROPIB	7.260856	3	0.0640
IBO	13.43617	3	0.0038
All	71.57916	18	0.0000

---



---

Dependent variable: INFDESV

---

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DI_SA	10.60202	3	0.0141
EXINF_SA	4.897401	3	0.1795
DESDES	3.777072	3	0.2866
DTCER	18.96646	3	0.0003
DDLSPROPIB	5.590072	3	0.1333
IBO	35.28636	3	0.0000
All	105.5628	18	0.0000

---



---

Fonte: Resultados do processo de estimativa.

(Continua)

**Teste de causalidade de Granger do VAR/ Teste de Wald de exogeneidade em bloco (modelo com desvio do desemprego)**

Dependent variable: DESDES

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DI_SA	2.753014	3	0.4313
EXINF_SA	9.135126	3	0.0275
INFDES	1.765911	3	0.6224
DTCER	4.973735	3	0.1737
DDLSPROPPIB	2.762927	3	0.4296
IBO	0.591220	3	0.8984
All	29.31285	18	0.0447

Dependent variable: DTCER

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DI_SA	1.970434	3	0.5786
EXINF_SA	1.541304	3	0.6728
INFDES	3.477186	3	0.3237
DESDES	0.205217	3	0.9767
DDLSPROPPIB	1.785106	3	0.6182
IBO	9.928110	3	0.0192
All	26.89610	18	0.0810

Dependent variable: DDLSPROPPIB

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DI_SA	1.617978	3	0.6553
EXINF_SA	1.970729	3	0.5785
INFDES	0.984685	3	0.8050
DESDES	2.249121	3	0.5223
DTCER	4.658616	3	0.1986
IBO	9.464838	3	0.0237
All	30.35868	18	0.0341

Dependent variable: IBO

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DI_SA	3.236344	3	0.3566
EXINF_SA	1.881048	3	0.5975
INFDES	1.627491	3	0.6532
DESDES	4.202325	3	0.2404
DTCER	2.889672	3	0.4090
DDLSPROPPIB	1.458039	3	0.6920
All	15.83330	18	0.6042

Fonte: Resultados do processo de estimativa.

(Conclusão)

## Apêndice C

## Modelo VAR com a variação do PIB (completo)

	DI_SA	EXINF_SA	INFDESV	PIBVAR	DDLSPPRO PPIB	DTCER	IBO
DI_SA(-1)	-0.338756 (0.07519) [-4.50505]	0.749444 (0.42354) [ 1.76946]	0.508087 (0.26290) [ 1.93265]	-3.055126 (4.64179) [-0.65818]	0.088254 (0.92706) [ 0.09520]	5.251867 (5.26154) [ 0.99816]	-10.64920 (8.82905) [-1.20616]
DI_SA(-6)	0.133299 (0.06266) [ 2.12725]	-0.397011 (0.35296) [-1.12482]	-0.654344 (0.21908) [-2.98676]	6.265370 (3.86818) [ 1.61972]	-0.101022 (0.77256) [-0.13076]	-1.215789 (4.38464) [-0.27728]	3.718433 (7.35759) [ 0.50539]
DI_SA(-8)	-0.110077 (0.06161) [-1.78670]	0.369518 (0.34702) [ 1.06483]	-0.031685 (0.21540) [-0.14710]	1.335634 (3.80315) [ 0.35119]	0.291319 (0.75957) [ 0.38353]	2.022362 (4.31093) [ 0.46912]	-2.326508 (7.23390) [-0.32161]
EXINF_SA(-1)	0.053232 (0.00960) [ 5.54308]	0.937509 (0.05409) [ 17.3319]	0.050552 (0.03357) [ 1.50565]	0.210174 (0.59281) [ 0.35454]	-0.282771 (0.11840) [-2.38833]	-0.299561 (0.67196) [-0.44580]	-0.885880 (1.12758) [-0.78565]
EXINF_SA(-6)	-0.015935 (0.01345) [-1.18461]	0.053490 (0.07577) [ 0.70596]	-0.038634 (0.04703) [-0.82146]	-1.645126 (0.83039) [-1.98115]	0.075297 (0.16585) [ 0.45402]	-0.053838 (0.94126) [-0.05720]	1.095435 (1.57946) [ 0.69355]
EXINF_SA(-8)	-0.030105 (0.01053) [-2.85771]	-0.074572 (0.05934) [-1.25673]	-0.008231 (0.03683) [-0.22347]	1.102904 (0.65031) [ 1.69597]	0.075254 (0.12988) [ 0.57941]	-0.000980 (0.73713) [-0.00133]	0.005047 (1.23694) [ 0.00408]
INFDESV(-1)	-0.024007 (0.02720) [-0.88267]	-0.053082 (0.15320) [-0.34650]	0.521444 (0.09509) [ 5.48371]	-0.207354 (1.67894) [-0.12350]	-0.439207 (0.33532) [-1.30982]	-3.440531 (1.90311) [-1.80785]	-0.458223 (3.19348) [-0.14349]
INFDESV(-6)	0.053668 (0.02564) [ 2.09312]	-0.204825 (0.14442) [-1.41823]	-0.004658 (0.08964) [-0.05196]	3.254331 (1.58279) [ 2.05607]	-0.163816 (0.31612) [-0.51821]	-0.888029 (1.79412) [-0.49497]	-1.191187 (3.01059) [-0.39567]
INFDESV(-8)	-0.019389 (0.02097) [-0.92439]	-0.086645 (0.11814) [-0.73341]	-0.004441 (0.07333) [-0.06057]	-0.659992 (1.29475) [-0.50975]	-0.295519 (0.25859) [-1.14282]	0.321307 (1.46762) [ 0.21893]	1.156381 (2.46271) [ 0.46956]
PIBVAR(-1)	-0.003695 (0.00170) [-2.17786]	0.012995 (0.00956) [ 1.35966]	-0.009503 (0.00593) [-1.60190]	0.021423 (0.10474) [ 0.20453]	-0.020164 (0.02092) [-0.96392]	-0.035188 (0.11873) [-0.29638]	0.042431 (0.19923) [ 0.21298]
PIBVAR(-6)	0.004140 (0.00168) [ 2.45842]	-0.005870 (0.00948) [-0.61892]	0.011817 (0.00589) [ 2.00723]	0.073776 (0.10395) [ 0.70974]	-0.020393 (0.02076) [-0.98231]	0.055694 (0.11783) [ 0.47267]	0.116036 (0.19772) [ 0.58688]
PIBVAR(-8)	0.005679 (0.00156) [ 3.63353]	-0.003532 (0.00880) [-0.40113]	0.002875 (0.00546) [ 0.52613]	-0.252386 (0.09649) [-2.61569]	0.004248 (0.01927) [ 0.22043]	-0.052291 (0.10937) [-0.47810]	-0.133880 (0.18353) [-0.72947]

Fonte: Resultados do processo de estimativa.

(Continua)

### Modelo VAR com a variação do PIB (completo)

	DDLSPPRO						
	DI_SA	EXINF_SA	INFDESV	PIBVAR	PPIB	DTCER	IBO
DDLSPPROPIB(-1)	0.013176 (0.00653) [ 2.01805]	0.081018 (0.03678) [ 2.20306]	0.014584 (0.02283) [ 0.63890]	0.496211 (0.40304) [ 1.23118]	-0.346577 (0.08049) [-4.30560]	0.284458 (0.45685) [ 0.62266]	1.239817 (0.76661) [ 1.61728]
DDLSPPROPIB(-6)	-0.030995 (0.00613) [-5.05829]	-0.072310 (0.03451) [-2.09505]	0.010205 (0.02142) [ 0.47634]	-0.375514 (0.37826) [-0.99274]	-0.007196 (0.07555) [-0.09526]	-0.640407 (0.42876) [-1.49362]	0.361084 (0.71948) [ 0.50187]
DDLSPPROPIB(-8)	-0.015813 (0.00679) [-2.32916]	-0.036266 (0.03824) [-0.94834]	-0.026193 (0.02374) [-1.10349]	0.321867 (0.41911) [ 0.76798]	0.014930 (0.08370) [ 0.17836]	-0.057663 (0.47507) [-0.12138]	-0.201087 (0.79718) [-0.25225]
DTCER(-1)	-0.000852 (0.00157) [-0.54218]	0.035547 (0.00885) [ 4.01834]	0.022155 (0.00549) [ 4.03483]	-0.014972 (0.09695) [-0.15443]	-0.023153 (0.01936) [-1.19572]	-0.026211 (0.10989) [-0.23851]	-0.168711 (0.18441) [-0.91488]
DTCER(-6)	-0.003119 (0.00166) [-1.88216]	-0.001365 (0.00933) [-0.14628]	0.005015 (0.00579) [ 0.86568]	0.024682 (0.10229) [ 0.24130]	-0.034885 (0.02043) [-1.70761]	-0.078601 (0.11595) [-0.67790]	-0.011596 (0.19456) [-0.05960]
DTCER(-8)	-0.007869 (0.00157) [-5.00161]	-0.016646 (0.00886) [-1.87847]	-0.010407 (0.00550) [-1.89194]	0.034981 (0.09712) [ 0.36019]	-0.017115 (0.01940) [-0.88236]	0.053400 (0.11009) [ 0.48508]	0.012984 (0.18473) [ 0.07029]
IBO(-1)	-0.000847 (0.00082) [-1.03634]	0.003090 (0.00460) [ 0.67116]	0.013613 (0.00286) [ 4.76384]	0.052182 (0.05046) [ 1.03420]	0.005330 (0.01008) [ 0.52889]	-0.231976 (0.05719) [-4.05606]	0.007525 (0.09597) [ 0.07841]
IBO(-6)	0.000974 (0.00085) [ 1.14774]	0.006962 (0.00478) [ 1.45601]	0.001356 (0.00297) [ 0.45685]	0.042311 (0.05240) [ 0.80739]	-0.034434 (0.01047) [-3.28997]	-0.044291 (0.05940) [-0.74562]	-0.176087 (0.09968) [-1.76656]
IBO(-8)	-0.003489 (0.00082) [-4.27717]	0.000333 (0.00459) [ 0.07240]	-0.000929 (0.00285) [-0.32560]	0.019449 (0.05035) [ 0.38627]	-0.012600 (0.01006) [-1.25295]	0.045716 (0.05707) [ 0.80099]	-9.45E-05 (0.09577) [-0.00099]
C	-0.000423 (0.00031) [-1.36314]	0.004047 (0.00175) [ 2.31708]	-0.000547 (0.00108) [-0.50501]	0.027632 (0.01914) [ 1.44357]	0.005718 (0.00382) [ 1.49564]	0.023281 (0.02170) [ 1.07299]	0.007336 (0.03641) [ 0.20150]
D0203	-0.000618 (0.00040) [-1.53863]	0.008891 (0.00226) [ 3.93158]	0.001607 (0.00140) [ 1.14492]	0.012689 (0.02479) [ 0.51194]	0.019210 (0.00495) [ 3.88070]	0.053959 (0.02809) [ 1.92066]	0.035526 (0.04714) [ 0.75357]
D0809	-0.000384 (0.00020) [-1.93215]	-0.000650 (0.00112) [-0.57986]	0.000373 (0.00070) [ 0.53624]	-0.002967 (0.01228) [-0.24161]	-0.002387 (0.00245) [-0.97344]	-0.004959 (0.01392) [-0.35634]	-0.035893 (0.02335) [-1.53688]

Fonte: Resultados do processo de estimativa.

(Conclusão)

## Apêndice D

## Modelo VAR com o desvio do desemprego (completo)

	DI_SA	EXINF_SA	INFDESV	DESDES	DTCER	DDLSPPRO PPIB	IBO
DI_SA(-1)	-0.486184 (0.07333) [-6.63044]	0.902849 (0.36843) [ 2.45052]	0.195019 (0.23708) [ 0.82258]	0.021366 (0.26468) [ 0.08072]	6.270378 (4.91555) [ 1.27562]	0.894043 (0.71710) [ 1.24674]	-14.36188 (8.01221) [-1.79250]
DI_SA(-6)	0.226588 (0.06236) [ 3.63342]	-1.035223 (0.31334) [-3.30381]	-0.653693 (0.20163) [-3.24199]	-0.314071 (0.22511) [-1.39521]	-3.277793 (4.18056) [-0.78406]	-0.008988 (0.60988) [-0.01474]	1.711744 (6.81420) [ 0.25120]
DI_SA(-8)	-0.117782 (0.06191) [-1.90256]	0.517803 (0.31106) [ 1.66467]	-0.002303 (0.20016) [-0.01151]	0.192494 (0.22346) [ 0.86141]	1.861260 (4.15005) [ 0.44849]	0.258664 (0.60543) [ 0.42724]	-1.974221 (6.76446) [-0.29185]
EXINF_SA(-1)	0.036926 (0.00811) [ 4.55574]	1.013058 (0.04073) [ 24.8746]	0.056998 (0.02621) [ 2.17490]	-0.065608 (0.02926) [-2.24238]	0.001812 (0.54337) [ 0.00334]	-0.074744 (0.07927) [-0.94292]	-0.108067 (0.88567) [-0.12202]
EXINF_SA(-6)	0.005073 (0.01374) [ 0.36919]	-0.118372 (0.06904) [-1.71461]	-0.053628 (0.04443) [-1.20715]	0.132097 (0.04960) [ 2.66343]	-1.000982 (0.92108) [-1.08674]	-0.071536 (0.13437) [-0.53237]	0.452295 (1.50134) [ 0.30126]
EXINF_SA(-8)	-0.035307 (0.01169) [-3.02126]	0.052874 (0.05872) [ 0.90048]	0.009692 (0.03778) [ 0.25650]	-0.064766 (0.04218) [-1.53535]	0.759077 (0.78341) [ 0.96894]	0.116365 (0.11429) [ 1.01818]	0.320448 (1.27693) [ 0.25095]
INFDESV(-1)	0.019264 (0.02874) [ 0.67028]	-0.026233 (0.14441) [-0.18166]	0.509685 (0.09293) [ 5.48483]	0.132722 (0.10374) [ 1.27932]	-2.142265 (1.92669) [-1.11189]	-0.026031 (0.28107) [-0.09261]	-2.871987 (3.14045) [-0.91452]
INFDESV(-6)	0.051372 (0.02682) [ 1.91553]	-0.191022 (0.13475) [-1.41758]	-0.084880 (0.08671) [-0.97887]	0.044024 (0.09681) [ 0.45476]	-0.445346 (1.79784) [-0.24771]	0.014167 (0.26228) [ 0.05402]	-3.266109 (2.93043) [-1.11455]
INFDESV(-8)	-0.013933 (0.02315) [-0.60197]	0.040210 (0.11630) [ 0.34576]	-0.028702 (0.07484) [-0.38353]	0.060894 (0.08355) [ 0.72885]	1.428772 (1.55159) [ 0.92084]	-0.211289 (0.22635) [-0.93345]	0.301447 (2.52905) [ 0.11919]
DESDES(-1)	-0.023459 (0.01530) [-1.53293]	-0.075804 (0.07689) [-0.98584]	-0.026164 (0.04948) [-0.52879]	0.853444 (0.05524) [ 15.4498]	-0.380570 (1.02588) [-0.37097]	0.148474 (0.14966) [ 0.99207]	1.054552 (1.67216) [ 0.63065]
DESDES(-6)	0.016472 (0.02097) [ 0.78561]	-0.121354 (0.10535) [-1.15190]	-0.101333 (0.06779) [-1.49475]	0.025902 (0.07568) [ 0.34224]	0.394013 (1.40558) [ 0.28032]	0.110611 (0.20505) [ 0.53943]	-4.000713 (2.29106) [-1.74623]
DESDES(-8)	0.037152 (0.01839) [ 2.01997]	0.163485 (0.09241) [ 1.76904]	0.072613 (0.05947) [ 1.22104]	-0.062793 (0.06639) [-0.94580]	-0.010441 (1.23298) [-0.00847]	-0.149413 (0.17987) [-0.83066]	3.977318 (2.00973) [ 1.97903]

Fonte: Resultados do processo de estimativa.

(Continua)

**Modelo VAR com o desvio do desemprego (completo)**

	DI_SA	EXINF_SA	INFDESIV	DESDES	DTCER	DDLSPPRO PPIB	IBO
DTCER(-1)	0.000742 (0.00163) [ 0.45450]	0.028579 (0.00820) [ 3.48399]	0.020406 (0.00528) [ 3.86588]	0.006285 (0.00589) [ 1.06642]	-0.050386 (0.10944) [-0.46038]	-0.017573 (0.01597) [-1.10063]	-0.278130 (0.17839) [-1.55910]
DTCER(-6)	-0.003966 (0.00175) [-2.26220]	0.004681 (0.00881) [ 0.53146]	0.002132 (0.00567) [ 0.37621]	0.012345 (0.00633) [ 1.95095]	-0.007142 (0.11752) [-0.06078]	-0.029628 (0.01714) [-1.72818]	-0.129314 (0.19155) [-0.67510]
DTCER(-8)	-0.008666 (0.00165) [-5.23970]	-0.004285 (0.00831) [-0.51567]	-0.010864 (0.00535) [-2.03158]	-3.38E-05 (0.00597) [-0.00566]	0.127021 (0.11087) [ 1.14567]	-0.012945 (0.01617) [-0.80037]	-0.001026 (0.18072) [-0.00568]
DDLSPPROPPIB(-1)	0.017054 (0.00997) [ 1.71072]	-0.113354 (0.05009) [-2.26304]	-0.072010 (0.03223) [-2.23410]	0.000177 (0.03598) [ 0.00491]	-0.423093 (0.66829) [-0.63310]	0.053830 (0.09749) [ 0.55215]	-0.938006 (1.08929) [-0.86112]
DDLSPPROPPIB(-6)	-0.028101 (0.00620) [-4.53536]	-0.022114 (0.03113) [-0.71033]	0.022333 (0.02003) [ 1.11481]	-0.023295 (0.02237) [-1.04156]	-0.425196 (0.41535) [-1.02370]	0.023974 (0.06059) [ 0.39565]	0.675581 (0.67702) [ 0.99788]
DDLSPPROPPIB(-8)	-0.013838 (0.00683) [-2.02601]	-0.032332 (0.03432) [-0.94209]	-0.014725 (0.02208) [-0.66674]	0.034421 (0.02466) [ 1.39607]	0.088542 (0.45789) [ 0.19337]	0.039417 (0.06680) [ 0.59008]	-0.109847 (0.74635) [-0.14718]
IBO(-1)	-0.001100 (0.00088) [-1.25337]	0.015756 (0.00441) [ 3.57238]	0.016180 (0.00284) [ 5.70094]	-0.001433 (0.00317) [-0.45230]	-0.174723 (0.05885) [-2.96919]	0.001198 (0.00858) [ 0.13960]	0.106437 (0.09592) [ 1.10968]
IBO(-6)	0.000526 (0.00088) [ 0.59559]	0.005442 (0.00443) [ 1.22717]	-0.001668 (0.00285) [-0.58449]	-9.22E-05 (0.00319) [-0.02895]	-0.028375 (0.05916) [-0.47959]	-0.025250 (0.00863) [-2.92548]	-0.241803 (0.09644) [-2.50737]
IBO(-8)	-0.003960 (0.00084) [-4.71974]	4.59E-05 (0.00422) [ 0.01088]	-0.002372 (0.00271) [-0.87421]	0.001816 (0.00303) [ 0.59954]	0.050401 (0.05625) [ 0.89606]	-0.008387 (0.00821) [-1.02206]	-0.027802 (0.09168) [-0.30324]
C	-0.000363 (0.00028) [-1.27552]	0.002089 (0.00143) [ 1.45919]	-0.001005 (0.00092) [-1.09139]	-9.39E-05 (0.00103) [-0.09131]	0.014832 (0.01910) [ 0.77646]	0.000698 (0.00279) [ 0.25054]	-0.020827 (0.03114) [-0.66891]

Fonte: Resultados do processo de estimativa .

(Conclusão)



## Apêndice E

## Modelo SVAR com a variação do PIB (completo)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(77)	0.000385	2.24E-05	17.20465	0.0000
C(76)	0.000326	3.69E-05	8.846781	0.0000
C(66)	0.029610	0.001721	17.20465	0.0000
C(75)	5.47E-06	4.15E-05	0.131728	0.8952
C(65)	-0.009611	0.002497	-3.848652	0.0001
C(55)	0.003044	0.000177	17.20465	0.0000
C(74)	0.000198	4.31E-05	4.605714	0.0000
C(64)	-0.005173	0.002577	-2.007762	0.0447
C(54)	0.000539	0.000252	2.135487	0.0327
C(45)	0.030041	0.001746	17.20465	0.0000
C(73)	-0.000417	5.07E-05	-8.219626	0.0000
C(63)	-0.024074	0.002947	-8.167985	0.0000
C(53)	-0.001786	0.000275	-6.505150	0.0000
C(43)	-0.006542	0.002498	-2.618488	0.0088
C(33)	0.008027	0.000467	17.20465	0.0000
C(72)	-0.000359	6.00E-05	-5.985642	0.0000
C(62)	-0.004739	0.003274	-1.447300	0.1478
C(52)	-0.000936	0.000298	-3.136938	0.0017
C(42)	-0.001159	0.002528	-0.458296	0.6467
C(32)	-0.000624	0.000661	-0.944530	0.3449
C(22)	0.035587	0.002068	17.20465	0.0000
C(71)	2.67E-05	6.35E-05	0.419914	0.6745
C(61)	-0.002575	0.003289	-0.782871	0.4337
C(51)	0.000888	0.000308	2.884676	0.0039
C(41)	0.004772	0.002544	1.875661	0.0607
C(31)	1.11E-05	0.000662	0.016836	0.9866
C(21)	-0.032040	0.003468	-9.239541	0.0000
C(11)	0.061531	0.003576	17.20465	0.0000

Fonte: Resultados do processo de estimativa.

## Apêndice F

## Modelo SVAR com o desvio do desemprego (completo)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(77)	0.000377	2.21E-05	17.08801	0.0000
C(76)	0.000364	3.78E-05	9.628031	0.0000
C(66)	0.046062	0.002696	17.08801	0.0000
C(75)	0.000252	4.58E-05	5.493504	0.0000
C(65)	0.018644	0.003965	4.702033	0.0000
C(55)	0.002863	0.000168	17.08801	0.0000
C(74)	0.000328	5.18E-05	6.330976	0.0000
C(64)	0.011521	0.004167	2.764550	0.0057
C(54)	2.77E-05	0.000237	0.117111	0.9068
C(45)	0.009815	0.000574	17.08801	0.0000
C(73)	-0.000153	5.60E-05	-2.728744	0.0064
C(63)	0.001866	0.004223	0.441815	0.6586
C(53)	-0.000746	0.000241	-3.095252	0.0020
C(43)	0.005518	0.000874	6.312509	0.0000
C(33)	0.036028	0.002108	17.08801	0.0000
C(72)	-0.000160	5.75E-05	-2.786128	0.0053
C(62)	-0.033105	0.004648	-7.123145	0.0000
C(52)	-0.001172	0.000254	-4.609130	0.0000
C(42)	-0.000965	0.000934	-1.033413	0.3014
C(32)	-0.014786	0.003105	-4.762491	0.0000
C(22)	0.008079	0.000473	17.08801	0.0000
C(71)	0.000115	5.86E-05	1.965578	0.0493
C(61)	0.026816	0.005274	5.084624	0.0000
C(51)	0.000619	0.000266	2.330558	0.0198
C(41)	0.002414	0.000946	2.551850	0.0107
C(31)	-0.027716	0.003608	-7.681460	0.0000
C(21)	-0.000449	0.000669	-0.671670	0.5018
C(11)	0.071938	0.004210	17.08801	0.0000

Fonte: Resultados do processo de estimativa.