

UNIVERSIDADE FEDERAL DE ALAGOAS - UFAL
FACULDADE DE ECONOMIA ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE - FEAC
MESTRADO DE ECONOMIA APLICADA

ERMESON HENRIQUE SILVA DOS REIS

**REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO DO BRASIL: A INFLUÊNCIA DAS
EXPECTATIVAS INFLACIONÁRIAS SOBRE O COMPORTAMENTO DA
INFLAÇÃO BRASILEIRA**

Maceió

2018

ERMESON HENRIQUE SILVA DOS REIS

**REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO DO BRASIL: A INFLUÊNCIA DAS
EXPECTATIVAS INFLACIONÁRIAS SOBRE O COMPORTAMENTO DA
INFLAÇÃO BRASILEIRA**

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Alagoas como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Reynaldo Rubem Ferreira Júnior

Co-Orientador: Dr. Ariane Danielle Baraúna da Silva

Maceió

2018

Catálogo na fonte
Universidade Federal de Alagoas
Biblioteca Central

Bibliotecária Responsável: Helena Cristina Pimentel do Vale – CRB4 - 661

R375r Reis, Ermeson Henrique Silva dos.
 Regime de metas de inflação do Brasil : a influência das expectativas inflacionárias sobre o comportamento da inflação brasileira / Ermeson Henrique Silva dos Reis. – 2018.
 107 f. : il., graf., tabs.

Orientador: Reynaldo Rubem Ferreira Júnior.
Coorientadora: Ariane Daniella Baraúna da Silva.
Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Alagoas. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada. Maceió, 2018.

Bibliografia: f. 88-92.
Apêndices: f. 93-95.
Anexos: f. 96-107.

1. Economia aplicada. 2. Inflação – Brasil. 3. Inflação – Regime de metas.
I. Título.

CDU: 336.748.12(81)

ERMESON HENRIQUE SILVA DOS REIS

"REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO DO BRASIL: A INFLUÊNCIA DAS
EXPECTATIVAS INFLACIONÁRIAS SOBRE O COMPORTAMENTO
DA INFLAÇÃO BRASILEIRA"

Dissertação submetida ao corpo docente
do Programa de Pós-Graduação em
Economia da Universidade Federal de
Alagoas e aprovada em 23 de fevereiro
de 2018.

Banca Examinadora:



Prof. Dr. Reynaldo Ribeiro Fereira Junior (FEAC-UFAL)
(Orientador)



Prof. Dr. Anderson Moura Arantes dos Santos (FEAC-UFAL)
(Examinador interno)



Prof. Dr. Rosalva Salcrista Barros (PGV)
(Examinador Externo - via web conferência)

Dedicatória

A minha Mãe, que sempre acreditou e apoiou os meus passos.

Ao meu Pai, por respeitar minhas escolhas.

À Juraci (*in memoriam*), pelos primeiros cadernos.

Agradecimentos

Primeiramente, gostaria de agradecer a grande alma infinita do universo por estar ao meu lado em todos os momentos vivido até aqui.

Aos meus pais Ivonete Reis e Orlando Reis, que sempre me incentivaram, acreditaram e apoiaram as minhas escolhas. Essa obra jamais estaria concluída sem todas as lutas que os mesmos enfrentam todos os dias. Vocês sempre serão meus maiores exemplos e a minha maior fonte de inspiração.

Gostaria de agradecer em especial aos meus orientadores Prof. Dr. Reynaldo Rubem Ferreira Júnior e Dr. Ariane Danielle Baraúna da Silva, pela paciência, incentivo e dedicação que tiveram comigo durante todos esses dois anos, suas orientações foram fundamentais para o desenvolvimento do trabalho.

Ao Prof. Dr. Anderson Moreira Aristides dos Santos por contribuir para a minha formação desde a graduação até aqui.

A Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – CAPES pelo auxílio financeiro.

A todos os meus amigos de turma: Adeilton Filho, André Barros, Bruna Silva, Lucas de Barros, Karine da Silva, Natália Souza, Rafael Silva, Rômulo Salles e Vitor Pereira, esses dois anos foram gratificantes e empolgantes com vocês. Em especial, gostaria de agradecer a: Arcenor Gomes, Danielle Magalhães e Larissa de Macedo por me acolher e ajudar em todos os momentos.

À Taine Novais Melopela dedicação, carinho, afeto, que proporcionaram os melhores momentos vividos até aqui. Todos esses sentimentos foram essências para a construção deste trabalho.

Aos meus amigos de infância: Anselmo de Melo, Alael Clemente, Anderson Lima e Pedro Silva por todos os momentos vividos. Gostaria de agradecer também aos meus amigos da Banda Trono: Adriano Lima, Davi Alencar, Edinete Pedone, Gilberto Gonçalves, Gilmar Gonçalves, Marcos Silva e Everton Silva, todos vocês foram importantes na minha caminhada.

Resumo

Regime de Metas de Inflação do Brasil: A Influência das Expectativas Inflacionárias sobre o Comportamento da Inflação Brasileira

O presente trabalho tem por objetivo identificar a influência das flutuações nas expectativas de inflação sobre o Regime de Metas de inflação (RMI), em especial sobre o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) no Brasil, durante o período de janeiro de 2001 a setembro de 2017. Para tanto, foram estimadas a curva de Phillips, do lado da oferta, a curva IS, do lado da demanda e a função de reação do Banco Central (BC). A estimação foi realizada por meio dos Vetores Autoregressivos (VAR), assim como sua forma estrutural. Destarte, por meio da curva de Phillips foi possível observar que a expectativa de inflação impacta de maneira positiva a inflação brasileira desde o primeiro mês, embora os choques de oferta e os choques cambiais tenham relevância significativa. No mais, observou-se que a expectativa de inflação é influenciada, em uma maior proporção, pelos distúrbios do hiato do produto, pelos choques de oferta e pelos choques cambiais, demonstrando que a expectativa de inflação funciona como o mecanismo de propagação dos demais choques da curva de Phillips sobre a inflação. Na análise da curva IS observou-se que a expectativa de inflação não impacta fortemente demanda agregada, embora seja influenciada em uma maior proporção pela taxa de câmbio, pela taxa de juros Swaps DI e pela NFSP, que é principal variável que interfere na expectativa de inflação na curva IS. Por fim, na curva de reação do Banco Central foi possível averiguar que a política monetária realizada pelo Banco Central se torna restritiva quando o desvio da expectativa em torno da meta se torna positivo, evidenciando a preocupação do Banco Central frente à expectativa de inflação. Além disso, foi possível verificar que o Banco Central também eleva a taxa de juros quando a demanda agregada se desvirtua do produto potencial. Esses fatores em conjunto demonstram que a expectativa de inflação é uma variável que transmite os efeitos relacionados às mudanças dos componentes do RMI.

Abstract

Inflation Targeting in Brazil: The Influence of Inflationary Expectations on the Behavior of Brazilian Inflation

The objective of this study is to identify the influence of fluctuations in inflation expectations on the inflation targeting regime (ITR), in particular on the Extended Consumer Price Index (IPCA) - Free items in Brazil during the period of January 2001 to September 2017. For this purpose, the Phillips supply-side curve and the IS curve, on the demand side were estimated, as well as the Central Bank reaction function. The estimation was performed using the Autoregressive Vectors (VAR), as well as its structural form. Thus, through the Phillips curve, it was possible to observe that inflation expectations have a positive impact on Brazilian inflation since the first month, although supply shocks and exchange rate shocks have significant relevance. Moreover, it was observed that the expectation of inflation is influenced, to a greater extent, by the disturbances of the output gap, the supply shocks and by the exchange rate shocks, proving that the inflation expectation works as the propagation mechanism of the others shocks of the Phillips curve over the inflation. In the analysis of the IS curve, it was observed that the inflation expectation does not strongly impact on the aggregate demand, although it is influenced to a greater extent by the exchange rate, the DI swaps interest rate and the NFSP, which is the main variable that interferes in the expected inflation on the IS curve. Finally, in the reaction curve of the Central Bank, it was possible to verify that the monetary policy pursued by the central bank becomes restrictive when the expectation deviation around the target becomes positive, evidencing the concern of the Central Bank in the expectation of inflation. In addition, it was possible to verify that the Central Bank also raises the interest rate when aggregate demand detracts from potential output. These factors together can show that the expectation of inflation is a variable that conveys the effects related to the changes of the components of the ITR.

Lista de Figuras

Figura 1 - Canais de Transmissão da Política Monetária	34
Figura 2 - Séries de Tempo das Variáveis da Curva de Phillips 2001-2017.	56
Figura 3 - Séries de Tempo das Variáveis da Curva IS 2001-2017	58
Figura 4 - Séries de Tempo das Variáveis a Regra de Taylor 2001-2007.....	59
Figura 5 - Resposta do IPCA (livres) na Curva de Phillips	64
Figura 6 - Resposta da Expectativa de Inflação na Curva de Phillips	67
Figura 7 - Resposta do Hiato Produto na Curva IS	74
Figura 8 - Resposta da Expectativa de Inflação na Curva de IS	76
Figura 9- Resposta da Taxa Selic na Regra de Taylor.....	82

Lista de Gráficos

Gráfico 1 - Inflação Brasileira e a Participação da Expectativa em P.P (2001, 2016)	17
Gráfico 2 - Decomposição da Variância do IPCA (livres)	70
Gráfico 3 - Média da Decomposição da Variância do IPCA (livres)	71
Gráfico 4 - Decomposição da Variância da Expectativa na Curva de Phillips	72
Gráfico 5 - Decomposição da Variância do Hiato Produto na Curva IS	79
Gráfico 6 - Decomposição da Variância da Expectativa da Curva IS	80
Gráfico 7 - Decomposição da Variância da Selic na Regra de Taylor	84
Gráfico 8 - Decomposição da Variância do Desvio na Regra de Taylor	85

Lista de Tabelas

Tabela 1 - Decomposição da Inflação Brasileira de 2001 a 2016	17
Tabela 2 - Teste de Estacionalidade de Séries	60
Tabela 3 - Causalidade de Granger para as Variáveis da Curva de Phillips	61
Tabela 4 - Causalidade de Granger da Regra de Taylor	81
Tabela 5 - Teste ADF Para as Variáveis da Curva de Phillips	98
Tabela 6 - Teste PP Para as Variáveis da Curva de Phillips.....	98
Tabela 7 - Teste ADF-gls para as Variáveis da Curva de Phillips	98
Tabela 8 - Critérios de Defasagem da Curva de Phillips.....	99
Tabela 9 - Teste de Causalidade de Granger da Curva de Phillips.....	99
Tabela 10 - Resposta do IPCA (livres) na Curva de Phillips	100
Tabela 11 - Resposta da Expectativa a Choques na Curva de Phillips.....	100
Tabela 12 - Decomposição da Variância do IPCA (livres) na Curva de Phillips	100
Tabela 13 - Decomposição da Variância da Expectativa na Curva de Phillips	101
Tabela 14 - Teste ADF Para as Variáveis da Curva IS	102
Tabela 15 - Teste PP Para as Variáveis da Curva IS.....	102
Tabela 16 - Teste ADL-gls Para as Variáveis da Curva IS.....	102
Tabela 17 - Critérios de Defasagem da Curva IS.....	103
Tabela 18 - Resposta do Hiato Produto a Choque das Variáveis da Curva IS	103
Tabela 19 - Resposta da Expectativa a Choques das Variáveis da Curva IS	104
Tabela 20 - Decomposição da Variância do Hiato Produto da Curva IS	104
Tabela 21 - Decomposição da Variância da Expectativa na Curva IS	105
Tabela 22 - Teste ADF das Variáveis da Regra de Taylor	105
Tabela 23 - Teste PP das Variáveis da Regra de Taylor	105
Tabela 24 - Teste ADL-gls das Variáveis da Regra de Taylor.....	106
Tabela 25 - Critérios de Defasagem da Regra de Taylor	106
Tabela 26 - Teste de Causalidade de Granger da Regra de Taylor.....	106
Tabela 27 - Resposta da Selic a choques das Variáveis da Regra de Taylor	107
Tabela 28 - Decomposição da Variância da Selic na Regra de Taylor	107
Tabela 29 - Decomposição da Variância da Expectativa na Regra de Taylor.....	108

Lista de Quadros

Quadro 1 - Descrição dos Dados da Curva de Phillips	45
Quadro 2 - Descrição dos Dados da Curva IS	47
Quadro 3 - Descrição dos Dados da Regra de Taylor.....	48
Quadro 4- Resumo de Alguns Trabalhos que Estimaram a Curva De Phillips a Curva IS e a Regra de Taylor no Brasil.	94

Sumário

1. INTRODUÇÃO	16
2. NOVO CONSENSO MACROECONÔMICO	19
2.1 Estrutura do Novo Consenso	20
2.2 Regime de Metas de Inflação do Brasil	22
2.2.1 Modelo Agregado de Pequeno Porte do RMI do Brasil	25
2.2.2 Estimação da Curva de Phillips, IS e da Regra de Taylor no Brasil	26
3. CANAIS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA	32
3.1 Canal “Taxa de Juros”	34
3.2 Canal “Preço dos Ativos”	36
3.3 Taxa de Câmbio	37
3.4 Canal do Crédito	38
3.5 Canal das Expectativas	39
4. METODOLOGIA	44
4.1 Equações e Dados Utilizados	44
4.1.1 Curva de Phillips	44
4.1.2 Curva IS	46
4.1.3 Função de Reação do Banco Central	47
4.2 Métodos	48
4.2.1 Vetores autoregressivos – VAR	48
4.2.1.1 Modelos estrutural - SVAR	51
4.2.2 Causalidade de Granger e Funções Impulsos Resposta.....	52
5. RESULTADOS	55
5.1 Análise Gráfica	55
5.2 Análise Econométrica	59
5.2.1 Teste de Estacionalidade de Série e Critérios de Defasagens	59

5.3 Estimações das Equações do Regime de Metas de Inflação	61
5.3.1 Curva de Phillips	61
5.3.1.1 Causalidade de Granger	61
5.3.1.2 Funções impulso resposta da curva de Phillips	62
5.3.1.2 Decomposição da variância da Curva de Phillips	69
5.3.2 Curva IS.....	73
5.3.1.1 Funções impulso resposta da curva IS.....	73
5.3.1.2 Decomposição da variância da curva IS.....	78
5.3.2 Regra de Taylor	81
5.3.1.1 Causalidade de Granger da Regra de Taylor	81
5.3.1.2 Funções Impulso Resposta da Regra de Taylor.....	82
5.3.1.2 Decomposição da Variância da Regra de Taylor.....	84
6. CONSIDERAÇÕES FINAIS	86
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	89
APÊNDICE	94
ANEXOS	97
Anexo A – Estimações da Curva de Phillips	98
Anexo B – Estimações da Curva IS	102
Anexo C – Estimações da Regra de Taylor	105

1. INTRODUÇÃO

Na década de 1960 e início de 1970, houve uma clara divisão entre os neokeynesianos e a escola monetarista, que não se deteve apenas à disputa se a "curva IS" ou "Curva LM" era mais ou menos elástica, ou se as políticas monetárias ou as políticas fiscais são mais potentes para a gerência da demanda agregada, que foi apresentada em livros didáticos de graduação, mas se ateu a todo o funcionamento da economia. Já no final dos anos 1970 e os anos 1980 surge a corrente "Novo-Clássica" com a crítica de Lucas. Posteriormente, contrapondo-se criticamente ao pressuposto de Market-clean, ou a não consideração da presença de rigidez de preços e salários no curto prazo, surge a escola dos novos-keynesianos no debate macroeconômico (WOODFORD, 2008).

Nesse contexto, torna-se clara a dificuldade de convergência entre as correntes de pensamento econômico no que tange à possibilidade de uma apresentação conjunta de respostas aos problemas econômicos. Contudo, apesar de algumas divergências entre os novos-clássicos, novos-keynesianos e a abordagem dos ciclos reais dos negócios, houve grandes esforços no sentido da construção de um núcleo duro de teorias econômicas capaz de possibilitar maior convergência entre estas escolas, que foi denominado de "novo consenso macroeconômico".

Esse novo consenso sustenta a importância de menor discricionariedade nas ações do Banco Central por meio de um Regime de Metas de Inflação (RMI), no qual o Banco Central teria a missão de coordenar as expectativas dos agentes econômicos em relação à taxa de inflação, usando como instrumento a taxa de juros básica. No mais, existe uma visão difundida, principalmente no Brasil, de que as expectativas de inflação funcionam como um dos mecanismos de transmissão da política monetária. No entanto, identificar e mensurar especificamente o canal das expectativas não tem sido uma tarefa fácil, uma vez que este contamina os demais, como os canais de ativos, crédito, câmbio.

Nesse viés, e com base nos diversos relatórios de inflação, disponível pelo Banco Central do Brasil trimestralmente, a tabela 1 apresenta a inflação brasileira decomposta em seis componentes: *i*) variação cambial; *ii*) inércia associada à parcela da inflação que excedeu a meta; *iii*) diferença entre expectativas de inflação dos agentes e meta (Exp); *iv*) choque de oferta (C.oferta); *v*) inflação de preços

livres (IPCA (livres)), excluídos os efeitos dos quatro itens anteriores; e **vi)** inflação de preços administrados ou monitorados (Pm), retirando-se os efeitos do item “**ii)**”.

Tabela 1 - Decomposição da Inflação Brasileira de 2001 a 2016

	IPCA (livres)	Pm	Câmbio	Exp	Inercia	C. Oferta
2001	31,17	22,08	37,66	-	9,09	-
2002	18,4	15,2	46,4	13,6	7,2	-
2003	11,83	18,28	-11,83	18,28	63,44	13,3
2004	57,89	38,16	-3,95	5,26	3,95	46,3
2005	59,65	57,89	-36,84	5,26	14,04	-15,5
2006	56,0	50,8	-17,6	-4,2	14,9	5,7
2007	112,9	21,6	-25,1	-9,7	0,3	47,5
2008	63,9	17,8	10,7	3,7	3,9	25,8
2009	80,5	27,3	-5,6	-2,2	0,0	-5,7
2010	49,9	18,5	-3,8	3,6	-1,6	3,3
2011	43,8	25,2	-34,4	7,8	12	14,5
2012	49,7	13,5	10,2	8,3	5,8	12,5
2013	64,3	2,5	5,9	10,7	13,4	3,2
2014	49	16,2	-0,5	10,8	10,9	13,6
2015	27,8	39,5	14,7	6,8	3,1	8,1
2016	41,7	10,2	-2,6	10,9	29,2	10,6

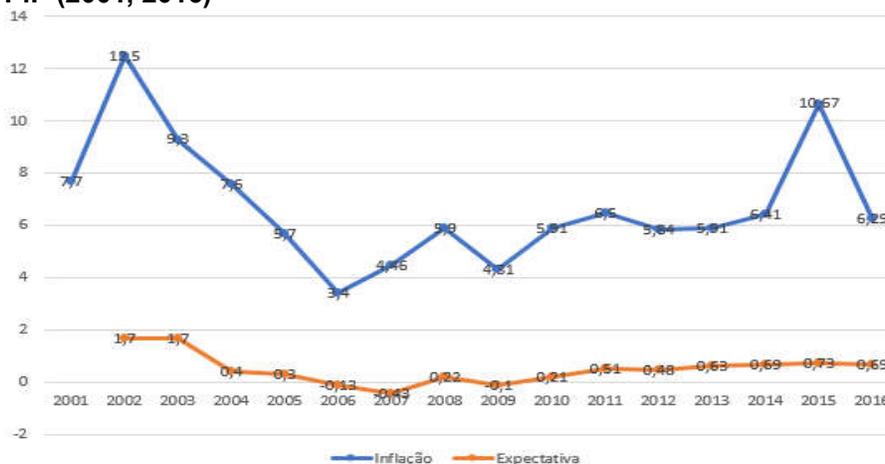
Fonte: Banco Central (2017)

De acordo com a tabela 1, é perceptível inicialmente que as expectativas inflacionárias têm um peso relativamente baixo na inflação brasileira, inclusive tendo em certos anos até peso menor que os choques de oferta, visto que é uma variável em que o Banco Central apenas tenta controlar os efeitos secundários.

Por sua vez, observa-se que a inércia inflacionária contribui de maneira substancial, comparando-a com as expectativas, o que leva ao questionamento sobre até que ponto os agentes formam suas expectativas com base na hipótese das expectativas racionais (hipótese básica do regime de metas) e não com base nas expectativas adaptativas. Por isso, a taxa de câmbio, assim como os preços monitorados, representa uma parte significativa da inflação brasileira.

No gráfico 1, apresenta-se a série de inflação anual e a participação das expectativas nos respectivos anos, dado que a estrutura do novo consenso determina que, em parte, as flutuações inflacionárias são determinadas pelas expectativas de inflação futuras.

Gráfico 1 - Inflação Brasileira e a Participação da Expectativa em P.P (2001, 2016)



Fonte: Banco Central (2017)

É observável que as expectativas de inflação e a própria inflação têm movimentos similares, de maneira que quedas nas expectativas são acompanhadas por quedas na inflação vis-à-vis. Todavia, as flutuações na inflação são muito mais acentuadas, ao passo que a contribuição das expectativas inflacionárias na inflação não mudou muito, principalmente no período 2010 a 2016, o que reforça o questionamento se as flutuações inflacionárias brasileiras são causadas por fatores ligados às expectativas.

Assim, o presente trabalho tem por objetivo identificar a influência das flutuações nas expectativas de inflação sobre o Regime de Metas de inflação (RMI), em especial sobre do Índice de Preços ao Consumidor - Amplo (IPCA) – Itens livres no Brasil, durante o período de janeiro de 2001 a setembro de 2017. Para tanto, foram estimadas a curva de Phillips, do lado da oferta, a curva IS, do lado da demanda, assim como a função de reação do Banco Central, que incorpora a regra de política monetária. A estimação foi realizada por meio dos Vetores Autoregressivos (VAR), assim como suas formas estruturais.

O trabalho está dividido em cinco seções além dessa introdução. Inicialmente será apresentado o referencial teórico do trabalho dividido em dois subtópicos: o primeiro subtópico estabelecendo a estrutura do novo consenso e o segundo subtópico apresentando os canais de transmissão da política monetária e os seus efeitos sobre a atividade econômica. Na sequência serão expostos os fundamentos metodológicos, as análises de resultados e algumas conclusões, respectivamente.

2. NOVO CONSENSO MACROECONÔMICO

Apesar das divergências entre as principais escolas do mainstream macroeconômico, há evidências de esforços no sentido da construção de um núcleo duro de teorias econômicas capazes de possibilitar maiores convergências entre estas escolas, que tem início na década de 1990. Este Novo Consenso Macroeconômico (NCM) tem por princípio que a prioridade da política monetária é a estabilidade de preços utilizando como instrumento a taxa de juros (LICHA, 2015). É válido lembrar que um dos aspectos mais importantes desse novo consenso é a maior aproximação entre a academia e os formuladores da política monetária (policymaker). Nessa perspectiva, os Bancos Centrais devem gerir a política monetária tendo como principal mandato a estabilidade de preços.

Em resumo, o novo consenso fundamentasse em um modelo estrutural baseado em três equações: a) uma curva de demanda agregada; b) uma curva de oferta agregada; e c) uma regra de política monetária. De acordo com esse modelo, o principal instrumento que o Banco Central detém é a taxa de juros para correção do excesso (ou insuficiência) de demanda e convergência das expectativas de inflação em direção à meta (CLARIDA, GALI E GERTLER, 1999).

Esse núcleo central da moderna macroeconomia foi resumido por Taylor (1997) em cinco principais elementos-chave:

- a)** O produto real de longo prazo, ou produto potencial, pode ser entendido por meio do modelo de crescimento neoclássico com tecnologia endógena;
- b)** Não há um **trade-off** permanente entre inflação e desemprego. Isso equivale a dizer que a política monetária tem efeitos no curto prazo, todavia não afeta as variáveis de longo prazo. O Banco Central deve, pois, escolher uma meta de longo prazo e guiar-se por ela;
- c)** No curto prazo, há um **trade-off** entre inflação e desemprego, ou seja, é admitida a curva de Phillips, contudo há discussão sobre os motivos desta relação, embora haja evidência de que a rigidez temporária de preços e salários seja um fator importante.
- d)** As expectativas de inflação e de futuras decisões políticas são endógenas e quantitativamente significantes, o que mostra que os policymakers devem levar em consideração os impactos sobre como os agentes reagem às mudanças que são implementadas.

e) Os policymakers devem fazer mudanças graduais seguindo regras claras. Assim, essas mudanças devem ser seguidas por uma regra ou função de reação, nas quais a taxa de juros de curto prazo é ajustada, dados os eventos econômicos.

2.1 Estrutura do Novo Consenso

A estrutura aqui apontada está baseada na versão apresentada por Clarida, Gali e Gertler (1999) por captar a essência no novo consenso. Trata-se, em linhas gerais, de um modelo dinâmico de equilíbrio geral com rigidez temporária de preços nominais, estruturado no modelo novo keynesiano de expectativas racionais.

A diferença existente entre o modelo IS-LM é que as equações agregadas comportamentais evoluem a partir da otimização das firmas e dos indivíduos (houve uma tentativa de microfundamentar o modelo), além disso, o modelo tem por base que o comportamento da economia depende das expectativas em relação ao curso futuro da política monetária (as expectativas são endógenas ao modelo diferente do modelo IS-LM).

A equação (2.1) representa o hiato produto, sendo que o hiato é dado pelo distúrbio entre produto corrente y_t em relação ao produto potencial z_t , que é o produto onde não há rigidez de preços, isto é, o produto de longo prazo onde haveria plena ocupação dos fatores de produção. Tanto o produto do período t quanto o produto potencial são componentes estocásticos com distribuição de probabilidade conhecida.

$$x_t \equiv y_t - z_t \quad (2.1)$$

Com essa definição em mente, é possível apresentar a curva de IS e a curva de Phillips, como se segue:

$$x_t = \theta_1 E_t x_{t+1} - \theta_2 [i_t - E_t \pi_{t+1}] + g_t \quad (2.2)$$

$$\pi_t = \beta_1 x_t + \beta_2 E_t \pi_{t+1} + u_t \quad (2.3)$$

Aqui, i_t é a taxa de juros nominal no período, π_t a taxa de inflação no período t , $E_t \pi_{t+1}$ é a expectativa de inflação para o período $t+1$ e, por fim, $E_t x_{t+1}$ é a expectativa do hiato produto no período $t+1$. Tem-se ainda que g_t e u_t são os termos de erros que atendem respectivamente.

$$g_t = \mu g_{t-1} + \widehat{g}_t \quad (2.4)$$

$$u_t = p u_{t-1} + \widehat{u}_t \quad (2.5)$$

Os erros g_t e u_t são variáveis identicamente distribuídos com média zero e variância constante onde $\mu \leq 1$ e $p \leq 1$.

Na equação (2.2), que representa a curva de IS, é possível observar que a curva sofre a influência do produto esperado e da taxa real de juros, diferentemente da curva IS tradicional, de maneira que, se a taxa de juros nominal estiver acima da expectativa de inflação futura, isso indica que a taxa real de juros é positiva. Com isso, haverá uma diminuição do hiato produto, uma vez que ocorre intertemporalmente a substituição de consumo presente por futuro, dada pela elasticidade captada por θ . Outro fator importante é que o produto corrente sofre a influência positiva do hiato do produto futuro, já que, quando se espera um crescimento do produto, no futuro haverá um crescimento do consumo e no produto corrente. Por fim, o termo de erro g_t representa um choque de demanda capaz de deslocar a curva de IS, como é o caso de um aumento dos gastos do governo.

Assim, a equação (2.2) parece com a função tradicional de consumo, todavia as decisões de despesas são vistas como uma otimização intertemporal de uma função de utilidade.

Com relação à curva de Phillips (2.3), essa é derivada a partir do processo de determinação de preços das firmas individuais. Diferentemente da curva tradicional, a inflação depende tanto da expectativa quanto as condições econômicas correntes e futuras, como também da expectativa de inflação futura. Isso indica que a inflação sofre interferência de como a economia irá se comportar no futuro e também como os polycymakers estão operando.

O termo u_t na equação (2.3) indica o grau de credibilidade que o Banco Central tem junto aos agentes econômicos, isto é, quanto ao nível de confiança no compromisso do Banco Central de levar e manter a inflação no centro da meta. Assim, quando o termo de erro é pequeno, a coordenação das expectativas de inflação dos agentes econômicos dar-se-á a um custo baixo, uma vez que qualquer sinalização de ajustes na política monetária levará a uma convergência mais rápida para o centro da meta de inflação. Todavia, se u_t é alto, o Banco Central terá que fazer mudanças bruscas na taxa de juros para atingir o seu *target* de inflação.

A terceira função que fundamenta o novo consenso macroeconômico é uma regra de taxa de juros, que pode ser uma trajetória futura exógena de taxas de juros nominais ou reais, ou uma regra de reação do tipo Taylor (com pesos para os desvios da inflação esperada em relação à meta), ou ainda uma regra de reação ótima, calculada determinística ou estocasticamente (BOGDANSKI, TOMBINI, WERLANG, 2000).

Essa representação de política monetária é derivada a partir da curva de reação do Banco Central ou regra de Taylor.

$$i_t = \alpha + \gamma_\pi(E_t\pi_{t+1} - \bar{\pi}) + \gamma_x x_t \quad (2.6)$$

Aqui, i_t trata-se da taxa de juros nominal, $\bar{\pi}$ é a meta de inflação seguida pelo Banco Central e x_t , como visto, representa o hiato produto.

Observa-se que, quando a expectativa de inflação está acima da meta, o Banco Central irá reagir elevando a taxa nominal de juros, para que posteriormente hiato produto caia (equação (2.6)), fazendo com que a inflação volte para o centro da meta. Todavia, quanto à curva de Reação, o Banco Central também estabelece uma relação com o nível de produto, se o mesmo estiver acima do potencial, então a autoridade monetária reage, de modo a elevar a taxa de juros para conter possíveis pressões inflacionárias, o contrário também é válido, quando a inflação está abaixo da meta e o produto abaixo do potencial o Banco Central reduz a taxa de juros.

Arestis e Sawyer (2008) trazem que os elementos-chave do modelo de metas de inflação podem ser resumidos da seguinte forma: **(i)** um quadro de política monetária em que o anúncio público de metas de inflação, ou intervalos-alvo, é realizado com o reconhecimento explícito de que a estabilidade de preços é o objetivo primordial da política monetária; **(ii)** a taxa de juros é tida como o principal instrumento da política macroeconômica; **(iii)** a existência de um Banco Central "independente" é essencial para a boa atuação da política monetária; **(iv)** a política monetária apenas diz respeito à taxa de inflação e seus possíveis efeitos.

2.2 Regime de Metas de Inflação do Brasil

O sistema ou regime de metas para a inflação (RMI), conceitualmente, "é um regime monetário no qual o Banco Central se compromete a atuar de forma a garantir que a inflação efetiva esteja em linha com uma meta pré-estabelecida, anunciada publicamente" (BCB - DIPEC, 2010, p.7).

O RMI é instituído oficialmente no Decreto Presidencial nº 3.088, de 21 de junho de 1999, em que a taxa de juros (SELIC) se constitui na variável-operacional para alcançar determinada meta de inflação. Em 30 de junho de 1999, o Conselho Monetário Nacional (CMN) edita a Resolução nº 2.615, obtendo a definição do índice de preços de referência e das metas para a inflação de 1999 e para o ano subsequente.

A estrutura institucional do sistema de metas inflacionárias pode ser detalhada através seus pontos principais:

- (i)** O Conselho Monetário Nacional (CMN), composto pelos Ministros da Fazenda, do Planejamento e pelo Presidente do Banco Central do Brasil, estabelece a meta para a inflação;
- (ii)** Em junho de cada ano, o CMN estabelece a meta de inflação e seu correspondente intervalo de tolerância, para os próximos dois anos;
- (iii)** Cabe ao BACEN a responsabilidade de alcançar a meta, mas nenhum instrumento ou estratégia é especificado;
- (iv)** O Comitê de Política Monetária do Banco Central (COPOM) decide periodicamente (a cada 45 dias em média) o nível da taxa básica de juros (a taxa SELIC) necessário para se alcançar a meta de inflação;
- (v)** Considera-se que a meta foi alcançada sempre que a taxa de inflação acumulada durante o ano calendário “cair” dentro do intervalo de tolerância especificado pelo CMN;
- (vi)** Se a meta não for alcançada, o Presidente do BACEN deve elaborar e enviar uma carta aberta ao Ministro da Fazenda explicando as causas do descumprimento, as medidas a serem adotadas de forma a assegurar que a inflação retorne à meta, bem como o tempo necessário para que tal se processe.

A estrutura do Regime de metas de Inflação é apresentada no trabalho seminal de Bogdanski, Tombini, Werlang (2000) contendo as seguintes equações básicas:

(a) uma curva IS (equação (2.7)) descrevendo o hiato do produto em função de suas próprias defasagens (seus valores em períodos passados), da taxa real de juros (ex ante ou ex post) e da taxa real de câmbio.

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 r_{t-1} + pr_{t-1} + \varepsilon_t^{hf} \quad (2.7)$$

Aqui, h_t é do hiato do produto; r_{t-1} é taxa real de juros; pr , a necessidade de financiamento do setor público (NFSP) e ε , o choque de demanda.

(b) uma curva de Phillips, com a taxa de inflação corrente em função de suas próprias defasagens e das expectativas de inflação, do hiato do produto, e da taxa nominal de câmbio (impondo a condição de neutralidade monetária no longo prazo), tal como a equação (2.8) ou (2.9):

especificação backward-looking (inercial):

$$\pi_t = \alpha_1^b \pi_{t-1} + \alpha_2^b \pi_{t-2} + \alpha_3^b h_{t-1} + \alpha_4^b \Delta(p_t^F + e_t) + \varepsilon_t^b \quad (2.8)$$

especificação forward-looking:

$$\pi_t = \alpha_1^f \pi_{t-1} + \alpha_2^f E_t(\pi_{t+1}) + \alpha_3^f h_{t-1} + \alpha_4^f \Delta(p_t^F + e_t) + \varepsilon_t^f \quad (2.9)$$

Nestas, π_t é a taxa de inflação; h_t é o hiato do produto; p_t^F é o índice de preços ao produtor externo; e_t é a taxa de câmbio; E_t é o operador de expectativa; ε_t^b e ε_t^f são os choques de oferta.

A equação 2.8 está baseada na especificação *backward-looking*, dada hipótese de expectativas adaptativas de inflação. Já a equação 2.9 estabelece o princípio das expectativas racionais¹.

(c) uma condição de equilíbrio no mercado de câmbio, a paridade descoberta da taxa de juros (uncovered interest parity), relacionando o diferencial entre as taxas de juros domésticas e externas com a taxa esperada de desvalorização cambial e o prêmio de risco.

Assim, a taxa de câmbio nominal é determinada na condição de equilíbrio financeiro do mercado cambial, essa condição é determinada pela paridade descoberta da taxa de juros, na qual relaciona mudanças esperadas na taxa de câmbio entre dois países com o respectivo diferencial de taxas de juros e um prêmio de risco:

$$E_t e_{t+1} - e_t = i_t - i_t^F - x_t \quad (2.10)$$

Tem-se e_t como a taxa de câmbio; i_t como a taxa de juros doméstica; i_t^F é a taxa de juros externa; e x_t é a prêmio de risco.

(d) Por fim, uma regra de taxa de juros, que pode ser uma trajetória futura exógena de taxas de juros nominais ou reais, ou uma regra de reação do tipo Taylor (com pesos para os desvios da inflação esperada em relação à meta), ou ainda uma regra de reação ótima, calculada determinística ou estocasticamente.

¹Dado a complexidade da inflação brasileira, Bogdanski, Tombini, Werlang (2000) demonstram que é possível realizar uma estimação baseada na média das duas especificações da curva de Phillips dadas na equação (2.8) e (2.9).

$$i_t = (1 - \lambda)i_{t-1} + \lambda(\alpha_1(\pi_t - \pi_t^*) + \alpha_2 h_t + \alpha_3) \quad (2.11)$$

Nesta, π_t é a taxa de inflação; π_t^* é a meta de inflação; h_t é o hiato do produto e i_t é a taxa de juros.

Essa primeira modelagem foi sofrendo várias mudanças com o passar do tempo. A seguir será mostrado o modelo de pequeno porte utilizado pelo Banco Central para as suas estimações, que serviu de base para o presente trabalho.

2.2.1 Modelo Agregado de Pequeno Porte do RMI do Brasil

Houve, com o passar do tempo, algumas mudanças na estrutura do regime de metas no Brasil, principalmente nas curvas de oferta e demanda. A principal inovação está no aprimoramento de cenários de política econômica, relacionando de maneira direta do swap pré-DI com a trajetória da taxa Selic. Além disso, buscou-se incorporar impactos de choques de oferta na Curva de Phillips, condicionada a percepção da importância dessa variável na inflação brasileira.

A estrutura das equações expostas aqui está baseada no relatório do Banco Central do Brasil (BACEN) (2014), que serve de base para esse trabalho. Com isso, tem-se:

$$\sum_{i>0} a_{1i} E_t \pi_{t+i} + \sum_{j>0} a_{2j} \pi_{t-j} + \sum_{k \geq 0} a_{3k} cbr_{t-k} + \sum_{l>0} a_{4l} h_{t-l} + \sum_{m \geq 0} \sum_n a_{5m}^n Z_{t-m}^{\pi,n} + \varepsilon_t \quad (2.12)$$

O π_t^l trata-se da inflação de preços livres do IPCA, $E_t \pi_t$ é a expectativa corrente acerca da inflação i trimestres à frente, π_t é a inflação plena medida pela variação do IPCA, cbr_t é a inflação externa medida pela variação do índice *Commodity Research Bureau* (CRB) expresso em moeda nacional, h_t trata-se de uma medida do hiato do produto, $Z_t^{\pi,n}$, a variável de controle n , e ε_t um termo de erro. As variáveis de controle são *proxies* para choques de oferta, por exemplo, flutuações no preço internacional do petróleo (em reais) e o descasamento entre preços no atacado e no varejo.

Existe um ponto que não deve ser deixado de lado, que é a restrição de verticalidade da curva de *Phillips* no longo prazo, pela premissa da existência da neutralidade na moeda no longo prazo:

$$\sum_{i>0} a_{1i} + \sum_{j>0} a_{2j} + \sum_{k \geq 0} a_{3k} = 1 \quad (2.13)$$

A curva IS demonstra a dinâmica do hiato do produto como função das suas defasagens, da taxa real de juros, de variáveis fiscais, externas e do mercado de crédito, assim:

$$h_t = \beta_0 + \sum_{i>0} \beta_{1i} h_{t-1} + \sum_{j>0} \beta_{2j} r_{t-j} + \sum_{k>0} \beta_{3k} \Delta sup_{t-k} + \sum_{l \geq 0} \beta_{4l} (h_{t-l}^* + \Delta \bar{y}_{t-l}^* - \Delta \bar{y}_{t-l}) + \sum_{n \geq 0} \sum_p \beta_{5n}^p Z_{t-n}^{h,p} + u_t \quad (2.14)$$

Nesta, r_t é a taxa de juros medida pela taxa de juros nominal swap pré-DI de 360 dias deflacionada pela expectativa de inflação relativa ao período de vigência do contrato de swap; Δsup_t é a variação do superávit primário estrutural, $\Delta \bar{y}_t^*$ é a taxa de crescimento do produto mundial; Δh_t^* é a variação do hiato do produto mundial; \bar{y}_t^* é o crescimento do produto potencial mundial; \bar{y}_t é o crescimento do produto potencial doméstico; $Z_t^{h,p}$ é variável de controle, que, pode-se incluir, entre outras, variáveis indicadoras de condições financeiras, de grau de confiança dos agentes, de grau de incerteza e de condições de crédito.

No que diz respeito à função de reação do Bacen para a condução da política monetária é bastante similar à curva de Taylor apresentada por Bogdanski, Tombini, Werlang (2000), uma vez que não é apresentado em nenhum relatório que a regra passou por qualquer tipo de modificação. Ademais, nos relatórios de setembro de 2010 e julho de 2011, é apresentada a regra de Taylor como constituída pela taxa de juros doméstica (Selic) em função do hiato produto e do desvio da inflação em relação a sua meta.

2.2.2 Estimações da Curva de Phillips, IS e da Regra de Taylor no Brasil

As estimações das curvas referentes ao RMI fazem parte da discussão atual da macroeconomia, muitos trabalhos buscaram estimar as curvas de oferta e demanda, assim como a função de reação do Banco Central com modelos cada vez mais sofisticados. No Brasil, não diferente do que tem acontecido no mundo, vários trabalhos acadêmicos procuraram realizar estimações, por meio das premissas estabelecidas do Novo Consenso Macroeconômico, aqui serão listados alguns desses trabalhos realizados no Brasil em relação às curvas do RMI (conforme Apêndice I).

Em relação à curva de Phillips, o desenvolvimento de pesquisa tem sido enorme, sendo possível citar: Annable (2007), Blanchard e Galí (2007), Cogley e

Sbordone (2006), Galí, Gertler e Lopez-Salido (2005), Mankiw (2001), como exemplos de trabalhos que tinham como objetivo avançar na discussão, tanto de um ponto de vista teórico quanto do ponto de vista econométrico.

Com relação às estimações da Curva de Phillips feitas no Brasil, pode-se destacar inicialmente o trabalho de Portugal, Madalozzo e Hillbrecht (1999), no qual realizam uma estimativa linear do *trade-off* entre inflação e desemprego onde o modelo utilizado foi o autoregressive integrated moving average (ARIMA). O principal objetivo dos autores é estimar a taxa de desemprego que não acelera a inflação – nonaccelerating inflation rate of unemployment (NAIRU).

Os autores mostram que o coeficiente do desemprego se mostrou estatisticamente significativo da ordem de $-1,745$, embora os coeficientes relacionados às expectativas de inflação não o sejam. Um ponto importante a ser destacado é que a taxa de desemprego estava bastante próxima da NAIRUs estimadas para o período pós-Plano Real. Do final de 1986 até o final de 1995 a taxa de desemprego se mostrou abaixo daquela necessária para a manutenção da estabilidade inflacionária. A partir do final de 1995, a taxa de desemprego se estabiliza em torno na NAURU. Logo, o Plano Real aparenta ter conseguido estabilizar a inflação ao passo que equilibrava o mercado de trabalho.

No mais, um dos textos seminais para o estudo da Curva de Phillips para o Brasil pode ser encontrado no texto de Minella *et al.* (2002), o qual tem por objetivo avaliar a política monetária do Banco Central. Em resumo, observou-se que a inflação tem funcionado como um importante indicador de expectativas futuras de inflação e que o Banco Central tem reagido de maneira forte em relação às expectativas de inflação.

Pode-se ressaltar também outro ponto importante no trabalho, que é a passagem da taxa de câmbio para os preços "administrados ou monitorados", sendo duas vezes maior do que para os preços de "mercado".

Optando como uma estimação um pouco diferente, Areosa (2004) realiza uma estimação da Curva de Phillips Neokeynesiana padrão (CPNK) e da Curva Híbrida de Gali e Gertler (1999) com base no método generalizado dos momentos (MGM).

Os resultados podem ser resumidos da seguinte forma: **(i)** o Brasil apresentou um maior rigidez nominal do que os Estados Unidos e Europa; **(ii)** com relação à economia aberta com indexação, uma desvalorização do câmbio nominal acrescido da inflação externa interfere na inflação ao consumidor; **(iii)** o impacto direto das

variáveis relacionadas à abertura econômica é pequeno, sendo o somatório de seus coeficientes próximo a zero; **(iv)** por fim, o impacto indireto é significativo, o que altera de maneira consistente os pesos associados à inflação defasada e à expectativa da inflação futura.

Tentando entender melhor o impacto do câmbio na inflação, Correa e Minella (2005) estimam uma curva de Phillips com limiar (*threshold*) para o repasse cambial na tentativa de identificar a presença de mecanismos não lineares de repasse cambial na inflação no Brasil. Os resultados indicam que o repasse de curto prazo é menor quando a economia está em depressão, quando a taxa de câmbio se deprecia acima de certo valor e quando a volatilidade da taxa de câmbio é menor.

Nessa linha, Carneiro *et al.* (2002) realizaram estimativas da curva de Phillips para avaliar a não linearidade do repasse cambial para inflação. Nesse processo foi estimado uma Curva de Phillips Backward-Looking com coeficiente de repasse constante e uma Curva de Phillips Backward-Looking com um coeficiente de repasse não-linear, em função da taxa de câmbio real e da taxa de desemprego dessazonalizada. Esta especificação é realizada pelo Modelo não linear. Os resultados demonstram a existência de diferentes mecanismos não-lineares de repasse da variação cambial entre os diferentes grupos de produtos e serviços que compõem a cesta do IPCA. Logo, a relação entre a inflação e o câmbio não pode ser apresentada apenas pela especificação linear.

Em uma análise diferente, Schwartzman (2006) realiza estimativas de Curvas de Phillips para o Brasil a partir de dados de preços desagregados, utilizando o método de mínimos quadrados em três estágios através de dados trimestrais. Os resultados apontaram que a implementação do regime de câmbio flutuante com metas de inflação representou um ganho de desempenho da política anti-inflacionária no que diz respeito a preços de bens não comercializáveis. Além disso, os resultados demonstraram que, de forma geral, não é possível rejeitar a hipótese de verticalidade de longo prazo.

Em uma análise com dados mensais, Schettini, Gouvea e Sachsida (2012) estimam uma curva de Phillips através do modelo Vetorial Autorregressivo (VAR). Entre os resultados econométricos, observa-se: **a)** que um impacto de um choque cambial na inflação é de aproximadamente 0,04 pontos percentual (p.p.) **b)** um choque médio na taxa de desemprego demora em média 18 meses para desaparecer; **c)** a resposta da inflação é de 0,049 p.p. a choques nas expectativas

de inflação e **d)** choques na série de inflação não afetam a taxa de desemprego, ou seja, mais inflação não afeta a taxa de desemprego.

Já Carrara (2016), através de uma estimação com o Var e o VEC, expõe que na curva de Phillips a expectativa de inflação impacta de maneira direta e rápida na inflação. Além disso, os choques de oferta relacionados ao impacto do CRB, os choques de câmbio e os choques de produtividade têm impacto significativo, embora não seja um impacto imediato. Por fim, o hiato produto não se mostrou relevante para explicar as flutuações da inflação.

Por fim, em um trabalho sofisticado, Palma e Ferreira (2016) estimam uma curva de Phillips para identificar a NAIRU (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment) no período de março de 2002 a outubro de 2015. Para a estimação utilizou-se de um modelo bivariado de componentes não observados, conforme proposto por Chan, Koop e Potter (2015). Neste trabalho os resultados encontrados revelam uma tendência de queda da NAIRU com média estimada de 7.48% no período. No mais, o hiato do desemprego foi positivo até 2010.

Em relação à estimação da curva IS no Brasil, a quantidade de trabalho não é tão abrangente quando comparado à curva de Phillips. Mesmo assim, surgiram alguns trabalhos que ajudarão no entendimento da pesquisa, entre eles Freitas e Muinhos (2001) estimam uma curva IS pós-plano real na busca de determinar os mecanismos da política monetária. O método de estimação utilizado na estimação foi o OLS. Os resultados da curva IS foram que os coeficientes da taxa de juros e do hiato produto são muito significativos e com o sinal esperado, e que, em relação à taxa de juros, a expectativa da demanda agregada se reduz a 0,39 %.

Em conformidade com o trabalho acima, Bonomo e Brito (2002) buscaram identificar as políticas monetárias ótimas dentro das dinâmicas de curto prazo da economia brasileira. Essa modelagem foi realizada através de uma estimação que simula um modelo macroeconômico aberto sobre a premissa das expectativas racionais. Os autores chegam à conclusão de que a taxa de juros detém efeito significativo sobre o hiato produto, assim como Andrade e Divino (2015), contudo, a taxa de câmbio não se mostra significativa, além de o coeficiente ter o sinal inverso ao esperado.

Entretanto, Santos e Holland (2008) estimaram uma curva IS para a economia brasileira pelo modelo VAR utilizando algumas variações nos modelos em relação à taxa de juros *ex-ante* ou *ex-post*. Em suma, os resultados podem ser resumidos da

seguinte forma: **a)** as mudanças na taxa real de câmbio não representam um papel significativo na demanda agregada doméstica, os termos de troca mostram-se estatisticamente significantes. **b)** e o impacto do crescimento econômico global foi maior sobre a economia brasileira do que em relação a outras economias.

Em contraponto ao autor acima, Carrara (2016) propõe uma estimação da curva IS a partir do VEC, utilizando uma curva baseada no modelo de médio porte utilizado pelo Banco Central. Os resultados do trabalho mostram que a taxa de juros é o principal mecanismo que interfere no hiato produto, o que traz evidência para o fato de que a taxa de juros pode ser um instrumento eficaz de política monetária. Pode-se destacar ainda que a taxa de câmbio e as expectativas de inflação contribuem para determinar as flutuações da demanda, algo condizente com os com a teoria.

Em relação à curva de reação do Banco Central vários trabalhos foram produzidos a partir da adoção do RMI. Nesse contexto, Minella *et al.* (2002) estimam funções de reação para o Banco Central do Brasil (BACEN) do tipo *forward-looking*. De maneira geral, os autores observam que o BACEN responde fortemente aos desvios entre a expectativa de inflação e a meta. Corroborando com Minella *et al.* (2002), Holland (2005), usando uma estimação a partir da adoção do regime de metas no Brasil, demonstra que o BACEN tem comportamento enérgico em relação ao controle da inflação.

Nesse contexto, Júnior e Caetano (2004) estimaram a Regra de Taylor, como o objetivo é avaliar a relevância das decisões de política monetária para o caso de uma função de produção tipo Cobb Douglas, que é mais complexa que o uso do filtro HP. Para o processo de estimação, utilizou-se o Método Generalizado dos Momentos – Generalized Method of Moments (GMM). Os resultados revelaram que a função de produção Cobb-Douglas pode ser uma ferramenta interessante para a estimação da curva de Taylor e que o BCB tem optado por uma política mais tardança em relação à taxa de juros da Selic, assim a política monetária tem sido gradualista em relação às mudanças da economia.

Já Soares e Barbosa (2006) estimaram uma curva de Taylor no Brasil a partir da implementação do sistema de metas de inflação em junho de 1999. O ponto diferencial desse trabalho é que se utilizou muito a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo em relação à meta de inflação variável no tempo. De acordo com os resultados existe uma evidência empírica de que a política monetária segue a regra

de Taylor desde que se incluía a taxa de câmbio real corrente e defasada. Sendo que, de maneira geral, observou-se uma boa robustez no modelo onde os coeficientes se comportaram da maneira esperada.

Com uma proposta diferente, Gonçalves e Femonio (2007) realizaram uma estimação, uma curva de Taylor, tentando verificar a influência do calendário eleitoral sobre o comportamento da política monetária do Brasil. Para a estimação, a curva de Taylor, optou-se por uma curva tradicional apenas com a adição de um conjunto de variáveis eleitorais. Os resultados obtidos no trabalho constatarem que os instrumentos de política monetária não são afetados pelo calendário eleitoral, sendo que os coeficientes eleitorais não se mostraram significativos, ao passo que detêm sinal contrário ao esperado.

Em uma estimação bastante clássica, Dezordi e Curado (2009) realizam uma estimação do regime de metas de inflação com base em uma curva de Taylor expondo a relação entre a taxa de juros e o hiato produto e a inflação, a estimação é realizada por meio do VAR. Os resultados apontaram que, no caso da economia brasileira, é possível observar que a mesma pode ser orientada pela regra de Taylor. Além disso, na função de reação do Banco Central, um choque de 1% na inflação leva o Banco Central a aumentar a taxa Selic em 1,9%, já em relação ao hiato produto, a taxa de juros deve elevar em 0,98% no acumulado. Em geral, os resultados revelaram que o Banco Central é mais preocupado com a inflação do que com o crescimento da economia.

Modenesi (2011) estima a regra de Taylor para o Brasil entre 2000 e 2007. Os resultados apontaram que a política monetária restritiva utilizada pelo BACEN tem uma alta taxa de sacrifício, motivada pela rigidez da política monetária no período. Finalmente, Barbosa, Camêlo e João (2016) estimam a taxa de juros natural e a Regra de Taylor para o Brasil no período 2003/2015. Saliente-se que a taxa de juros natural é igual à taxa de juros internacional mais os prêmios de risco, do país e do câmbio. No mais, foram estimadas variáveis 'dummies' na busca de estimar a hipótese de mudança da taxa de inflação, ao hiato de produto e ao câmbio no Governo Dilma. A estimação foi realizada através do modelo GMM.

No trabalho, concluiu-se que a taxa de juros natural pode ser explicada por quatro componentes: *i*) taxa de juros internacional; *ii*) prêmio de risco de câmbio; *iii*) prêmio de risco país e *iv*) prêmio LFT (Letra Financeira do Tesouro). Além disso, a sustentabilidade da dívida pública afeta a taxa de juros natural via prêmio de risco

país. Os resultados ainda apontaram que os coeficientes da regra de Taylor são significantes, além disso, observou-se que, no primeiro governo de Dilma Rousseff, o Banco Central teve uma postura mais suave em relação à inflação, o que levou a inflação ficar acima da meta no período.

Por fim, destaca-se o trabalho de Mendonça, Dezordi e Curado (2009), que, através do Var, estimam uma regra de Taylor com as seguintes variáveis: *i)* Taxa de juros nominais *ii)* Taxa de juros real *iii)* Hiato do produto *iv)* Inflação *v)* Risco País. Observou-se que a taxa de juros no Brasil não tem sido utilizada de maneira correta e que os sucessivos descumprimentos das metas de inflação dificultam a redução da taxa de juros pelo Banco Central, sem comprometer as expectativas dos agentes econômicos com o descontrole da inflação. Assim, a taxa de juros pode não ser um bom instrumento de combate à inflação, podendo levar a resultados inversos ao que foi esperado. Um ponto importante a se destacar é que, embora a taxa de juros não responda à inflação e ao hiato produto, a mesma responde aos choques do índice de risco país.

Um ponto importante a ser destacado é que o presente trabalho possui como ponto diferencial, frente a todos os expostos aqui, a tentativa de identificar o papel que as expectativas têm no regime de metas, algo pouco evidenciado até então. Nas estimações das curvas estabelecidas aqui serão sempre expostas a possibilidade de identificar como a expectativa reage a possíveis distúrbios dos componentes tanto da curva de oferta como da curva de demanda.

Um intuito dessa análise é demonstrar não só a relação entre expectativas e inflação, mas identificar as variáveis que mais afetam a expectativa gerando efeitos mais contundentes sobre a inflação, tais como: câmbio, dos gastos governamentais, do índice de *commodities*, etc, conforme é demonstrado nos resultados. Dessa forma, a política monetária de controle das expectativas de inflação pode deter algumas limitações, uma vez que, as mudanças na expectativa de inflação podem estar, em parte, relacionadas a fatores que estão fora do campo de atuação do BC.

3. CANAIS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA

Após a discussão a respeito da estrutura do novo consenso macroeconômico, a seguir, serão apresentadas as formas com a política monetária intervém na economia pelo controle de expectativas, ao passo que será demonstrado de maneira singular o próprio canal das expectativas.

O mecanismo de transmissão da política monetária deve ser compreendido como um processo em que as decisões da política monetária são transmitidas ao seu objetivo final. Entretanto, ainda existem debates sobre a forma exata de como a política monetária afeta a economia real, visto que esquemas analíticos que interagem com os diferentes canais de transmissão nem sempre são fáceis de observar.

Mishkin (1996) observa que o mecanismo de transmissão da política monetária consiste em diferentes canais interligados, constituindo uma teia através da qual, e em diversas fases, a política monetária irá operar. Sabe-se também que existem diversas concepções distintas sobre o funcionamento dos mecanismos de transmissão da política monetária, tendo em vista os fatores estruturais e institucionais.

É importante verificar que a divisão dos mecanismos de transmissão em diferentes fases traz consigo a hipótese de que os mercados não se equilibram instantaneamente. Sabendo que, em uma economia que se ajusta instantaneamente sem qualquer rigidez, com informação perfeita e mercados financeiros completos, seria trivial qualquer alteração na variável instrumental, já que conduziria imediatamente a uma alteração compensatória no nível de preços, sem quaisquer consequências sobre o produto, restabelecendo a dicotomia clássica.

Licha (2015, p. 179) ressalta que os Canais de transmissão “[...] abrem as relações causais que existem no interior da IS, do ponto de vista do financiamento das decisões de gastos, e exploram a dualidade que existe entre a análise das decisões de gasto e produto e a análise do financiamento dessas decisões”.

Mishkin (2005) observa que o mecanismo de transmissão monetária começa com uma alteração do instrumento de política – normalmente, uma taxa de juros de curto prazo, manipulada por meio de operações de mercado aberto, cujas alterações irão determinar a oferta de moeda – sabendo que o principal objetivo da política monetária é a busca da estabilidade de preços.

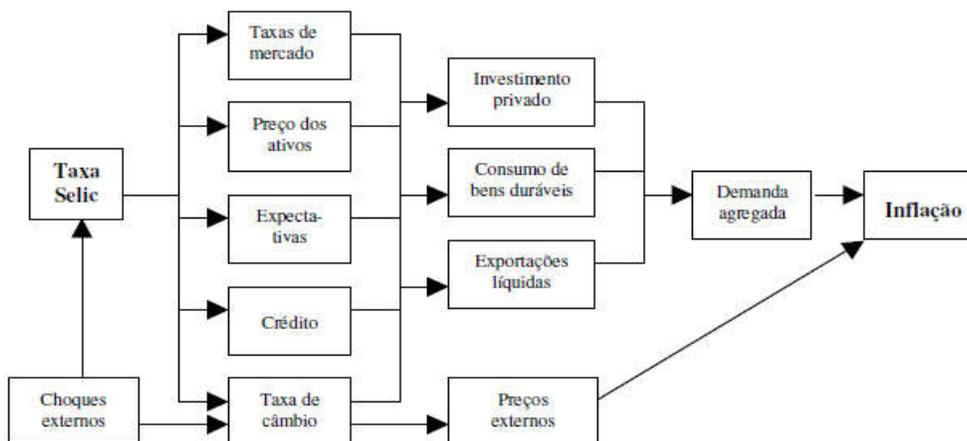
Isso posto, o relatório de 1999 do BCB dá atenção especial a cinco mecanismos de transmissão da política monetária, que são eles: *i)* taxa de juros; *ii)* taxa de câmbio; *iii)* preço dos ativos; *iv)* crédito; e *v)* expectativas.

Dada a premissa de expectativas racionais, uma simples mudança nas expectativas da taxa de juros é capaz de produzir efeitos na economia, na medida em que as demais taxas de juros podem começar a se ajustar antes mesmo do

Banco Central mudar oficialmente a taxa de juros, o que expõe a importância desse canal para este artigo.

Com base no que foi apresentado, a figura 1 sistematiza os diferentes canais de transmissão da política monetária, recorrendo à abundante literatura sobre a temática, como, entre outros, Bernanke e Gertler (1992); (1993) e (1995), Mishkin (1996) e (2005), Licha (2015).

Figura 1 - Canais de Transmissão da Política Monetária



Fonte: Relatório do Banco Central (1999)

3.1 Canal “Taxa de Juros”

O primeiro canal a ser demonstrado consiste no da “taxa de juros”, que ficou ainda mais evidenciado no modelo IS-LM. Na visão genérica do modelo IS-LM Keynesiano, o efeito de uma expansão monetária pode ser descrito da seguinte forma: uma política monetária expansionista leva a uma queda da taxa de juros real, de modo a diminuir o custo de capital e aumentar a rentabilidade dos projetos, acarretando em um aumento nas despesas de investimento, e, assim, promovendo um aumento da procura agregada e, conseqüentemente, no produto.

Mishkin (1995) demonstra a caracterização do canal taxa de juros, de maneira mais formal, da seguinte forma:

$$\uparrow M \Rightarrow \downarrow i_r \Rightarrow \uparrow I \Rightarrow \uparrow Y$$

Aqui, $\uparrow M$ indica a expansão monetária que implica uma redução da taxa de juros real ($\downarrow i_r$), resultando em uma redução do custo de capital, causando um aumento do investimento ($\uparrow I$) e da renda agregada ($\uparrow Y$).

O relatório de 1999 do Bacen destaca que, ao subir a taxa nominal de juros de curtíssimo prazo, esse efeito se propaga sobre a taxa de juros de longo prazo,

sendo verificados efeitos maiores sobre a economia. Isso só é possível em razão da premissa de que no curto prazo os preços são rígidos.

O processo pelo qual a taxa de juros nominal interfere na taxa de juros real de longo prazo, baseado na equação de Fisher, é parte fundamental para entender como em economias nas quais a taxa de juros nominal está próxima a zero os *policemakers* podem ainda atuar com a política monetária a fim de estabilizar o hiato produto. Essa relação pode ser vista na equação abaixo.

$$\uparrow M \Rightarrow \uparrow P^e \Rightarrow \uparrow \pi^e \Rightarrow \downarrow i_r \Rightarrow \uparrow I \Rightarrow \uparrow Y$$

Onde:

$$i_r = r - \pi^e$$

Um aumento da oferta monetária leva os agentes a esperarem um aumento no nível de preço (P^e) que, por sua vez, eleva a inflação esperada (π^e). Esse aumento da inflação esperada reduz da taxa de juros real (i_r) dada uma taxa de juros nominal (r). Por fim, esse ajuste na taxa de juros real faz com que aumente o investimento que amplia a renda agregada.

Analisando de maneira mais precisa, observa-se que uma política monetária expansionista, correspondendo a uma diminuição da taxa de juro real, afeta a despesa agregada de diferentes formas. Primeiramente, na avaliação de projetos de investimento, isto é, menores taxas de juros reduzem o custo do capital, variável relevante para a seleção de projetos, que, por sua vez, afeta o custo de oportunidade das decisões de despesa reais, estimulando o investimento. Em segundo lugar, as despesas em consumo aumentam, sabendo que menores taxas favorecem o consumo corrente, em detrimento do consumo futuro. Esse efeito é chamado de efeito substituição. Por outro lado, a alteração das taxas de juros diminui o fluxo de rendimentos obtidos com a poupança, tal alteração constitui o efeito rendimento (OLIVEIRA, 2001).

A relevância desse canal de transmissão da política monetária tem sido enfatizada em outros trabalhos. Taylor (1995), através de resultados empíricos, apresenta uma revisão da literatura sobre canais de taxa de juros, evidenciando uma relação estreita entre as alterações da taxa de juros e as decisões de despesa em consumo e investimento (efeito substituição). No entanto, Bernanke e Gertler (1995) afirmam que é necessário ter cuidado com os estudos empíricos, uma vez que os mesmos têm uma grande dificuldade em identificar efeitos significativos da taxa de

juros sobre o custo do capital: pequenas alterações na especificação dos modelos utilizados poderão reduzir substancialmente os efeitos da taxa de juros.

3.2 Canal “Preço dos Ativos”

A principal crítica monetarista ao paradigma IS-LM da análise da política monetária diz respeito ao preço de apenas um ativo, a taxa de juros, e não do conjunto de ativos. Isso significa dizer que é rejeitada a noção Keynesiana de que todos os ativos não monetários são substitutos perfeitos. Os monetaristas, assim, propõem um mecanismo de transmissão, em que os preços relativos dos ativos e a riqueza real comunicam os efeitos monetários à economia.

De acordo com Mishkin (1996), a visão monetarista sobre transmissão monetária envolve dois componentes: *i)* a teoria de investimento q de Tobin; e *ii)* o efeito da riqueza sobre o consumo.

O q de Tobin é um importante dispositivo para a reflexão de como a política monetária pode afetar a economia através do seu efeito sobre a valorização das ações das empresas. Mais precisamente Tobin (1969) define q como o valor de mercado da empresa dividido pelo custo de substituição do capital:

$$q = V_e / C_{sc}$$

V_e = Valor da empresa

C_{sc} = Custo de substituição do capital

No caso de o “ q ” ser maior do que 1 indica que o valor de mercado da empresa é elevado em relação ao custo de substituição do capital, ou seja, novas fábricas e equipamentos de capital serão baratos relativamente ao valor de mercado da empresa. Dentro dessa perspectiva, a empresa pode emitir ações para financiar o investimento a um preço favorável, comparado com os custos de novas fábricas e equipamentos. As despesas de investimentos irão, pois, aumentar, já que a empresa tem a possibilidade de adquirir uma grande quantidade de novos bens de investimento, recorrendo apenas a uma pequena emissão de ações.

Dentro de outra perspectiva, quando o q é menor que 1, a empresa não irá adquirir novos investimentos, uma vez que o valor de mercado da empresa é baixo em relação ao custo do capital. Assim, se a empresa quiser adquirir capital, no lugar de investir, poderá adquirir outra empresa, obtendo, dessa forma, capital antigo.

Um ponto importante que deve ser destacado no modelo de q de Tobin é que existe uma ligação entre os preços dos títulos e as despesas de investimento. Dentro da visão monetarista, quando o Banco Central opta por uma política monetária expansionista, os agentes irão reduzir a sua demanda de moeda, aumentando suas despesas. Uma maneira de ampliar suas despesas é no mercado de ações, aumentando a procura de ações e, conseqüentemente, aumentando as suas cotações. Com o aumento dos preços das ações, haverá um aumento no valor da empresa, conduzindo a um q mais elevado e, portanto, a investimentos maiores (MISHKIN 2015).

$$\uparrow M \Rightarrow \uparrow P^e \Rightarrow \uparrow q \Rightarrow \uparrow I \Rightarrow \uparrow Y$$

Vendo de outra forma, uma queda na taxa de juros reduz a atratividade de outros ativos frente às ações, o que leva a um aumento do preço dessa última. A partir de então, através do q de Tobin, tal visão conduziria a um mecanismo de transmissão bastante próximo ao destacado anteriormente. É possível notar que a política monetária expansionista, ao aumentar o preço das ações, diminui relativamente o custo do capital, provocando um aumento do investimento e, deste modo, do produto.

Outro canal importante na transmissão monetária é o efeito riqueza sobre o consumo, no qual, entende-se por efeito riqueza as escolhas que os agentes econômicos fazem motivadas por alterações no valor do seu patrimônio. De maneira geral, diz respeito à variação na riqueza dos agentes econômicos em virtude de alterações da taxa de juros. Por exemplo, uma queda das taxas de juros eleva o preço das ações, uma vez que estimula o crescimento da economia e o lucro das firmas, elevando, assim, a riqueza dos agentes. Esse aumento da Riqueza se traduz em um aumento do consumo e do produto.

$$\uparrow M \Rightarrow \uparrow P^e \Rightarrow \uparrow Riqueza \Rightarrow \uparrow Consumo \Rightarrow \uparrow Y$$

É importante salientar que, para países como os Estados Unidos e Inglaterra, esse canal tem alguma relevância, em razão de que o mercado mobiliário é mais desenvolvido. Contudo, ainda não existem indícios suficientes de que esse seja um canal relevante na transmissão da política monetária no Brasil.

3.3 Taxa de Câmbio

A taxa de câmbio é um importante mecanismo de transmissão da política monetária, sabendo que uma grande parte dos preços domésticos é influenciada

direta ou indiretamente pela taxa de câmbio. Taylor (1995) traz que, levando em consideração a paridade da taxa de juros, existe uma relação negativa entre a taxa de juros e a taxa de câmbio. Políticas monetárias contracionistas fazem com que a taxa de câmbio se valorize, elevando o retorno da moeda local frente à estrangeira.

De maneira geral, uma política monetária expansionista irá provocar uma diminuição da taxa de juros doméstica, em relação à taxa de juros externa, conduzindo a uma menor entrada de capitais externos, que refletirá em uma depreciação do câmbio (E) (levando em consideração a livre mobilidade de capitais). Essa depreciação cambial leva a um aumento das exportações líquidas (NX) e do produto.

$$\uparrow M \Rightarrow \downarrow i_r \Rightarrow \uparrow E \Rightarrow \uparrow NX \Rightarrow \uparrow Y$$

No entanto, o canal da taxa de câmbio possui algumas peculiaridades (principalmente nos países em desenvolvimento), pertinentes às características institucionais e às súbitas reversões na taxa de câmbio. Com isso, existem alguns pontos que devem ser destacados: *i)* desvalorizações cambiais em grandes proporções podem fazer com que as metas de inflação não se realizem; *ii)* movimentos do câmbio podem ser independentes da política monetária, interferindo no funcionamento do mecanismo cambial; e *iii)* se os agentes mensurarem suas riquezas em dólares, dado o efeito riqueza de uma depreciação cambial, os mesmos podem gastar mais ao invés de menos, como previsto (NORONHA, 2007).

3.4 Canal do Crédito

Na perspectiva do canal do crédito, os bancos assumem um papel fundamental no sistema financeiro, sendo o intermediário responsável por minimizar, embora nem sempre seja possível, os problemas de informação assimétrica existentes no mercado do crédito. Isto é, nesse canal, os bancos assumem o papel de intermediário entre os deficitários e os superavitários.

Licha (2005, p.180) afirma que “no canal do Crédito, a taxa de política afeta a oferta e a demanda de crédito e, em consequência, as concessões de crédito e o hiato do produto”. Bernanke e Gertler (1995), por outro lado, subdividem o canal do crédito em dois componentes: o canal dos empréstimos bancários (bank lending channel) e o canal do balanço (balance channel).

Mishkin (1996) assinala que o Canal dos empréstimos bancários foca nos possíveis efeitos das ações de política monetária sobre a oferta de empréstimos por parte das instituições financeiras, enfatizando o papel desempenhado pelos bancos nos mercados financeiros.

Já o canal do balanço explicita o papel que as garantias (colateral) devem ter na redução dos problemas de informação. Isto é, relacionando o impacto potencial que as mudanças na política monetária podem ter sobre os balanços e as situações financeiras daqueles que pedem recursos emprestados. Esses canais de transmissão, que funcionam afetando os ativos dos bancos, são demonstrados no Bernanke e Blinder (1988 e 1992), Bernanke e Gertler (1995).

No canal dos empréstimos bancários, a transmissão da política monetária é mostrada da seguinte forma: uma política monetária expansionista eleva as reservas bancárias e os depósitos bancários, o que aumenta a quantidade de empréstimos acessíveis. Devido ao fato de muitos projetos dependerem de empréstimos bancários para financiar as suas atividades, esse aumento nos empréstimos elevará os gastos de investimento (e possivelmente de consumo), que, por sua vez, aumentará a renda agregada. Assim, o efeito da política monetária pode ser apresentado da seguinte forma:

$$\uparrow M \Rightarrow \uparrow \text{Depositos bancários} \Rightarrow \uparrow \text{Empréstimos} \Rightarrow \uparrow I \Rightarrow \uparrow Y$$

O relatório do BCB (1999) demonstra que o canal do crédito tem grande importância nos países industrializados. Esses empréstimos são importantes, de maneira especial, para as pequenas empresas, que não têm acesso direto ao mercado de capitais (e.g. emissão de ações, debêntures etc.).

Já no Canal do “capital bancário”, a política monetária expansionista ($\uparrow M$) pode levar a um aumento no preço das ações (p_s), que, como anteriormente descrito, aumenta o patrimônio líquido das empresas, proporcionando redução dos efeitos da seleção adversa e risco moral. Esse processo leva a um aumento nos gastos com investimento (I) e na demanda agregada.

$$\uparrow M \Rightarrow \uparrow p_s \Rightarrow \downarrow \text{Risco Moral} \Rightarrow \downarrow \text{Seleção Adversa} \Rightarrow \uparrow \text{Empréstimos} \Rightarrow \uparrow I \Rightarrow \uparrow Y$$

3.5 Canal das Expectativas

O quinto e último canal de transmissão da política monetária é o canal das expectativas, objeto de nossa análise. Este canal é importante na condução da

política monetária, uma vez que as políticas monetárias dependem de como os indivíduos e os mercados financeiros antecipam tais políticas. Pelo que é possível identificar, este canal está presente em todos os demonstrados anteriormente. Sendo que os mecanismos específicos para o canal “expectativas” são versões intertemporais dos canais estáticos da taxa de juros, preço dos ativos e crédito (PACHECO, 2006).

A condução da política monetária depende da capacidade do Banco Central de coordenar as expectativas de inflação dos agentes econômicos. Isto é, a credibilidade da autoridade monetária depende, fundamentalmente, do processo de formação das expectativas. Deste modo, quanto mais transparente e crível a condução da política monetária, maior a credibilidade do Banco Central.

Licha (2015, p. 205) verifica que “o canal das expectativas analisa os efeitos da taxa de juros de curto prazo sobre as taxas de juros de longo prazo, considerando a existência de ativos financeiros de maturidade diferentes”. Essa afirmação pode ser entendida através de duas teorias: *i*) teoria das expectativas; *ii*) teoria do habitat preferido.

A teoria das expectativas foi primeiramente instituída por Ficher (1930), tendo por premissa que os agentes econômicos tomam determinadas decisões com base no que esperam do futuro. Logo, na hora de um investimento esses agentes não apenas observam a taxa de juros, mas também a taxa de juros esperada para os próximos períodos.

Em resumo, Ficher (1930, p. 128) estabelece que:

The rates of interest are always based upon expectation, however little this hope may later be justified by realization. Man makes his guess of the future and stakes his action upon it. In his guess he discounts everything he can foresee or estimate, even future inventions and their effects. [...] in a country consisting of overly sanguine persons, or during a boom period when business men are overhopeful, the rate of interest will be out of line with what actual events, as later developed, would justify. It seems likely that, in ordinary communities, realization justifies the average expectation.

Para entender melhor a teoria das expectativas, Licha (2015) apresenta um exemplo simples com as seguintes hipóteses: *i*) a existência de uma linha temporal com apenas dois períodos (curto e longo prazo); *ii*) e a existência de dois títulos com maturidades diferentes, substituídos entre si e rendendo juros diferentes.

Assim, a taxa de juros de longo prazo pode ser apresentada da seguinte forma²:

$$i_2 \cong \frac{i_1 + i_1^e}{2}$$

Aqui, i_1 é taxa de juros de curto prazo, i_2 é taxa de juros de longo prazo e i_1^e é o valor esperado da taxa de juros de longo prazo. Logo, a taxa de juros de longo prazo sobre influência direta das expectativas que os agentes têm em relação à política monetária.

Já a teoria do Habitat Preferido, instituída por Modigliani e Sutch (1967), apresenta a relação entre a taxa de juros de curto e longo prazo, levando em consideração não apenas a expectativa futura da política monetária, mas também o prêmio de risco (ou liquidez). Esse prêmio de risco (δ_2) é determinado pela diferença entre as taxas de curto e longo.

$$i_2 \cong \frac{i_1 + i_1^e}{2} + \delta_2$$

Assim, a taxa de juros de longo prazo sofre interferência tanto da expectativa futura em relação à política monetária quanto do prêmio de risco, indicando que um aumento do prêmio de risco (queda no preço dos ativos) leva a um aumento da taxa de juros de longo prazo.

Nesse viés, Mendonça (2011) relata que no momento em que o Banco Central muda a taxa de juros, as expectativas dos agentes econômicos sobre o futuro da economia podem sofrer alterações. Ou seja, uma elevação da taxa de juros na tentativa de evitar um aumento da inflação causa efeitos recessivos no curto prazo (Y_{lp}), uma vez que as expectativas inflacionárias reduzem e a taxa de juros real aumenta, contraindo os investimentos e o consumo, como visto anteriormente.

Em contraponto, o Banco Central pode com essa política reestabelecer a confiança no desempenho futuro da economia (CDFE). Com isso, as taxas de juros esperadas de médio e longo prazo serão menores ($E(i_{mp}), E(i_{lp})$). Por conseguinte, é esperado que a queda do produto devido à política monetária contracionista seja revertida com a recuperação da normalidade. Esse processo estimula o investimento

² Para o melhor entendimento, ver Box 1 e Licha (2015, p.206).

de longo prazo (I_{lp}) e, por sua vez, o produto de longo prazo Y_{lp} . Logo, o processo se divide em duas fases:

1ª fase: $\downarrow M \Rightarrow \uparrow r \Rightarrow \uparrow i_r \Rightarrow \downarrow I \Rightarrow \downarrow Y$

2ª fase: $\uparrow CDFE \Rightarrow \downarrow E(i_{mp}), E(i_{lp}) \Rightarrow \uparrow I_{lp} \Rightarrow \uparrow Y_{lp}$

A literatura sobre os canais de transmissão da política monetária não destaca as expectativas como um canal que possui relevância em relação aos demais (dada a incerteza inerente aos efeitos da política monetária e à evolução da economia). No entanto, o BCB utiliza a política monetária levando em consideração que o canal das expectativas é parte essencial para entender a inflação brasileira (MENDONÇA, 2011).

De acordo com o relatório do BCB (1999), embora o canal das expectativas nem sempre seja abordado nos estudos sobre o mecanismo de transmissão da política monetária, o mesmo é essencial na gestão da política monetária no Brasil. No entanto, o BCB assume que, devido à incerteza inerente aos efeitos da política monetária e à evolução da economia, o próprio canal de expectativas pode conduzir a economia a resultados opostos. No mais, dentro da teoria das crises financeiras baseada na informação assimétrica, as políticas monetárias contracionistas, que conduzam a uma recessão e a um maior grau de incerteza, podem ser parte essencial da existência da crise financeira, que, na linguagem de canais de transmissão, significa que o canal das expectativas interage com o mercado de crédito, conduzindo a efeitos ainda mais complexos. Com isso, esses mercados financeiros podem conduzir a uma ineficiência na canalização de fundos para as oportunidades de investimento mais produtivas, levando a uma forte recessão da atividade econômica (BERNANKE, 1983).

Por fim, o Box 1 abaixo detalha, através da função de demanda IS, como as expectativas interferem na taxa de juros de longo prazo e, assim, na economia pelo canal das expectativas.

Box 1 – Derivação do Canal das expectativas³

³ Leva-se em consideração que $\delta_2 = 0$, assim como defende Licha (2015).

Pode-se escrever a curva IS tal como se segue na equação (2.2):

$$x_t = \theta_1 E_t x_{t+1} - \theta_2 [i_t - E_t \pi_{t+1}] + g_t$$

Sendo $\varepsilon_{t,(t+1)}$, os possíveis choques de demanda em t e r_t , a taxa de juros real estabelecida pela equação de Fisher no tempo t , tem-se:

$$\begin{aligned} \varepsilon_{t,(t+1)} &= \theta_1 E_t x_{t+1} + g_t \\ r_t &= i_t - E_t \pi_{t+1} \\ x_t &= -\theta_2 r_t + \varepsilon_{t,(t+1)} \end{aligned} \quad (3.1)$$

Sabendo que o valor esperado de $\varepsilon_{t,(t+1)}$ é igual a $\theta_1 E_t x_{t+1}$ e aplicando a esperança na curva IS, obtém-se:

$$E_t x_{t+1} = -\theta_2 E_t r_t + E_t \varepsilon_{t,(t+1)} = -\theta_2 E_t r_t + E_{t+1} x_{t+2}$$

Substituindo em x_t :

$$x_t = -\theta_2 r_t - \theta_2 E_t r_t + E_{t+1} x_{t+2} + g_t$$

Definindo $E_{t+1} x_{t+2} = 0$, na perspectiva de truncar a série de substituições recursivas (caso o contrário as substituições tinham que continuar) e utilizando algumas simplificações, resulta-se a seguinte função:

$$x_t = 2 \left\{ -\theta_2 \left[(r_t + E_t r_t) / 2 \right] \right\} + E_{t+1} x_{t+2} + g_t = 2 \left\{ -\theta_2 \left[(r_t + E_t r_t) / 2 \right] \right\} + g_t$$

Sendo r_{t+1} a taxa de juros de longo prazo e levando em consideração a equação de Fisher, tem-se a seguinte função:

$$r_{t+1} = (r_t + E_t r_t) / 2 \quad (3.2)$$

Substituindo mais uma vez em x_t , obtém-se:

$$x_t = -2\theta_2 r_{t+1} + g_t \quad (3.3)$$

Assim, pela equação (3.3), quando Banco Central sinaliza que irá reduzir a taxa de juros futura e o público acredita, a expectativa da taxa de juros ($E_t r_t$) diminui, levando a uma queda da taxa de juros de longo prazo (r_{t+1}). Essa queda na taxa de juros de longo prazo faz com que a atividade econômica x_t no presente se expanda, mesmo que a taxa de juros corrente não tenha realmente diminuído.

4. METODOLOGIA

Tendo por base a complexidade do tema, faz-se necessário, de início, uma revisão teórica aprofundada acerca da temática. Após essa etapa, realizar-se-ão as estimações das curvas de Phillips, IS e a Função de Reação do Banco Central. Essas estimações terão como pilar fundamental o trabalho Bogdanski, Tombini, Werlang (2000), que é a versão utilizada pelo BACEN atualmente para atuação da política monetária na qual são incorporadas as modificações necessárias para as características da economia brasileira, tendo por base a estrutura do novo consenso macroeconômico.

Destarte, serão realizadas todas essas interações por meio dos Vetores Autorregressivos (VAR), como também pelos modelos estruturais (SVAR). Neste capítulo serão expostos os dados e as equações que serão estimadas, assim como os procedimentos realizados. Como a série temporal das expectativas começam em 2001, optou-se por realizar o corte temporal a partir dessa data.

4.1 Equações e Dados Utilizados

Levando em consideração a discussão teórica a respeito do papel que as expectativas detêm na inflação brasileira, apresentam-se a seguir as equações de Phillips, curva IS e a função de reação do BACEN.

4.1.1 Curva de Phillips

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-j} + \beta_1 pm_{t-j} + \gamma_1 exp_{t+j} + \delta_1 e_{t-j} + \varphi_1 h_{t-j} + \epsilon_1 icbr_{t-j} + \varepsilon_{t1} \quad (4.1)$$

Nessa expressão, π_t representa a inflação de preços Livres, pm_t é a inflação de preços administráveis, exp_t é a expectativa atual da inflação futura (inflação do mês seguinte)⁴, e_t , a taxa de câmbio nominal, h_t , o hiato produto e o $icbr_t$ é o índice de preço de commodities em dólares.

Existem algumas divergências dessa expressão com a Curva de Phillips tradicional do Banco Central e todas as demais estimações realizadas recentemente no Brasil (Conforme Apêndice I). Primeiramente, optou-se por analisar a inflação de preços livres e administrados de maneira separada, para identificar os possíveis efeitos de propagação entre as variáveis, ou seja, como as mudanças nos preços

⁴ Para simplificar, no trabalho a variável expectativa de inflação será descrita apenas por “expectativa”, a não ser que possa gerar alguma ambiguidade.

livres implicam reajustes de preços administrados ou como o reajuste de preços administrados implica flutuações sobre os preços livres. A escolha das variáveis da curva de Phillips está baseada na decomposição de inflação do Banco Central.

Em segundo lugar, atribui-se a Curva de Phillips uma *proxi* que representa o choque de oferta ($icbr_t$). A opção dessa variável está no fato que os choques de oferta (também conhecidos como choques de custo) contemplam a parte da inflação que não responde diretamente à política monetária, assim, busca-se analisar até que ponto a inflação brasileira é derivada de fatores ligados à demanda, pelo canal das expectativas.

Para a estimação da Curva de Phillips serão utilizados dados mensais que vão de janeiro de 2001 a setembro de 2017. A descrição mais completa da curva de Phillips é apresentada no quadro 1 abaixo.

Quadro 1 - Descrição dos Dados da Curva de Phillips

Variável	Sigla	Unidade	Descrição	Fonte
Preços Livres	π	Variação %	Conjunto de preços sensíveis às condições de oferta e de demanda	Série 11428 do SGS do Bacen
Preços Monitorados	Pm	Variação %	Conjunto de preços que são estabelecidos por contrato ou por órgão público	Série 4449 do SGS do Bacen
Expectativa de Inflação	exp	Variação %	Média das Expectativa diária para a inflação em $t + 1$	Sistema de expectativa do Banco central (Gerin)
Taxa de Câmbio	e	Variação %	Primeira diferença do logaritmo da série formada pela média entre as taxas de compra e venda	Série 3689 do SGS do Bacen
Hiato do Produto	h	Variação %	O hiato do produto será estimado pelo filtro Hodrick-Prescott	Série 4380 do SGS do Bacen
Choque de Oferta	IC-Br	Variação %	Primeira diferença do logaritmo do Índice de Commodities do Brasil	Série 20048 do SGS do Bacen

Fonte:Elaborado pelo Autor

Nesse caso, a variável expectativa segue a especificação forward-looking, baseada na premissa de que os agentes têm expectativas racionais, tendo, assim, a hipótese natural de que, à medida que o regime de metas para a inflação conquista credibilidade, as expectativas tenderiam a convergir para o valor da meta.

4.1.2 Curva IS⁵

$$h_t = \theta_1 h_{t-j} + \vartheta_1 r_{t-j} + \iota_1 e_{t-j} + \kappa_1 NFSP + \lambda_1 exp_{t+j} + \varepsilon_{t2} \quad (4.2)$$

Na curva de IS acima, h representa o hiato produto, assim como na curva de Phillips, r representa a taxa de juros referencial - swaps - DI pré-fixada - 360 dias - fim do período, NFSP é a Necessidade de Financiamento do Setor Público, “e” é a taxa de câmbio nominal e exp representa a expectativa de inflação futura.

A função de demanda, acima representada pela curva IS, também tem algumas particularidades em relação à curva de demanda utilizada pelo Banco Central. Primeiramente, a taxa de juros e a taxa de câmbio estão em valores nominais. Em segundo lugar, utiliza-se NFSP como *proxi* para os gastos governamentais diferente da medida de superávit primário estrutural que o Banco Central utiliza.

Nessa equação, a taxa de juros representa a intertemporalidade de consumo presente por consumo futuro, já a taxa de câmbio serve como parâmetro da economia brasileira à condição de economia aberta. A expectativa futura de inflação, elemento-chave na análise, em conjunto com a taxa de juros nominal, representa a taxa de juros real da economia.

A curva de demanda é importante para análise, já que a mesma irá demonstrar qual o grau de perturbação da demanda da economia (perturbação pela qual o Banco Central busca conter), dados os choques de expectativa. Com isso, identificar-se-á o quanto o hiato produto se modifica em relação às flutuações das expectativas dos agentes em relação à inflação. Essa percepção é importante, já que o Banco Central busca controlar as perturbações de demanda via controle de expectativas do mercado em relação à inflação futura.

Todas as variáveis estão representadas no quadro 2 abaixo. As variáveis estão em dados mensais de janeiro de 2001 a setembro de 2017.

⁵ Para a estimação da curva IS utilizou-se como base o trabalho de Carrara (2016).

Quadro 2 - Descrição dos Dados da Curva IS

Variável	Sigla	Unidade	Descrição	Fonte
Hiato do Produto	h	Variação %	O hiato do produto será estimado pelo filtro Hodrick-Prescott	Série 4380 do SGS do Bacen
Taxa de Juros	r	Variação %	Primeira diferença do logaritmo Taxa referencial - swaps - DI pré-fixada - 360 dias - fim de período - (% a.a)	Série 7821 do SGS do Bacen
Taxa de Câmbio	e	Variação %	Primeira diferença do logaritmo da série formada pela média entre as taxas de compra e venda	Série 3689 do SGS do Bacen
Necessidade de Financiamento do Setor Público	NFSP	Variação %	NFSP sem desvalorização cambial (% PIB) - Fluxo acumulado no ano - Resultado primário - Total - setor público consolidado - %	Série 5507 do SGS do Bacen
Expectativa de Inflação	exp	Variação %	Média das Expectativa diária para a inflação em $t + 1$	Sistema de expectativa do Banco central (Gerin)

Fonte: Elaborado pelo Autor.

4.1.3 Função de Reação do Banco Central

$$i_t = \sigma_1 i_{t-j} + \phi_1 D_{t-j} + \rho_1 h_{t-j} \quad (4.3)$$

Na expressão, i representa a taxa de juros SELIC efetiva, D é o desvio da expectativa de inflação em relação à meta inflacionária, e h é o hiato produto, j é o número de defasagem e ε é o termo de erro.

No cálculo do desvio da expectativa de inflação em torno da meta, optou-se com realizar o cálculo que foi proposto por Mirela et al. (2003), conforme equação (6.3) abaixo:

$$D_j = \frac{12-j}{12} (E_j \pi_t - \pi_t^*) + \frac{j}{12} (E_j \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) \quad (4.4)$$

Nesta, $E_j \pi_t$ representa o valor esperado do mês, j para a inflação do ano, t , π_t^* representa a meta de inflação para o ano, t , $E_j \pi_{t+1}$ representa o valor esperado da inflação para o ano seguinte e π_{t+1}^* é a meta de inflação para o ano seguinte.

Este desvio fornece a diferença entre expectativa e a meta para todos os períodos do ano. Os autores utilizaram uma média ponderada para os desvios da

expectativa a de inflação em relação à meta para o ano presente e para o ano futuro.

A equação (4.3) é bastante próxima da utilizada pelo Banco Central na atuação da política monetária. A diferença está na taxa de juros Selic, sendo que, neste trabalho, optou-se por utilizar a taxa efetiva, assim como Modenesi (2011), ao invés de utilizar a taxa Selic definida pelo COPOM.

Todas as variáveis estão apresentadas no quadro 3 abaixo. As variáveis estão no mesmo período e na mesma frequência utilizada nas outras equações acima.

Quadro 3 - Descrição dos Dados da Regra de Taylor

Variável	Sigla	Unidade	Descrição	Fonte
Hiato do Produto	h	Variação %	O hiato do produto foi estimado pelo filtro Hodrick-Prescott	Série 4380 do SGS do Bacen
Taxa de Juros - SELIC efetiva	i	Variação %	Primeira diferença do logaritmo da taxa de juros SELIC efetiva acumulada no mês anualizada - % a.a.	Série 4189 do SGS do Bacen
Desvio das Expectativas em torno da meta	D	Variação %	Primeira diferença do desvio da expectativa em relação à meta proposto por Mirela et al. (2003).	Bacen e o Sistema de expectativa do Banco central (Gerin)
Taxa de Câmbio	e	Variação %	Primeira diferença do logaritmo da série formada pela média entre as taxas de compra e venda	Série 3689 do SGS do Bacen

Fonte: Elaborado pelo Autor

4.2 Métodos

4.2.1 Vetores autoregressivos – VAR

O trabalho seminal *Macroeconomic and reality* de Sims (1980) propõe a introdução de modelos autorregressivos multivariados, vetores autorregressivos (VAR), como uma crítica aos modelos de equações simultâneas utilizados nos modelos macroeconômicos keynesianos. A teoria econômica utilizada pelos modelos VAR resume-se apenas à escolha das variáveis que irão fazer parte do sistema e do número de defasagens.

De acordo com Lima, Araújo, Silva (2011), esses modelos se tornaram cada vez mais populares tanto nos trabalhos acadêmicos quanto nos bancos centrais, passando a ser utilizados não apenas nas previsões, mas também nas análises de impactos de choques teóricos. Contudo, o emprego desse instrumento como

ferramenta de análise política é menos generalizado, devido ao fato de muitas vezes apresentarem resultados contra intuitivos (assim, como é o caso de relações positivas entre preços e juros – price puzzles – para muitas economias).

O Bouchi (2005) observa que o modelo VAR é visto como uma boa ferramenta para prever os efeitos de modificações nas variáveis que fazem parte do modelo, sendo que tal metodologia possui alguns instrumentos importantes de análise: A Função Impulso Resposta, a Decomposição da Variância Tradicional e a Decomposição Histórica da Variância do Erro de Previsão.

É importante salientar que existe uma série de variantes desses modelos, como os modelos VAR com correção de erros, os modelos VAR estruturais, os modelos VAR estimados com estatística bayesiana, entre outros. Todavia, esses modelos sofreram inúmeras críticas, quer seja pelo fato dos parâmetros não representarem relações econômico-estruturais, quer seja pelo elevado número de parâmetros, uma vez que, para cada equação, repetem-se os mesmos estimadores (LIMA, ARAÚJO, SILVA, 2011).

Apesar das limitações, as classes desses modelos seguem sendo utilizadas com o intuito de fazer previsões, já que oferecem baixos erros preditos, em especial no curto prazo. Assim, dada sua facilidade e simplicidade de uso, os bancos centrais utilizam esses modelos em muitas projeções⁶.

Bueno (2011) demonstra, de modo geral, que se deve expressar um modelo autorregressivo de ordem p por um vetor com n variáveis endógenas, X_t conectadas por meio de uma matriz A , conforme a expressão a seguir:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^n B_i X_{t-i} + B\epsilon_t \quad (4.5)$$

Aqui, A é uma matriz $n \times n$, que define as restrições entre as variáveis que constituem o vetor $n \times 1$, X_t ; B_0 é um vetor de constantes $n \times 1$; B_i são matrizes $n \times n$, B é uma matriz diagonal $n \times 1$ de desvios-padrão; ϵ_t é um vetor $n \times 1$ de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si, isto é:

$$\epsilon_t \text{ i. i. d. } (0, I_n)$$

⁶No caso do Brasil, Modelos VAR atualmente estimados pelo Banco Central do Brasil – os modelos VAR com alguma fundamentação econômica (“modelos VAR econômicos”) - inclui dois subgrupos: modelos VAR tradicionais e modelos BVAR. Esses modelos geram previsões para a inflação de preços livres que, combinadas às projeções da inflação de preços administrados – obtidas de forma independente por modelos auxiliares – compõem previsões da inflação plena mensurada pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

A expressão (4.4) apresenta as relações entre as variáveis endógenas, que por vezes é chamada de *forma estrutural* decorrente de um modelo econômico estruturado. No entanto, os choques estruturais são considerados interdependentes entre si, já que as inter-relações entre os choques são captadas indiretamente pela matriz A .

Bueno (2011) e Enders (2004) explanam que, por causa da endogeneidade das variáveis, esse modelo é normalmente estimado em sua *forma reduzida*, isto é, estima-se o seguinte modelo, multiplicando por ambos os lados A^{-1} .

$$X_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^P A^{-1}B_i X_{t-1} + BA^{-1}\varepsilon_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^P \Phi_i X_{t-1} + e_t \quad (4.6)$$

$$\Phi_i \equiv A^{-1}B_i = 0,1 \dots, p, B\varepsilon_t \equiv Ae_t$$

Bueno (2011) usa um modelo simples bivariado para demonstrar de maneira introdutória a estimação do VAR entre duas variáveis, sendo considerada uma formulação simples, mas útil para a compreensão dos sistemas de equações com mais variáveis.

$$y_t = \delta_{10} + \delta_{12}z_t + \varphi_{11}z_{t-1} + \varphi_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (4.7)$$

$$z_t = \delta_{20} + \delta_{21}y_t + \varphi_{21}y_{t-1} + \varphi_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (4.8)$$

Sendo:

y_t e z_t são estacionárias

$\varepsilon_{yt} \sim RB(0, 1)$ e $\varepsilon_{zt} \sim RB(0, 1)$

$\varepsilon_{yt} \perp \varepsilon_{zt} \Rightarrow cov(\varepsilon_{yt} \varepsilon_{zt}) = 0$

Na equação acima, fica evidente que as variáveis y_t e z_t estão relacionadas entre si. O parâmetro δ_{12} é o efeito contemporâneo da mudança em uma unidade de z_t em y_t e φ_{12} é o efeito da mudança de uma unidade z_{t-1} em y_t , assim, é observável que ε_{zt} e z_t são correlacionadas com ε_{yt} , restringindo a estimação direta do modelo. Enders (2004) e Bueno (2011) demonstram como obter a *forma resumida* por meio da notação matricial, tal como segue:

$$\begin{bmatrix} 1 & a_{21} \\ a_{12} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{21} \\ b_{12} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_y & 0 \\ 0 & \sigma_z \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

$$AX_t = B_0 + B_1X_{t-1} + B_{et}$$

Destarte, a forma reduzida é apresentada da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} X_t &= \Phi_0 + \Phi_1 X_{t-1} + e_t & (4.8) \\ \Phi_0 &= A^{-1}B_0 \\ \Phi_1 &= A^{-1}B_1 \\ Ae_t &= B\varepsilon_t \end{aligned}$$

Uma das críticas ao modelo VAR é sobre a grande quantidade de coeficientes que estão presentes. Com isso, é uma questão crucial identificar o número de defasagens que se deve incluir no modelo, uma vez que, se o número for muito grande, serão consumidos os graus de liberdade como também pode haver o problema de multicolinearidade. No caso em que o número de defasagens for muito pequeno, pode haver erros de especificação. Para resolver esse problema, utilizam-se os critérios de informação, como o de Akaike (AIC) ou Schwars (SBC), escolhendo o modelo com o número de defasagem que mais se adéque à estimação.

Caso as variáveis não sejam estacionárias ou integradas de ordem d , o modelo utilizado será o Vetor de Correção de Erros (VEC) ou até mesmo a sua forma estrutural (SVEC), como será demonstrado a seguir. O modelo SVEC resulta de uma aplicação de correção de erros, de modo a introduzir um elemento que resgate o desvio da trajetória de longo prazo. Caso as variáveis não sejam estacionárias e integradas de mesma ordem, pode-se estimar o modelo sem a necessidade de tirar as primeiras diferenças.

4.2.1.1 Modelo estrutural - SVAR

O modelo Var, com o passar do tempo, passou a ser utilizado em muitos trabalhos aplicados, todavia uma das principais críticas feitas ao modelo está na sua falta de conteúdo teórico. Do ponto de vista prático, Enders (2004) argumenta que o papel do pesquisador é apenas definir quais serão as variáveis presentes no modelo, no mais, o procedimento de estimação é puramente mecânico e a decomposição de Cholesky não tem uma interpretação direta.

Bueno (2011) argumenta que é possível identificar os parâmetros estruturais pela imposição de restrições do modelo, baseado em fundamentos econômicos. Assim, embora, a metodologia do Sims (1980) utilize a economia para definir a ordenação das variáveis, é possível obter restrições econômicas mais abrangentes.

Com isso, pode-se utilizar teoria econômica para definir as restrições da matriz A completamente.

Com base no exposto, Enders (2004) observa que os modelos VAR e VEC estruturais surgem para tentar utilizar teoria econômica no processo de modelagem. O VAR estrutural é um modelo econômico que trata das flutuações contemporâneas das variáveis econômicas.

Para a apresentação do modelo estrutural, Bueno (2001) inicia da própria equação (5.2) para obter os resíduos tais:

$$A\hat{\varepsilon}_t = B\hat{\varepsilon}_t$$

A premissa é recuperar $\hat{\varepsilon}_t$, conforme a hipótese de que cada resíduo do próprio sistema estrutural é independente um do outro. Para tal, inicia-se pela matriz de covariância dos erros da forma reduzida:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1n} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \cdots & \sigma_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{n1} & \sigma_{n2} & \cdots & \sigma_{nn} \end{bmatrix}$$

Aqui, cada elemento é estimado por:

$$\hat{\sigma}_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it} \hat{\varepsilon}_{jt}$$

Supondo que a matriz seja simétrica e que os elementos da diagonal de A sejam unitários, a matriz contém $(n^2 - n)$ elementos desconhecidos, além disso, desconhecem-se n valores relativos à variância dos elementos do vetor $\hat{\varepsilon}_t$. Com isso, existem n^2 elementos desconhecidos e $\frac{n(n+1)}{2}$ conhecidos. Assim, para o modelo estrutural, são necessárias $n^2 - \frac{n(n-1)}{2} = \frac{n(n-1)}{2}$ restrições.

4.2.2 Causalidade de Granger e Funções Impulsos Resposta

A escolha do modelo Var neste trabalho permite analisar as inter-relações entre múltiplas variáveis a partir de um conjunto mínimo de restrições de identificação, o que permite estimar o efeito de um "choque" nessa variável sobre as demais. Sendo mais específico, esse modelo é interessante para a análise, já que será possível verificar os choques de expectativa sobre regime de inflação e, em especial, sobre o IPCA de maneira direta.

No mais, existem alguns métodos na estimação do VAR que podem contribuir para o entendimento sobre as relações entre as variáveis escolhidas, uma das

técnicas utilizadas no trabalho foi a Causalidade de Granger, na qual, dentro de uma estimação bivariada sobre uma forma reduzida, torna-se fácil entender, verifica-se a seguir.

Tendo por hipótese que os valores correntes e os valores passados possuem toda a informação relevante para a previsão dos valores futuros, pode-se mostrar que uma variável y causa outra variável x se, na equação de x , os coeficientes associados às defasagens de y forem diferentes de zero. O contrário também é válido, se os coeficientes da equação não forem diferentes de zero, verifica-se que y não causa x (CAVALCANTI, 2010).

Na equação (4.1) referente à curva de Phillips, o método irá ajudar na identificação de quais variáveis causam ou “predizem” a inflação. Tomando por exemplo a expectativa de inflação, será possível verificar se as mudanças na previsão dos agentes econômicos em relação à inflação futura podem causar mudanças na própria inflação de curto prazo.

Em relação à curva IS (equação 4.2), o método de Granger dará informações referentes às relações de causa pelo lado da demanda agregada que, indiretamente, constitui com um dos elementos que levam a efeitos inflacionários. Assim, pode-se identificar se, quando os agentes econômicos esperam um aumento da inflação, isso, por sua vez, causa perturbações na demanda corrente e em seus componentes de acordo com a equação (4.2). Em relação à regra de Taylor, serão averiguadas as relações de causa entre a taxa de juros, os desvios da inflação em torno da meta e o hiato do produto.

A função impulso resposta (*impulse response function* - IRF) é outro método utilizado no trabalho, que se constitui como parte fundamental na caracterização de toda estrutura dinâmica do modelo. A IRF demonstra como um choque em qualquer uma das variáveis se filtra através do modelo, afetando todas as demais variáveis endógenas e retroagindo sobre a própria variável. A limitação da IRF é que as respostas dependem da ordem particular das equações do modelo.

Bueno (2011) e Enders (2004) indicam que é possível calcular o impulso resposta introduzindo um choque em uma variável endógena. Para isso, aumenta-se, por exemplo, a_1 em um desvio padrão no tempo $t = 0$ (observe que o choque é em apenas um período, por isso recebe o nome de *impulso*), logo após esse procedimento, o mesmo é realizado em todas as variáveis seguintes, verificando, assim, o efeito sobre todas as variáveis do modelo.

Esse método dará informações relevantes e fundamentais ao trabalho. Na curva de Phillips é mostrado como a inflação e as demais variáveis reagem a choques de expectativas, além de determinar em quais dos componentes da curva de Phillips, a inflação é mais sensível. Em relação à curva IS, pode-se detectar como respondem os componentes da demanda (como, por exemplo, a taxa de juros) a choques de expectativa inflacionária, que de maneira indireta pode ser responsável pelas perturbações na inflação. A lógica também funciona para a regra de Taylor, podendo-se determinar, por exemplo, como a taxa de juros reage a mudanças nas expectativas de inflação, assim como também a mudanças no hiato do produto.

Por fim, outro método que ajudará na compreensão sobre o tema é a Decomposição da Variância do Erro de Previsão, sendo que, de acordo com Bueno (2011), esse método fornece a percentagem do erro da variância prevista de determinada variável, em contraste com os choques nas outras variáveis do sistema. Tendo como exemplo a equação (5.1), pode-se determinar o percentual que as expectativas de inflação possuem, assim como também os outros componentes sobre a variância da inflação.

Para o procedimento estatístico foi utilizado o Software Stata, com base em toda a estrutura teórica VAR, assim como suas formas estruturais.

5. RESULTADOS

Neste capítulo será apresentada toda a análise de resultado relacionada às curvas do Regime de Metas de Inflação, tendo por foco a influência do canal da expectativa sobre a inflação.

5.1 Análise Gráfica

Antes da realização dos testes estatísticos é importante ter um entendimento prévio sobre as séries temporais que pertencem à estimação, primeiramente para verificar as possíveis razões que determinam a sua trajetória, em segundo lugar para identificar as possíveis quebras estruturais, assim como fazer uma breve verificação sobre a estacionalidade das séries.

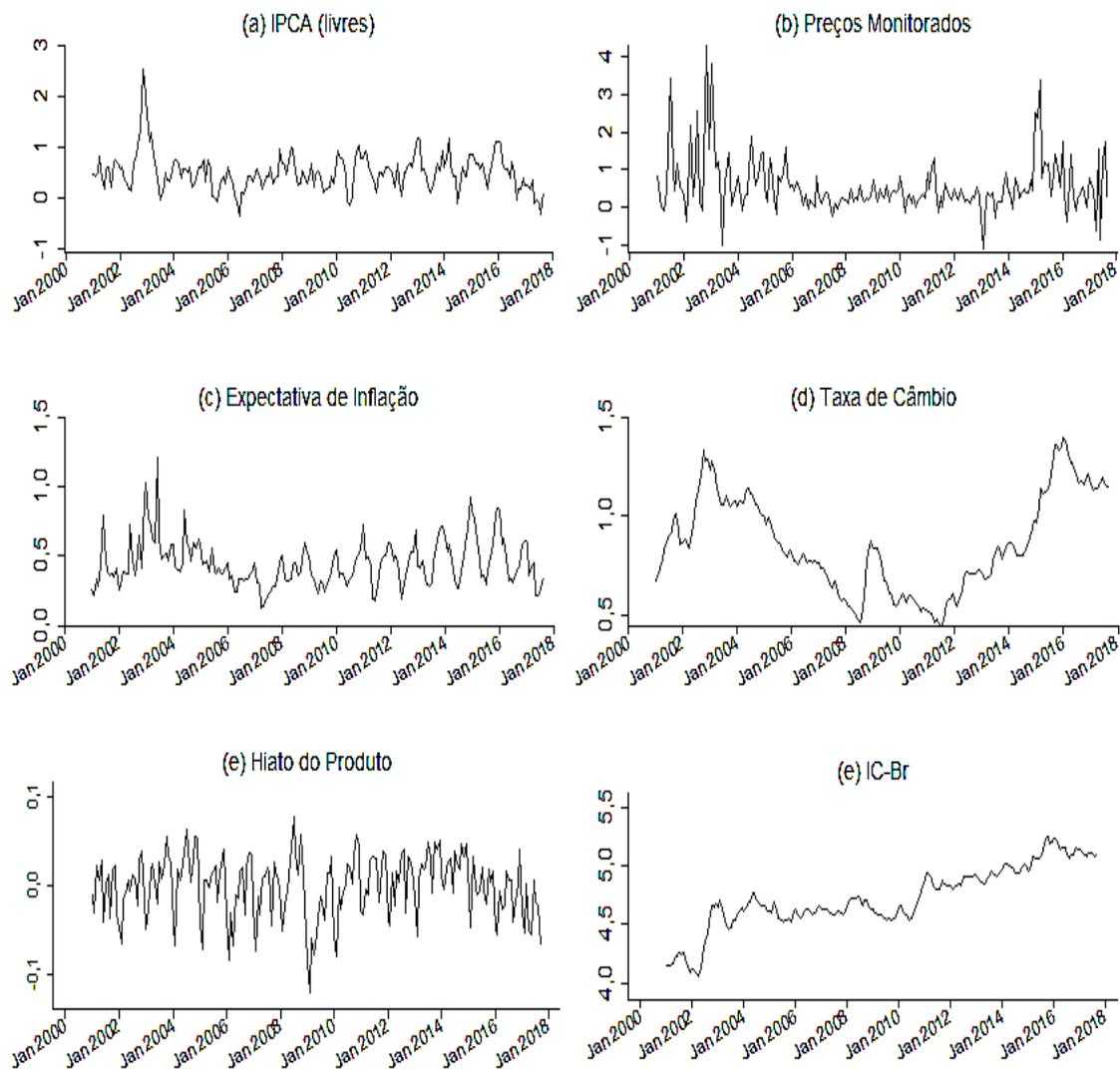
A figura 2 apresenta as séries temporais da curva de Phillips para o período de janeiro de 2001 a setembro de 2017, período no qual foram realizados os procedimentos estatísticos.

O gráfico (a) da figura 2 apresenta a série temporal da inflação de preços livres (IPCA (livres)) para o período examinado. É possível perceber que a inflação de preços livres tem certa instabilidade, flutuando entre 0 e 1% ao mês na maior parte da série. Verifica-se que no período de 2002 a 2014 a inflação de preços livres teve uma tendência de crescimento, chegando a 2,53% a.m (maior variação da série) em novembro de 2002. Esse aumento inflacionário possivelmente está ligado ao aumento da expectativa de inflação (ver gráfico (c) figura 2), a desvalorização cambial (gráfico (d) figura 2) e os reajustes de preços monitorados no período (gráfico (b) figura 2). A média do IPCA (livres) no período é de 0,51% com o desvio padrão de 0.37%.

O gráfico (b) da figura 2 mostra os “preços administrados por contrato e monitorados” ou simplesmente preços monitorados (PM), que são aqueles preços menos sensíveis às condições de oferta e de demanda, uma vez que são estabelecidos por contrato ou por órgão público. De janeiro de 2001 a setembro de 2017, o conjunto dos preços monitorados do IPCA avançou 116,29%, enquanto o conjunto dos preços livres aumentou 103,03%. Sendo os subgrupos da água e esgoto, da energia elétrica e da gasolina os que mais impactaram os preços monitorados.

No mais, o PM tem uma participação menor na Inflação ampla do início da série até 2014 em relação ao IPCA (livres), fato que se reverte a partir de 2015 com o alinhamento das tarifas, que nos dois anos anteriores ficaram praticamente congeladas.

Figura 2 - Séries de Tempo das Variáveis da Curva de Phillips 2001-2017.



Fonte: Banco Central

O hiato do produto é apresentado no gráfico (e) da figura 2. É possível identificar que na maior parte da série o hiato do produto é negativo, demonstrando naturalmente que a economia esteve abaixo do seu potencial, tendo uma média de -4,74 e -09%. Isso pode significar que em boa parte do tempo a inflação não foi motivada pelo excesso de demanda.

Já a taxa de câmbio apresentou mudanças um pouco mais abruptas em relação às demais séries (conforme gráfico (d) na figura 2). Inicialmente, o câmbio

passou por uma forte desvalorização até o início de 2003, a partir de então há uma reversão da trajetória do câmbio, de modo que a valorização deste se acumula até 2008. A média da série é de R\$ 2,43, atingindo o máximo em janeiro de 2016 (R\$ 4,0524).

O gráfico (f) na figura 2 mostra o IC-Br, variável utilizada para determinar o impacto inflacionário pelo lado da oferta. A série do IC-Br tem uma tendência de crescimento em todo o período, gerando indícios de que a mesma pode não ser estacionária. É importante demonstrar que o *boom* de commodities iniciado em 2003 deu início a um aumento na participação das exportações de commodities no total das exportações brasileiras, levando a um aumento da participação desses preços sobre o fluxo cambial brasileiro e uma maior relevância desses produtos sobre a taxa de câmbio doméstica, o que acarretou em apreciação do câmbio. Essa apreciação foi interrompida pela crise financeira internacional (Subprime crisis).

Por fim, o gráfico (c) apresenta a expectativa de inflação do mês seguinte. A série tem uma tendência de crescimento do início até julho de 2003 com uma variação percentual acumulada de 15,37%. Essa trajetória de crescimento pode estar condicionada ao aumento da inflação e a depreciação cambial no período, assim como amplificada pelo período eleitoral. A média da expectativa de inflação foi de 0,44%, abaixo da própria média do IPCA (livres), embora a trajetória da expectativa de inflação seja próxima da trajetória do IPCA (livres).

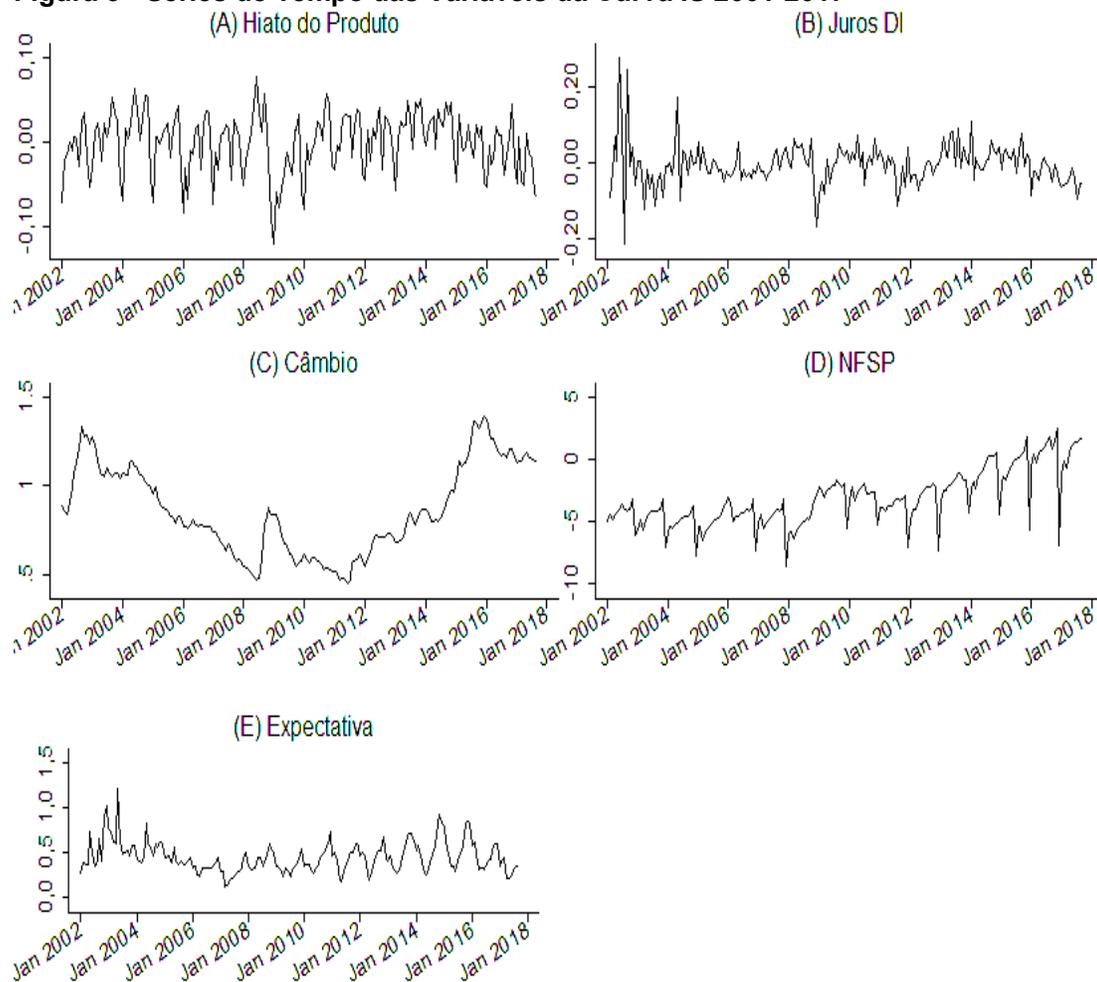
A figura 3 apresenta as variáveis utilizadas na estimação da curva IS no período de janeiro de 2002 a setembro de 2017. É importante salientar que serão apenas explicadas as variáveis NFSP e a taxa de Juros DI, uma vez que as demais variáveis foram ressaltadas na curva de Phillips. Pode-se observar, no gráfico (b) da figura 3, que a série da taxa referencial- DI tem uma maior amplitude no início da série, condicionada ao crescimento da expectativa de inflação e a desvalorização do câmbio. Desde então, a taxa de juros ainda se mantém instável, embora em um intervalo menor. Um ponto importante para o qual se deve chamar a atenção é a queda da taxa de juros em 2008 diante da crise internacional.

Já a série da NFSP, apresentada na figura 3, tem uma tendência de crescimento ao decorrer dos anos, intercalada com quedas acentuadas, embora com pouca duração. Um fato que deve ser destacado é que em quase toda a série a variação da NFSP foi negativa (em 2001, o acumulado chegou a -63,57%), embora

essa tendência seja revertida no último ano com uma variação positiva de 2%. A média da série é de -3,11% com o desvio padrão de 2,22.

Por fim, a figura 4 mostra as séries que pertencem à função de reação do Banco Central. Essa função possui quatro variáveis, dentre elas as variáveis específicas dessa estimação são a Selic efetiva (gráfico (a)) e o desvio da expectativa em torno da meta (gráfico (b)).

Figura 3 - Séries de Tempo das Variáveis da Curva IS 2001-2017



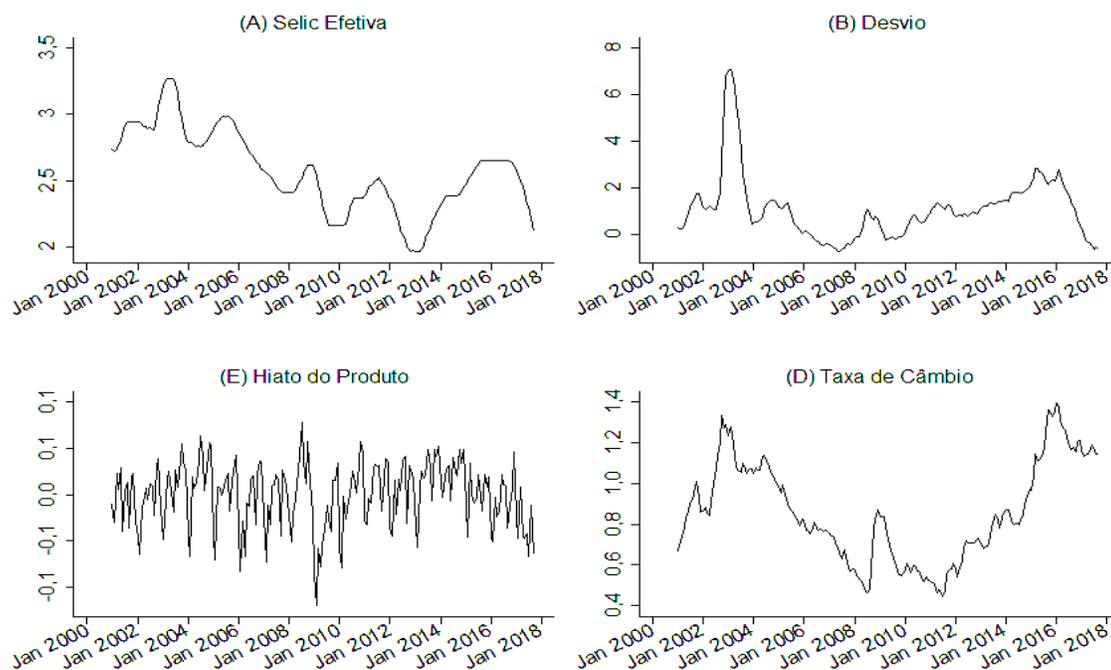
Fonte: Banco Central

A série da Selic efetiva tem uma tendência de crescimento no começo da série, saindo de 15,49% a.a em janeiro de 2001 a 25,36% a.a (maior taxa do período) em março de 2003, reflexo do aumento das expectativas de inflação no período. A partir desse ponto a taxa Selic passa a ter uma tendência de queda que persiste até janeiro de 2013, cujo valor é de 7,11%.

Por fim, a última série a ser analisada da figura 4 é o desvio das expectativas em relação à meta (conforme gráfico (b)). Inicialmente a série tem uma tendência

positiva que vai até meados de 2003, fato devido à aceleração das expectativas no período. Na sequência, a série tem uma tendência de queda, que se estende até 2008, onde o desvio da expectativa volta a apresentar uma projeção de crescimento.

Figura 4- Séries de Tempo das Variáveis a Regra de Taylor 2001-2007.



Fonte: Banco Central

5.2 Análise Econométrica

Após essa breve discussão em torno das séries da estimação, esta subsecção tem por intuito apresentar as estimações das três equações do RMI. Inicialmente, serão demonstrados alguns testes preliminares seguidos das estimações da curva de Phillips, IS e da Regra de Taylor, respectivamente.

5.2.1 Teste de Estacionalidade de Série e Critérios de Defasagens

A tabela 2 (ver em anexos) apresenta os resultados da aplicação do teste Dickey-Fuller aumentado (ADF), o Phillips-Perron (PP) e o ADF-gls para identificar a presença ou não de raiz unitária. O ADF consiste em regressar a primeira diferença de uma série (y_t) contra seus valores defasados em um período, testando, em seguida, a significância estatística do parâmetro associado a (y_{t-1}). Como os resíduos são normalmente correlacionados o teste incorpora as primeiras diferenças nos resíduos (BUENO, 2011).

O PP é um teste de estacionalidade de série, no qual se torna desnecessária a especificação da ordem do modelo, em que a hipótese nula é que $\alpha = 0$. Assim, testa-se a hipótese de que há uma raiz unitária no modelo, sabendo que os valores críticos observados para o teste PP são os mesmos tabelados por Dickey e Fuller (BUENO, 2011). Já o teste ADL-gls trata-se de um teste ADL, antes do qual é realizada uma filtragem dos componentes determinísticos da série (ENDERS, 1995).

De acordo com a tabela 2, é possível perceber que existe uma coerência em todos os testes, primeiramente em relação às variáveis da curva de Phillips observa-se que a inflação de preços livres (IPCA (livres)), a inflação de preços monitorados (PM), o hiato produto (hiato) e as expectativas inflacionárias (exp) são séries estacionárias em nível ou $I(0)$, em todos dos testes. Já o IC-Br e o câmbio apresentam uma raiz unitária, logo são não estacionárias ou $I(1)$.

Tabela 2- Teste de Estacionalidade de Séries

	ADL	PP	ADL-gls
Ipca (livres)	I(0)	I(0)	I(0)
Pm	I(0)	I(0)	I(0)
Exp	I(0)	I(0)	I(0)
Câmbio	I(1)	I(1)	I(1)
Hiato	I(0)	I(0)	I(0)
IC-Br	I(1)	I(1)	I(1)
Juros DI	I(1)	I(1)	I(1)
NFSP	I(1)	I(1)	I(1)
Selic	I(1)	I(1)	I(1)
Desvio	I(1)	I(1)	I(1)

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

No mais, as variáveis NFSP, juros DI da curva IS, também não são estacionárias em nível, apenas na sua primeira diferença ou $I(1)$. Com relação às variáveis apenas pertencentes à curva de reação do Banco Central, observa-se também que tanto a Selic quanto o desvio das expectativas em torno da meta não são estacionárias em nível, ou seja, são integradas de ordem 1 ($I(1)$).

Para a estimação foi utilizando os critérios de informação (conforme Tabela 10, Anexo A) para definir a número de defasagem. No caso da curva de Phillips utilizou-se uma defasagem, já para a curva IS e para a regra de Taylor utilizou-se duas defasagens.

5.3 Estimações das Equações do Regime de Metas de Inflação

5.3.1 Curva de Phillips

Essa subsecção tem por objetivo destacar de maneira direta o impacto que a expectativa tem sobre a inflação. No mais, busca-se também determinar a influência das variáveis da curva de Phillips sobre a expectativa e assim, de maneira indireta sobre a inflação. Para isso, a análise da curva de Phillips foi dividida em três subsecções: causalidade de Granger, funções impulso resposta (IRF) e a decomposição da variância, respectivamente. Sendo a IRF, a principal ferramenta de análise.

5.3.1.1 Causalidade de Granger

A relação de causa entre as variáveis da curva de Phillips é estabelecida resumidamente na tabela 3 (conforme tabela 9 do Anexo A). Os primeiros elementos da tabela apresentam a relação de causa entre a expectativa (EXP) e a inflação de preços livres (IPCA (livres)). Pode-se observar que o IPCA (livres) causa, no sentido de Granger, a expectativa de inflação, todavia a expectativa não causa, no sentido de Granger, a inflação de preços livres a um nível de significância de 5%. Logo, embora a inflação de preços livres contribua para formação de expectativa futura de inflação, essa não contribui para a determinação da própria inflação.

Tabela 3 - Causalidade de Granger para as Variáveis da Curva de Phillips

Hipótese Nula	P-valor
IPCA (livres) não causa EXP no sentido de granger	0,003
EXP não causa IPCA (livres) no sentido de granger	0,056
PM não causa EXP no sentido de granger	0,874
EXP não causa PM no sentido de granger	0,000
HIATO não causa EXP no sentido de granger	0,000
EXP não causa HIATO no sentido de granger	0,312
IPCA (livres) não causa IC-Br no sentido de granger	0,253
IC-Br não causa Exp no sentido de granger	0,000

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

No mais, é observável que não existe uma relação bilateral de causa entre a expectativa e os preços monitorados (PM), assim como entre a expectativa e o hiato do produto. Na primeira a expectativa causa, no sentido de Granger, os preços monitorados, embora não seja predita por ela. É importante demonstrar que esse resultado é o oposto do esperado, uma vez que os preços monitorados são

reajustados sazonalmente e não sofrem interferência direta da expectativa de inflação.

Já, na segunda relação, a demanda causa expectativa, mas esta última não afeta as flutuações de demanda. Isto significa que queda nas expectativas de inflação não necessariamente leva a um aumento de demanda.

Por fim, na última parte da tabela 5 observa-se a relação entre a IPCA (livres) o IC-Br, é possível perceber que a inflação de preços livres sofre influência de choques de oferta (IC-Br) ou custos, embora o IC-br não seja predito pelo IPCA (livres), ou seja, essa relação, assim como as demais, não é bilateral. Em outras palavras, um aumento do índice de commodities pode se traduzir em um aumento da inflação de preços livres, no entanto a volta não é verdadeira, um aumento no IPCA (livres) não é repassado para o IC-br.

5.3.1.2 Funções impulso resposta da curva de Phillips

Nessa subseção serão apresentadas as funções impulso resposta, como parte fundamental do trabalho. Assim, a figura 5 apresenta a resposta da inflação a choques das variáveis da curva de Phillips. O objetivo aqui é demonstrar o impacto da expectativa e das demais variáveis sobre a inflação de preços livres, com o intuito de observar quais os componentes da curva de oferta que mais interferem na inflação.

O gráfico (a), figura 5, estabelece a resposta do IPCA (livres) relacionado a um choque na expectativa. Assim, um choque de expectativa (1 desvio padrão = 0.169 p.p) faz com que o IPCA (livres) tenha uma trajetória de crescimento até o terceiro mês, chegando a 0,045 p.p. A partir de então, o IPCA (livres) muda para uma trajetória de queda, que se perpetua até o nono mês, onde o choque de expectativa é disperso, com uma variação média de 0,806%. Logo, percebe-se que a inflação brasileira é, em parte, influenciada pelos choques de expectativa da própria inflação e que a construção de uma curva de Phillips forward-looking pode ser coerente para a economia brasileira.

Um resultado similar foi encontrado no trabalho de Schettini, Gouvea e Sachsida (2012) onde um choque na expectativa de inflação é carregado para a inflação, que atinge um máximo de 0,049 p.p. no mês seguinte. Com isso, pode-se afirmar que quando o banco central consegue interferir na expectativa inflacionária, essa interferência é repassada para inflação, constituindo, assim, uma das formas pelo qual o Banco Central consegue interferir na inflação.

Colaborando com essa proposta, Vicente e Graminho (2015), demonstram que a expectativa de inflação é o principal componente da inflação implícita. Logo, é possível ter informações valiosas sobre a inflação futura analisando a diferença entre as taxas de juros nominal e real.

Outro autor que encontrou um resultado parecido foi Carrara (2016) onde a resposta do IPCA a um choque de expectativa e de quase um para um, assim um choque de expectativa e quase totalmente repassado para a inflação, evidenciando o argumento de Carroll (2006), para quem a expectativa de inflação e a taxa de desemprego corroboram para a explicação das mudanças inflacionárias.

Além desses autores, Correa e Minella (2005) demonstram, em uma estimação diferente da que foi proposta nesse trabalho, que a expectativa de inflação tem uma influência maior do que a própria inércia, ou seja, a expectativa de inflação tem maior influência sobre a inflação do que a inflação passada.

É interessante ressaltar que a diferença obtida aqui neste trabalho em relação às demais estimações expostas acima parece estar apenas na magnitude da interferência da expectativa sobre a inflação. A estimação demonstrada na figura 5 apresenta uma resposta do IPCA (livres) menor do que a que foi apresentada nos demais trabalhos, essa diferença de resultado pode estar condicionada às peculiaridades da função estimada. Uma dessas diferenças utilizadas neste trabalho é no desmembramento do IPCA (amplo) em preços livres (IPCA (livres)) e preços monitorados (PM), com isso um choque de expectativa é direcionado apenas para a inflação de preços livres, ao invés do índice cheio.

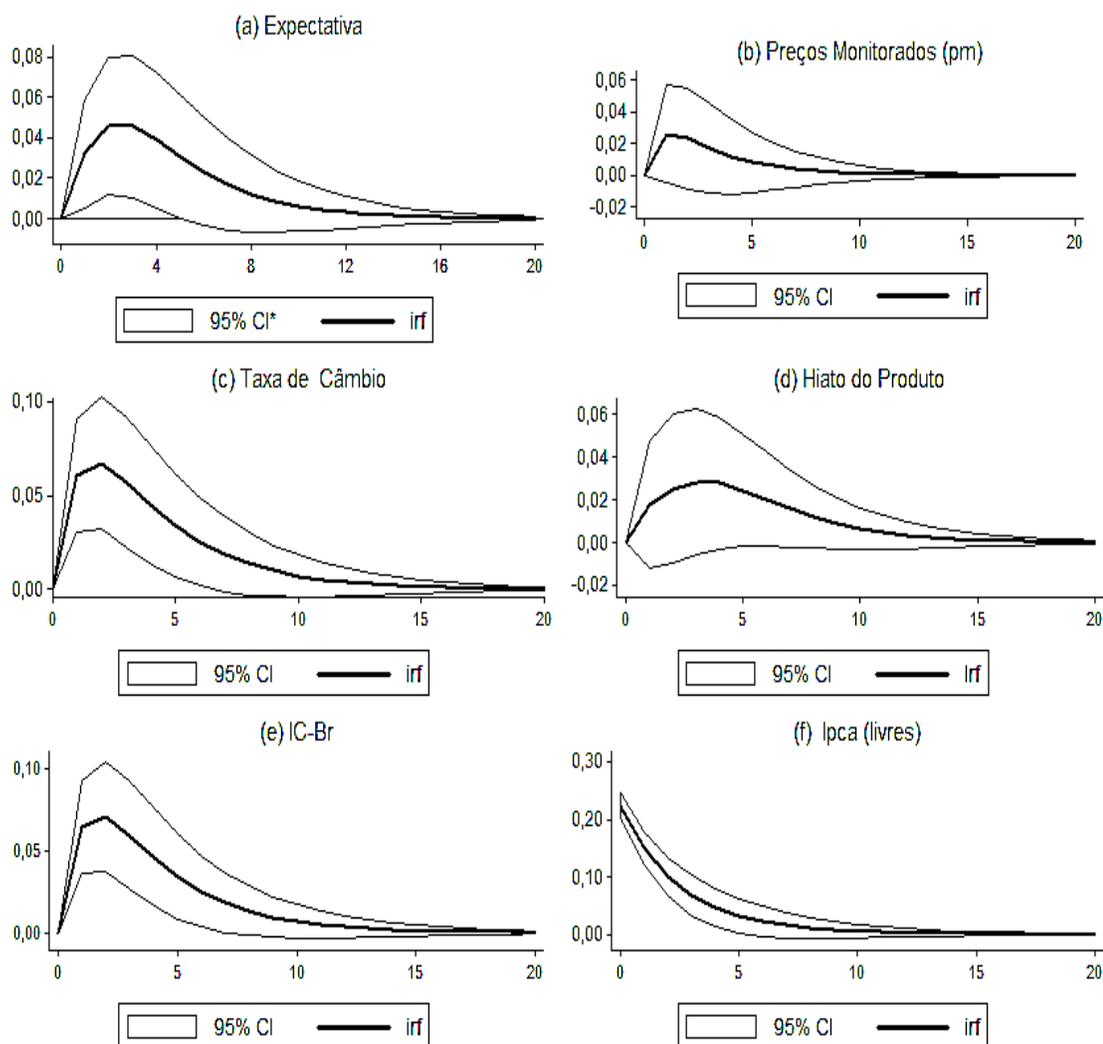
Após a verificação da interação entre expectativa e IPCA(livres), os resultados a seguir têm por intuito verificar outros elementos que podem resultar em mudanças na inflação. Com isso, o gráfico (b) da figura 5 apresenta a resposta do IPCA (livres) condicionada a um choque de preços monitorados. A relação é próxima da anterior, só em uma proporção menor. Um choque nos preços monitorados, que pode ser visto como um reajuste de tarifas faz com que o IPCA (livres) tenha uma elevação de 0,026 p.p logo no primeiro mês, continuando em uma trajetória crescente até o terceiro mês cujo valor é de 0,0233 p.p. Após o reajuste, o choque no IPCA (livres) é disperso do sétimo para o oitavo mês.

Já o gráfico (c) da figura 5 mostra que o impacto de um choque cambial é maior do que um choque de expectativa, assim como também é maior do que um reajuste dos preços monitorados. Um choque cambial de R\$ 0,01 faz com que o

IPCA (livres) tenha um crescimento no primeiro de 0,06 p.p seguido de um acréscimo de 0,0672 p.p e de 0,057217 p.p no segundo e terceiro mês consecutivos. Além disso, a resposta da inflação causada por uma desvalorização cambial vai se dispersar apenas entre o décimo primeiro e o décimo segundo mês.

Desse modo, é possível perceber que o impacto do câmbio ligado às flutuações do mercado externo, regulamentações e especulação financeira têm uma participação significativa na inflação brasileira, tanto em magnitude, quando por tempo de duração, tal como apresentado nos trabalhos de Schettini, Gouvea e Sachsida (2012) e Areosa (2004), embora a magnitude do impacto nessa estimação tenha sido maior do que nos demais trabalhos.

Figura 5- Resposta do IPCA (livres) na Curva de Phillips



Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata
* confidence interval

Com isso, o fato do câmbio deter uma maior relevância na inflação do que a expectativa revela a importância do canal de transmissão do câmbio, sendo que além da pressão direta o câmbio sobre a inflação preços via *pass-through*, existe também o efeito do câmbio sobre a inflação preços através das expectativas (ver mais adiante, no figura 6). No entanto, é importante ressaltar que essas magnitudes se referem a estimativas pontuais.

Outra análise interessante a ser feita é a relação entre o hiato produto e o IPCA (livres) (gráfico (d) na figura 5). Quando o produto corrente de desvirtua do produto potencial positivamente, isso gera efeitos inflacionários desde o primeiro mês até o décimo quinto mês, aproximadamente. Sendo que a resposta da inflação é imediata, com um aumento de 0,018 p.p logo no primeiro mês, permanecendo a uma taxa crescente até o terceiro mês, como valor de 0,0285 p.p. Assim, pode-se afirmar que flutuações da economia estão interligadas com as mudanças na inflação, mesmo no curto prazo.

Do ponto de vista de um choque de oferta, verificou-se que o IC-Br é uma variável importante para entender a inflação brasileira (conforme gráfico (e), figura 5). É perceptível que um choque de oferta tem um efeito de propagação maior do que todas as outras variáveis. Logo no primeiro mês, um choque de oferta leva a um aumento inflacionário de 0,0646 p.p, acompanhado de um aumento de 0,0712 p.p no IPCA (livres) no segundo mês, desde então, o choque passa a ter uma trajetória descendente que chega a zero no décimo mês.

Por fim, o gráfico (f) da figura 5 estabelece a resposta do IPCA (livres) sobre o próprio IPCA (livres), esse gráfico tem por intuito identificar o aspecto inercial da inflação brasileira. Um choque de inflação de preços livres é repassado quase que imediatamente para a própria variável logo no primeiro mês, perpetuando por seis a sete meses. Destarte, o sistema autorregressivo (inércia) da inflação de preços livres gera efeitos futuros sobre a própria inflação, deixando claro que a política monetária pode estar atuando dentro de um ambiente em que a inflação detém certa rigidez.

Nesse contexto, a inflação de preços livres no Brasil sofre uma maior interferência dos choques de oferta (IC-Br e o câmbio), resultado já observado por Carrara (2016) e Schettini, Gouvea e Sachsida (2012). Do ponto de vista do IC-Br, um aumento nos preços das commodities se reflete em inflação, dado a relevância desses produtos sobre a dinâmica da economia brasileira e, por outro lado, uma

desvalorização cambial se reflete em aumentos de custo para a indústria que é repassada para a inflação.

Existe um elemento importante a ser ressaltado aqui, no qual tem sido pouco explorado pelos demais trabalhos que buscaram estimar a curva de Phillips. Com base nessa modelagem, que buscou se aproximar da metodologia de decomposição de inflação pelo BACEN, ficou evidente que embora o impulso na expectativa de inflação gere mudanças na inflação de preços livres, essa sofre influência significativa de fatores ligados à oferta da economia, o que pode gerar um ambiente de certa indexação. Esse resultado pode demonstrar que a capacidade de atuação do BACEN de conter os efeitos inflacionários pode deter limitações, uma vez que a atuação do Banco Central via canal das expectativas, assim como os demais, busca conter a inflação de demanda.

Após essa estimação, é importante entender que o impacto das expectativas na inflação não é uma tarefa fácil de ser percebida, uma vez que a expectativa inflacionária está diretamente interrelacionada com todas as variáveis do sistema.

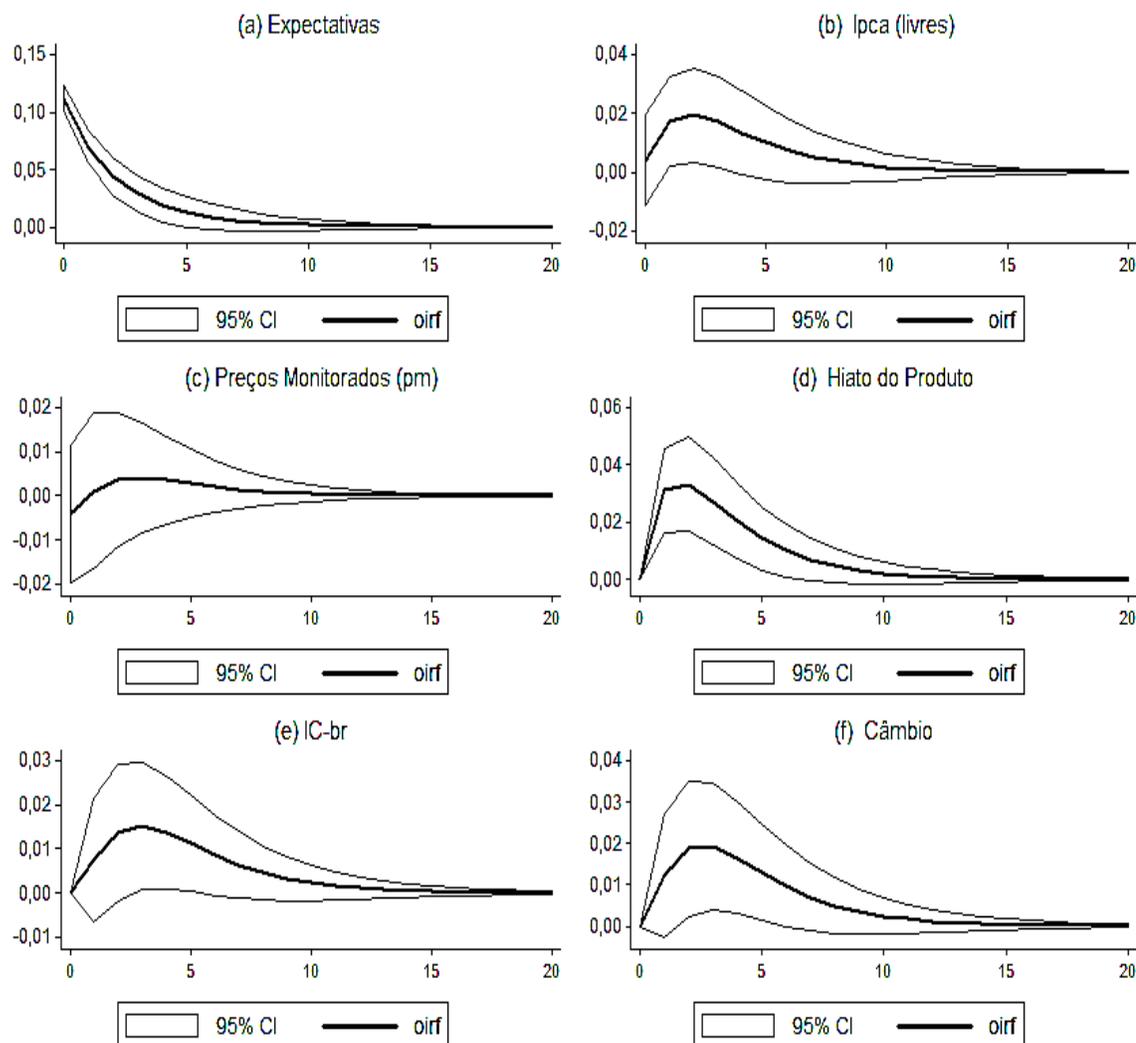
Assim, na tentativa de determinar quais os fatores que levam a mudanças na expectativa de inflação, fato pouco explorado pelos trabalhos que buscaram estimar a curva de Phillips, a figura 6 estabelece a resposta da expectativa frente a choques das outras variáveis da curva de Phillips, na busca de identificar indiretamente as fontes que geram expectativa de inflação do lado da curva de Phillips.

O gráfico (a) da figura 6 apresenta a resposta da expectativa a um choque da própria expectativa. Pode-se perceber que a resposta é imediata, logo no primeiro mês a expectativa reage em 0,0698 p.p, seguida de 0,0443 p.p no segundo mês e de 0,0288 p.p no terceiro mês. O choque tem um impacto que perdura por 10 meses, demonstrando que existe uma retroalimentação na expectativa de inflação, que pode gerar maiores efeitos inflacionários. Esse resultado apresenta um ponto importante, apesar da expectativa de inflação afetar a si mesma por um período longo, essa afeta a inflação em uma magnitude menor do que as outras variáveis. Em outras palavras, a transmissão de um choque de expectativa para os preços livres é menor do que sobre a própria expectativa.

Já no caso do gráfico (b), na figura 6, um choque de preços livres leva a um aumento de 0,017223 p.p na expectativa no primeiro mês, acompanhado de outro aumento no segundo mês, onde a variação foi de 0,01938 p.p. A partir de então, a resposta da expectativa muda de trajetória, perdendo sua relevância entre o décimo

nono e vigésimo mês. Aqui, são possíveis duas reflexões: em primeiro lugar, o resultado posto por esse gráfico reforça a permissa da interação existente entre a inflação e a expectativa de inflação; por outro lado, uma vez que a expectativa é impactada de maneira direta pela inflação de preços livres, este aspecto pode reforçar o caráter *backward looking* ao invés do *forward looking* da inflação, tal como sugerido por Bonomo e Brito (2012), dado que o IPCA (livres) é a terceira variável que mais impacta a expectativa.

Figura 6 -Resposta da Expectativa de Inflação a Curva de Phillips



Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

Dando seguimento, um choque dos preços monitorados (gráfico (c), figura 6) não gera efeitos tão significativos na expectativa de inflação, em que a maior resposta da expectativa em relação a um impulso dos preços monitorado foi no terceiro mês, no qual a expectativa de inflação teve uma elevação de 0,004096 p.p.

O gráfico (d) na figura 6 apresenta a resposta da expectativa a um impulso do hiato do produto. Percebe-se que um impulso positivo no hiato do produto faz com que os agentes econômicos esperem futuros efeitos inflacionários. Assim, quando a economia está superaquecida, esse distúrbio gera efeitos sobre a inflação (conforme gráfico (a), figura 5) levando aos agentes econômicos a precificarem um aumento da inflação futura e assim uma queda da taxa de juros *real ex-ante*.

Destarte, a precificação de uma queda dessa taxa de juros resultada em uma nova realocação de consumo futuro por consumo presente, realimentando os efeitos do hiato do produto sobre a inflação. Essa interligação expõe o efeito de propagação do hiato do produto via expectativa sobre a inflação de preços livres.

Os dois gráficos seguintes mostram o impacto do ambiente externo sobre a expectativa de inflação. Inicialmente, o gráfico (e) da figura 6 mostra o impacto de um choque de oferta sobre a expectativa. Pode-se identificar que um choque de oferta leva a um aumento da expectativa de inflação até o segundo mês, chegando a uma variação de 0,071154 p.p, doravante o choque permanece em uma variação mínima até o quarto mês, tendo trajetória de queda desde então.

Existe um ponto importante a ser ressaltado nesse resultado, um choque de oferta gera uma menor resposta da expectativa de inflação do que na própria inflação de preços livres (conforme figura 5). O resultado pode expor que os agentes precificam apenas parte dos choques de oferta, levando à reflexão de que a atuação da política monetária via canais de transmissão pode conter apenas parte do efeito de propagação de um choque de oferta sobre os aumentos inflacionários.

Por fim, o último gráfico (f) da figura 6 apresenta o repasse de um choque cambial para a expectativa. Um choque cambial faz com que os agentes esperem um aumento de inflação pelos próximos três meses, sendo que no último mês um choque cambial é carregado para a expectativa em 0,0572 p.p. No mais, a desvalorização cambial se perpetua pela expectativa pelos dez meses seguintes, aproximadamente.

Tal como na discussão anterior, um choque cambial tem um efeito maior sobre a inflação de preços livres do que na expectativa de inflação. Esse fato está baseado na premissa de que um choque cambial reflete em um aumento de custo de salário e capital para as empresas, sendo que esse repasse não é transmitido totalmente para expectativa de inflação.

Após toda essa primeira análise é notável que embora a expectativa de inflação leve a aumentos na inflação (gráfico (a) figura 5), a mesma é determinada, em grande parte, por mudanças no hiato do produto, câmbio e choque de oferta. Assim, uma desvalorização cambial, por exemplo, faz com que os agentes econômicos esperem um aumento na inflação futura, esse efeito será propagado na inflação com uma maior persistência.

Em suma, a figura 5 mostra que a inflação brasileira sofre influência da percepção dos agentes em relação à inflação futura, de modo a evidenciar a relevância da expectativa sobre a própria inflação. No entanto, certa indexação da economia ligada aos preços monitorados e às flutuações da economia em torno do produto potencial também contribuem para explicar as nuances da inflação brasileira. No mais, vale ressaltar a importância dos choques cambiais e do choque de oferta sobre a inflação, o qual exprime a relevância do ambiente externo sobre a inflação brasileira.

Já na Figura 6, onde se buscou perceber a influência das variáveis da curva de Phillips sobre o valor esperado da inflação pelos agentes econômicos, pode-se averiguar que embora a expectativa sofra interferência da própria mudança da inflação, são as mudanças do produto corrente frente ao produto potencial e os choques cambial e de oferta que constituem os principais elementos que elevam a expectativa de inflação.

5.3.1.2 Decomposição da variância da Curva de Phillips

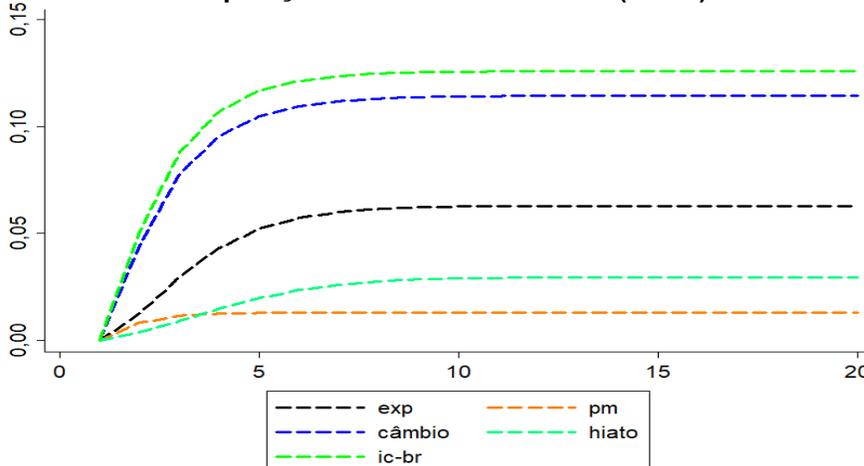
Essa seção tem por perspectiva definir a porcentagem de cada uma das variáveis da curva de Phillips no IPCA (livres) e na expectativa, na busca de reforçar os resultados postos na subseção anterior.

Assim, o gráfico 2 mostra a decomposição da variância do IPCA (livres) (conforme Anexo A, tabela 15). É importante relatar, que, a título de melhor apresentação, foi omitida dos gráficos a parte da variância pertencente à variável que está sendo analisada.

De acordo com a tabela 15 do Anexo A, percebe-se que parte considerável da variância da IPCA (livres) compete à própria variância do IPCA (livres), tendo no primeiro período uma participação de 87,9897%. Desde então, a participação vai caindo até o vigésimo mês com o valor de 65,4%.

Já em relação à expectativa, pode-se deduzir que a mesma tem a terceira maior participação na variância da IPCA (livres), desconsiderando a participação do próprio IPCA (livres). Do primeiro até o nono mês a participação da variância tem uma perspectiva de crescimento, chegando ao valor de 6,30%, desde então a participação da expectativa se mantém nesse patamar. Logo, observa-se que a expectativa contribui para determinar a inflação.

Gráfico 2- Decomposição da Variância do IPCA (livres)



Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

Por sua vez, os preços monitorados têm a menor participação na variância do IPCA (livres), 1,29% durante quase todo o período, demonstrando que os reajustes das tarifas não representam uma parte considerável da variância do IPCA (livres). No caso do hiato do produto a participação na variância do IPCA (livres) cresce até o décimo terceiro mês, tendo uma estabilidade, desde então o valor é de 2,96%.

Já o câmbio mostra-se uma variável importante para entender à inflação brasileira (de acordo com o gráfico 2). A porcentagem do câmbio na variância do IPCA (livres) tem uma trajetória de crescimento do primeiro mês (4,46%) até o sétimo mês (11,38%), valor que continua estável até o vigésimo mês. Esse resultado se mostra relevante, expondo a importância do câmbio e do mercado externo sobre a inflação brasileira.

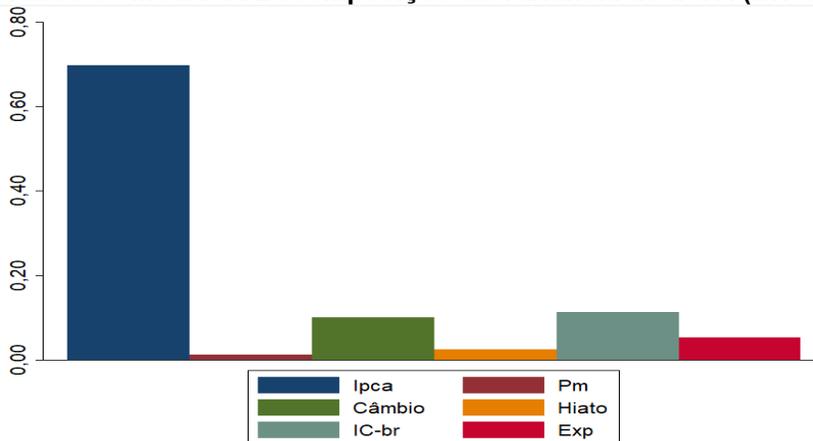
Por fim, no caso do IC-br observa-se que a porcentagem é a maior de todas as outras variáveis retirando a porcentagem da própria IPCA (livres). A porcentagem do IC-br, logo no primeiro mês, é de 5,09%, continua em uma crescente até o décimo segundo mês, no qual seja a um patamar de 12,60%.

Assim, as variáveis que não sofrem a influência da taxa de juros diretamente exercem por um período de tempo razoável mais influência do que os que sofrem

como expectativas, hiato produto e preços monitorados. Tais resultados podem reforçar que a política monetária de coordenação das expectativas pode não ser tão eficaz para a redução da inflação.

O gráfico 3 resume a decomposição da variância do IPCA (livres) pela média em todo período. A percentagem média da variância do IPCA (livres) sobre a própria variável tem naturalmente a maior participação (69.69%). O IC-Br tem uma percentagem média na variância do IPCA (livres) de 11,21%, tendo a segunda maior participação. Já a expectativa tem uma percentagem média de 5,36% para todo o período, com a quarta maior representatividade. No caso da participação do hiato do produto, pode-se perceber que a percentagem na variância da IPCA (livres) é a menor 2,39%. No mais, as duas maiores percentagens na decomposição da variância do IPCA (livres) são o câmbio e o IC-Br, a primeira tem uma percentagem média de 10,15% e a segunda, 11,22%.

Gráfico 3 - Média da Decomposição da Variância do IPCA (livres)



Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

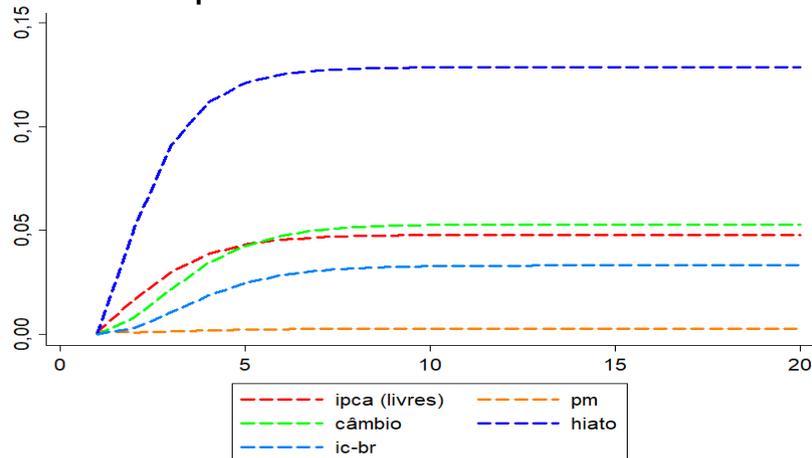
A decomposição da variância da expectativa de inflação é apresentada no gráfico 4 (conforme tabela 16 no Anexo A). Mais uma vez, o intuito é reforçar os resultados obtidos nas funções impulso reposta da figura 6.

A percentagem da variância da expectativa referente à própria variável é de 99,73% no primeiro mês, seguido de 92,03% e 84,48% no segundo e terceiro mês. A percentagem se estabiliza a partir do décimo quinto mês em 73,43%, revelando que parte considerável da participação da variância da expectativa é explicada pela própria variância da expectativa.

No mais, é perceptível que a variável que menos contribui para a variância da expectativa é o PM, tendo uma percentagem estável em torno de 1,29%,

corroborando com o que foi visto na função impulso resposta da figura 5, em que a representação do PM na expectativa era baixa. A segunda menor porcentagem na variância da expectativa é o IC-br (Gráfico 3), de modo que no segundo mês a porcentagem gira em torno de 0,31%, passando a ser 3,32% no décimo terceiro mês e mantendo-se estável nesse patamar até o fim da série.

Gráfico 4 -Decomposição da Variância da Expectativa na Curva de Phillips



Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

A participação do IPCA (livres) na variância da expectativa (gráfico 4) tem no primeiro mês uma porcentagem de 0,13%, seguida 1,66% e 3,22% no segundo e terceiro mês, respectivamente. Do décimo quarto mês em diante a porcentagem do IPCA (livres) gira em torno de 4,8%, sendo que esse patamar persiste até o vigésimo mês.

Ainda no gráfico 4, a participação do câmbio na variância da expectativa tem, a partir do quinto mês, a segunda maior contribuição na variância da expectativa. No segundo mês 0,79% da variância da expectativa é representada pelo câmbio, sucessivamente a porcentagem aumenta até o décimo segundo mês, chegando ao valor de 5,3%.

Por fim, o gráfico 4 demonstra que distúrbios do produto corrente frente ao produto potencial têm uma influência muito significativa sobre a variância da expectativa. Até o décimo primeiro mês, a porcentagem do hiato do produto tem uma trajetória de crescimento, saindo de 5,31% no segundo mês para 12,8% no décimo primeiro mês, mostrando a relevância dos desvios da economia sobre a expectativa de inflação.

Os gráficos 2, 3 e 4, de maneira geral, demonstram que a expectativa contribui para a determinação da inflação e que em parte a mesma atua sobre uma

maior influência do hiato do produto, do câmbio e do IC-Br, reforçando as premissas estabelecidas na subsecção anterior.

5.3.2 Curva IS

A análise da curva IS tem dois objetivos principais: em primeiro lugar determinar o efeito de propagação da expectativa sobre a demanda agregada, e em segundo lugar determinar quais das variáveis na demanda que geram efeitos sobre a expectativa de inflação, levando a possíveis efeitos sobre o IPCA (livres), tal como na curva de Phillips. Essas duas análises contribuem para o objetivo geral do trabalho por detalhar a inter-relação que a expectativa tem sobre a demanda, que é a principal fonte de efeitos inflacionários de curto prazo, com base no NCM.

Para isso, a análise da curva IS foi dividida em duas subsecções: as funções impulso resposta (IRF) e a decomposição da variância, respectivamente, sendo a IRF a principal ferramenta de análise.

Para a estimação da curva IS utilizou-se a forma estrutural do Var (SVAR) dada à complexidade da estimação. Nesse contexto, a matriz de relação contemporânea foi estruturada para o modelo com a seguinte sequência: juros DI, câmbio, NFSP, hiato do produto e a expectativa de inflação.

Buscando a melhor especificação do modelo, as seguintes restrições foram postas: o hiato do produto ficou em função dos juros DI, da taxa de câmbio, da NFSP; o câmbio ficou em função da taxa de juros; a NFSP ficou em função dos juros DI e do câmbio; a expectativa de inflação ficou em função dos juros DI, da taxa de câmbio, da NFSP, do hiato do produto, pode-se perceber que a expectativa de inflação, principal variável da análise, é endógena. As restrições colocadas na estimação foram baseadas na teoria econômica, além de levar em consideração o melhor ajuste do modelo.

5.3.1.1 Funções impulso resposta da curva IS

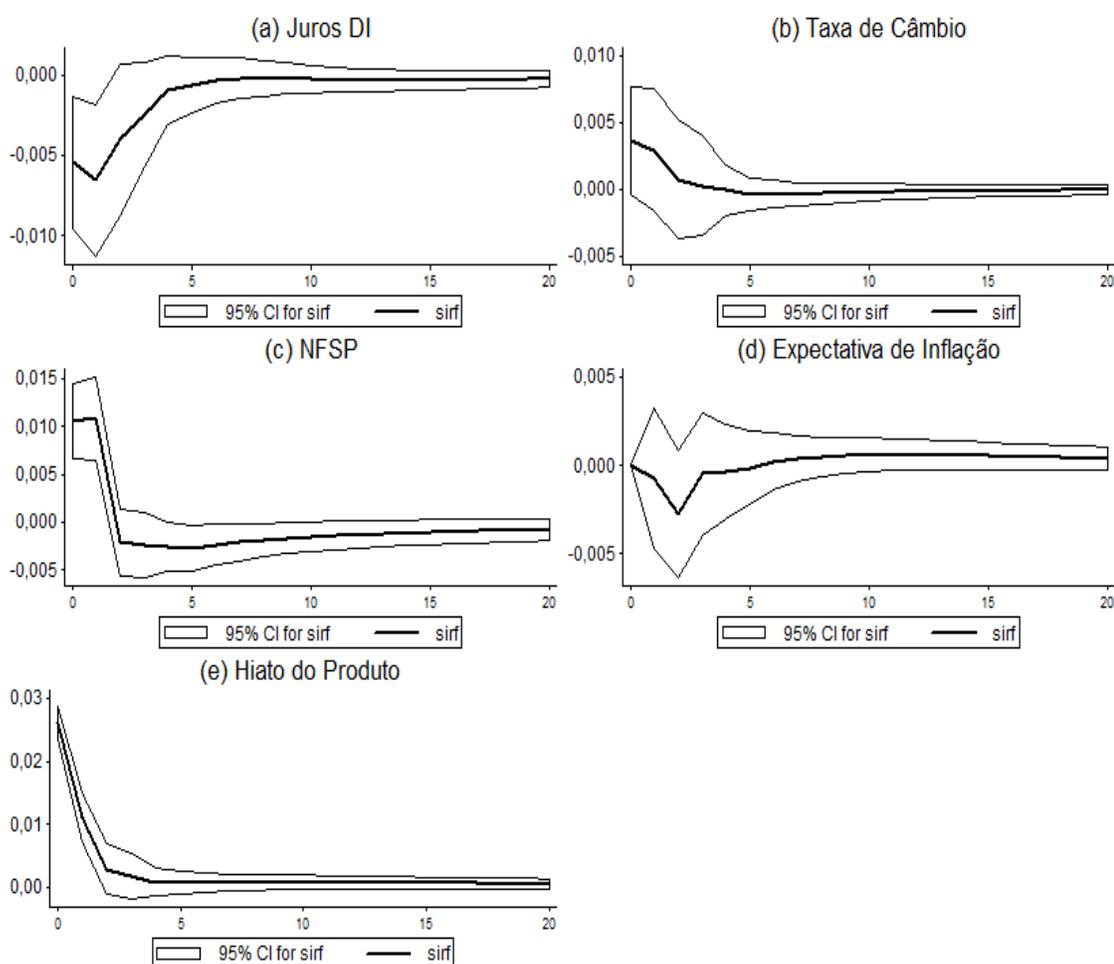
Para compreender de maneira um pouco mais contextualizada a importância da expectativa no RMI, a figura 7 expõe a resposta do hiato do produto a choque de todas as variáveis que pertencem à curva de demanda. O intuito é determinar o efeito de propagação que a expectativa tem sobre a demanda.

Nesse contexto, o gráfico (a) da figura 7 apresenta a resposta do hiato produto a um choque da taxa referencial DI. Pode-se perceber que um choque de 1% na taxa de juros faz com que o hiato do produto se reduza no primeiro mês em

-0,0066%, maior impacto no período. Desde então a resposta do hiato produto chega a -0,00403% e -0,00246% no segundo e terceiro mês, com isso a trajetória da reposta do hiato produto vai diminuindo, perdendo quase toda a representatividade entre o oitavo e o nono mês. Verifica-se que a taxa de juros pode ser um canal de transmissão da política monetária importante, no qual o Banco Central tem capacidade de interferência na inflação via mudança na demanda agregada.

Freitas e Muinhos (2001) expandem essa discussão, mostrando que o BACEN é capaz de influenciar a demanda agregada através da taxa de juros, estabilizando-a ao redor do produto potencial. Os trabalhos de Andrade e Divino (2015) e Bonomo e Brito (2002) reforçam esse pensamento, de maneira a mostrar que a demanda agregada é sensível às mudanças da taxa de juros, sendo que mudanças na taxa de juros têm efeitos significantes sobre a atividade econômica

Figura 7 - Resposta do Hiato Produto na Curva IS



Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

Um ponto importante destacado neste trabalho que difere dos trabalhos acima citados é que quando se compara com a curva de Phillips, o hiato produto impacta menos o IPCA (livres) do que as expectativas de inflação (conforme figura 2). Assim, mesmo que a demanda agregada se retraia dado um aumento de juros, isto em tese seria pouco transmitido para a inflação.

O gráfico (b) demonstra que uma desvalorização cambial não resulta em uma resposta imediata da demanda agregada, tal como em Bonomo e Brito (2002). As possíveis explicações para a depreciação cambial não possuir grande representatividade podem estar ligadas, assim como em Santos e Holanda (2008): *(i)* ao fato de que alguns períodos de depreciação cambial foram também seguidos de queda no PIB mundial *(ii)* e que os períodos de maior depreciação cambial foram momentos de elevada aversão ao risco no mercado internacional.

Já no caso da necessidade de financiamento do setor público (NFSP) (de acordo com o gráfico (d), figura 7), um choque de um desvio padrão no NFSP gerou um impacto de 0,01086 % no primeiro período, tal choque foi dissipado logo em seguida, perdendo total importância rapidamente. Assim, A NFSP tem relevância na estimação da demanda, embora a periodicidade do choque seja pequena.

No caso do choque de expectativa de inflação (conforme gráfico (d), figura 7), verifica-se que um aumento das expectativas de inflação faz como que o hiato produto tenha uma tendência de queda, reflexo de uma troca de consumo presente por consumo futuro. Entretanto, esse aumento é pequeno tanto em magnitude quanto em tempo de duração, resultando na possibilidade de que o efeito de propagação de um choque de expectativa não gere efeitos contundentes na inflação via mudança na demanda agregada.

Assim, sabendo que o hiato do produto interfere apenas gradualmente na inflação (conforme figura 5) e que a expectativa de inflação não tem um efeito expressivo sobre a demanda agregada, a possibilidade de o Banco Central intervir na economia via canal das expectativas fica limitada, uma vez que, quando o Banco Central sinaliza uma mudança na taxa de juros de longo prazo, esse anúncio não levará a mudanças gradativas na demanda e, por sua vez, na inflação.

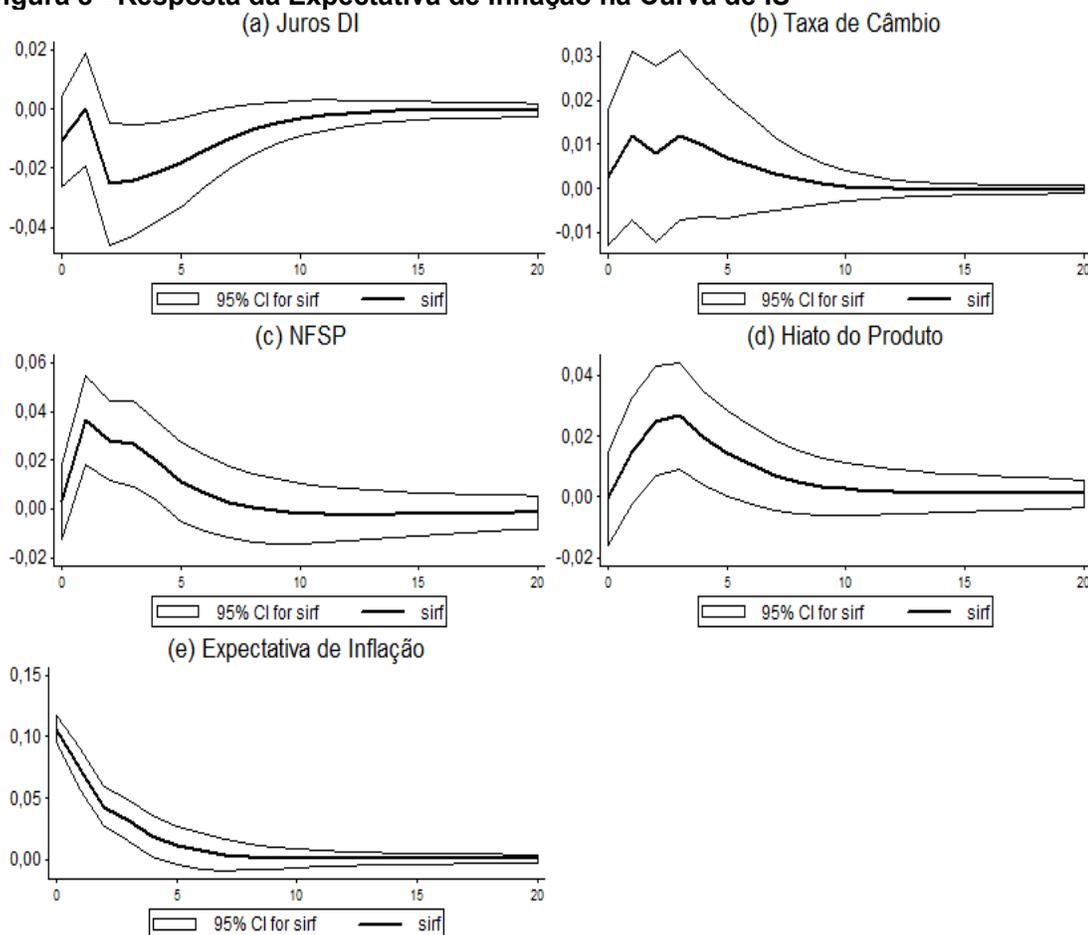
Por fim, o gráfico (e) da figura 7 mostra o impacto do hiato do produto sobre o próprio hiato do produto. Um choque de 1% no hiato produto gera uma retroalimentação de 0,01117% na própria variável no primeiro mês. No segundo mês esse choque gera uma resposta no hiato do produto de 0,00294% seguido de

0,00181% no terceiro mês. Assim, os desvios do produto corrente em relação ao produto potencial geram aumentos no desvio futuro do hiato do produto.

Em suma, é notável que de maneira geral todas as variáveis se comportaram da maneira correta (conforme figura 7), embora os choques dessas variáveis não representem grandes mudanças no hiato do produto.

Já a figura 8 mostra os aspectos que interferem na expectativa pelo lado da demanda, que podem, assim, influenciar na inflação pelo canal das expectativas ou pelos outros canais, dadas as suas inter-relações. O objetivo é determinar as fontes que geram aumento da expectativa inflacionária, uma vez que esse aumento levará em um segundo momento em perturbações da inflação.

Figura 8 - Resposta da Expectativa de Inflação na Curva de IS



Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

O impacto da taxa de juros DI na expectativa é exposto no gráfico (a), figura 8. Uma mudança na taxa de juros Swaps DI faz com que a expectativa tenha uma tendência de queda, embora passasse por um período inicial de instabilidade. Esse fato está condicionado à percepção dos agentes de que a inflação futura irar cair

devido à política monetária restritiva. A queda da expectativa chega a -0,02532 p.p no segundo mês, maior queda do período e se perpetua até o décimo mês.

O resultado reforça a premissa de que a taxa de juros reduz a expectativa de inflação futura pelo canal clássico da taxa de juros, essa redução da expectativa de inflação faz com que a taxa real de juros suba, reduzindo o hiato do produto, o qual pode traduzir uma queda da inflação.

Já um choque cambial, a curva IS apresenta resultados próximos ao da curva de Phillips (gráfico b, figura 8), embora com uma magnitude menor. Uma depreciação cambial leva a um processo de aceleração da expectativa de inflação. Teve, no primeiro mês, um crescimento 0,012 p.p acompanhado de 0,00781 p.p e 0,01206 p.p no segundo e terceiro mês, respectivamente, gerando um crescimento acumulado de 0,032 p.p. Após o terceiro mês a resposta da expectativa passa a ser cada vez menor, diluindo totalmente no décimo mês.

No caso de um aumento nos gastos do governo, a expectativa de inflação tem seu maior impacto. Um aumento na NFSP de um desvio padrão (2,23 p.p) se reflete em um aumento da expectativa de inflação de 0,028 p.p e 0,027 p.p no primeiro e no segundo mês, respectivamente. Só após dez meses, a resposta da expectativa passa a ter baixa representatividade. Esse resultado mostra que a expectativa de inflação reage rapidamente, quando os gastos governamentais ultrapassam a capacidade de arrecadação.

Quando o governo tem uma capacidade de arrecadação menor que a previsão de gastos, isso naturalmente significa que o governo tem uma maior necessidade de financiamento para os seus gastos, como resultado os agentes econômicos preveem aumento da inflação futura, derivado desse desequilíbrio fiscal. Nesse contexto, é possível perceber que os déficits governamentais constituem um dos principais motivos pelos quais os agentes esperam aumento da inflação futura.

Já um choque no hiato do produto faz com que a expectativa de inflação tenha uma trajetória de crescimento até o terceiro mês, acumulando 0,067 p.p. Esse resultado se mostra bastante próximo ao obtido na curva de Phillips, embora a magnitude seja um pouco menor. Assim, um impacto indireto na demanda agregada sobre a expectativa de inflação pode refletir em maiores efeitos inflacionários.

O último gráfico reflete o impacto da expectativa sobre um choque na própria expectativa, assim como na curva de Phillips. Os resultados obtidos são, naturalmente, bastante semelhantes ao da primeira estimação, um choque de 0.169

p.p na expectativa gera um efeito sobre a própria variável no acumulado de 0,27423 p.p nos seis primeiros meses. O choque perde representatividade a partir do décimo mês.

Os resultados da estimação da curva IS demonstram que primeiramente a taxa de juros e a NFSP são as principais variáveis que interferem na demanda agregada. Já no caso da expectativa, pode-se perceber que a mudança de percepção da inflação futura não se traduz em mudanças relevantes sobre a atividade econômica, embora a mesma seja diretamente influenciada por todas as variáveis da demanda agregada.

5.3.1.2 Decomposição da variância da curva IS

Nessa subseção será apresentada a decomposição da variância da curva IS com intuito de perceber a participação individual das variáveis na demanda agregada. O gráfico 5 mostra a decomposição da variância do hiato do produto (de acordo com Anexo B, tabela 22). Assim como na decomposição da variância da curva de Phillips, na curva IS também foi retirada dos gráficos a parte da variância pertencente à variável que está sendo analisada.

De acordo com a tabela 22 do Anexo B, percebe-se que parte considerável da variância do hiato do produto é refletida pela própria variância do hiato do produto, tendo no primeiro período uma participação de 81,39%, caindo 17,7% até o décimo segundo período, no qual a participação é de 66,99%.

No gráfico 5, nota-se que a expectativa é a variável que menos contribui para a variância do hiato do produto na curva IS. No segundo período, a porcentagem na variância era de 0,68%, sendo que essa participação sobe em média 0,2 p.p em cada período. Esse resultado reforça as evidências obtidas nas funções impulso resposta, onde um choque de expectativa não leva a grandes flutuações do hiato do produto.

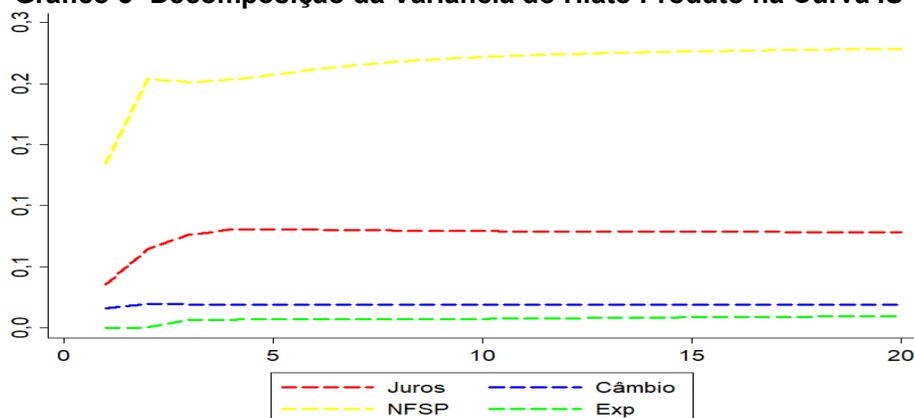
Esse ponto é importante, uma vez que no RMI a coordenação das expectativas é importante para levar a ancoragem da inflação na meta pelo fechamento do hiato do produto. Agora se as expectativas pouco contribuem para determinar as nuances da economia isso pode diminuir a eficácia do canal das expectativas no RMI do Brasil.

Nesse contexto, a porcentagem do câmbio na variância do hiato do produto possui um resultado parecido com o da expectativa. Em média, a porcentagem sai

de 1,6% no primeiro mês para 1,9% no quinto mês, tendo uma variação mínima de 3 p.p em todo o período. Com isso, o câmbio possui a segunda menor porcentagem na variância do hiato do produto.

Já a segunda maior porcentagem na decomposição da variância do hiato do produto, desconsiderando a própria variável, é a taxa de juros. A porcentagem da taxa de juros na variância do hiato do produto tem uma trajetória de crescimento do primeiro mês até o sexto mês com uma variação média de 1,24 %, chegando ao valor de 8,01%. A partir de então, a porcentagem tem uma variação mínima até o final do período.

Gráfico 5 -Decomposição da Variância do Hiato Produto na Curva IS



Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

Por fim, no gráfico 5, a linha amarela retrata a porcentagem da NFSP sobre variância do hiato do produto. No primeiro período a porcentagem do NFSP era de 13,45%, a partir de então, a porcentagem passa a ter uma trajetória de crescimento até o último mês, com uma variação média 69,81%. O maior valor da porcentagem do período foi de 22,84%. Isso leva a concluir que as maiores influências sobre o hiato produto são a taxa de juros real e a NFSP, sendo pouco relevantes as expectativas e câmbio sobre o próprio hiato.

Nesse viés, a decomposição da variância da expectativa de inflação na curva IS é apresentada no gráfico 6, (de acordo com a tabela 23 no Anexo B). A porcentagem da variância da expectativa tem uma tendência de queda em todo o período. A porcentagem se estabiliza a partir do nono mês em 60,82%, demonstrando, assim como no gráfico 4, que parte considerável da variância da expectativa é explicada por outras variáveis.

É notável que a variável que menos contribui para a variância da expectativa na curva de IS é a taxa de câmbio, diferente da estimação da curva de Phillips, em

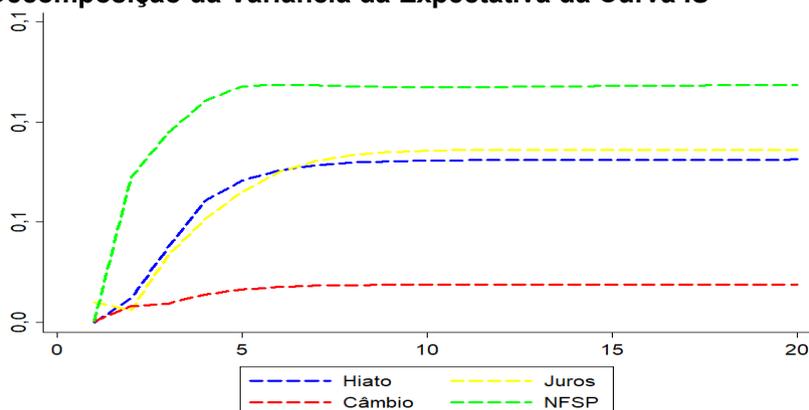
que o câmbio era a segunda variável mais relevante. A porcentagem é estável em torno de 1,88% no nono mês.

Já o hiato do produto (Gráfico 6) tem a segunda menor participação na variância da expectativa. Inicialmente a porcentagem tem uma tendência de crescimento mais acentuado, que vai até meados do sexto mês, passando de 0,0% no primeiro mês para 7,6% no sexto mês, a partir de então a porcentagem se estabiliza. Observe que na curva de Phillips o hiato do produto era a variável que detinha uma porcentagem maior.

No caso dos Juros DI, a porcentagem na variância da expectativa (gráfico 6) tem no primeiro mês uma porcentagem de 1,01%, seguida 0,62% e 3,36% no segundo e terceiro mês, respectivamente, continuando nessa trajetória de crescimento até o final da série.

Em relação à porcentagem da NFSP na variância da expectativa, percebe-se que a porcentagem da NSFP possui uma tendência de crescimento mais acentuada do primeiro ao quinto mês, com uma variação média de 52,69%. Além disso, pode-se perceber que a maior porcentagem do período é de 11,85% no vigésimo mês. Nota-se, assim, que NFSP é uma variável importante para explicar possíveis perturbações na expectativa dos agentes. Desse modo, a percepção por parte dos agentes, de que o governo irá aumentar sua necessidade de financiamento impacta diretamente na expectativa de inflação futura, gerando possíveis efeitos inflacionários.

Gráfico 6 - Decomposição da Variância da Expectativa da Curva IS



Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

5.3.2 Regra de Taylor

Uma vez instituída a discussão sobre a curva de oferta e demanda da economia e o papel da expectativa, essa secção tem por objetivo determinar qual a relevância que a expectativa tem sobre a atuação da política monetária, dada a hipótese de que o Banco Central monitora essa variável para a determinação da taxa de juros. Com esse intuito, essa subsecção foi dividida em três pontos: causalidade de Granger, funções impulso resposta (IRF) e a decomposição da variância, respectivamente. Sendo que, mais uma vez, a IRF será a principal ferramenta de análise.

5.3.1.1 Causalidade de Granger da Regra de Taylor

Para entender a relação de causa entre as variáveis da Regra de Taylor, a tabela 6 apresenta os principais resultados estabelecidos pela causalidade de Granger (conforme tabela 26 do Anexo C).

A parte superior da tabela 4 apresenta a relação de causa entre a taxa de juros Selic (SELIC) e o desvio da expectativa de inflação em relação à meta (DEVIO). É perceptível que existe uma relação de causa bilateral entre a Selic e os desvios da expectativa em torno da meta, resultado diferente do que foi apontado por Piza (2006) onde taxa de juros não determinava a expectativa de inflação.

Tabela 4 - Causalidade de Granger da Regra de Taylor

Hipótese Nula	P-valor
SELIC não causa DESVIO no sentido de granger	0,000
DESVIO não causa SELIC no sentido de granger	0,000
SELIC não causa HIATO no sentido de granger	0,001
HIATO não causa SELIC no sentido de granger	0,006

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

Em linhas gerais, esse resultado reforça a premissa de que o BACEN monitora a expectativa de inflação, assim a aplicação da política monetária via a taxa de juros é determinada, em parte, pelo desvio da expectativa dos agentes em relação à meta. Por outro lado, o desvio da expectativa de inflação em torno da meta sofre influência da política monetária determinada pelo BACEN.

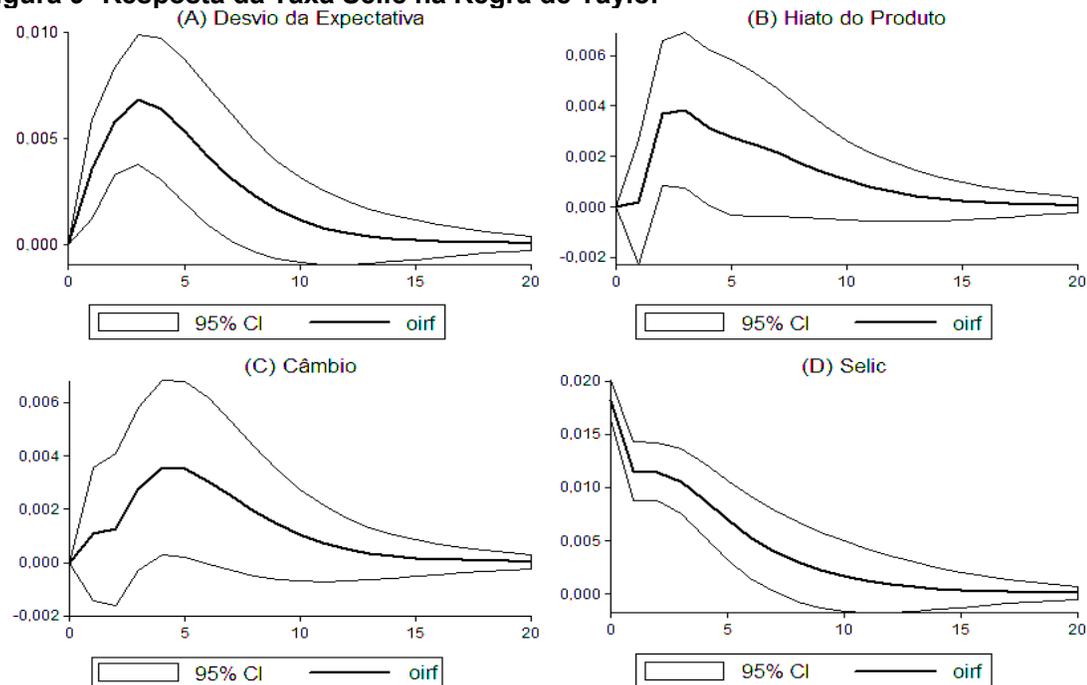
Já a parte inferior da tabela 4 apresenta a relação de predição entre a taxa de juros Selic (SELIC) e o hiato do produto (HIATO). É perceptível que o HIATO prediz, no sentido de Granger, a SELIC, assim como a SELIC causa, no sentido de Granger, o HIATO, isto é, existe uma relação bilateral entre as variáveis.

O fato de a taxa de juros Selic determinar em parte e o hiato produto mostrar que o BACEN também está preocupado com a atividade econômica, assim quando a atividade econômica for divergente do produto potencial, o Banco Central tende a reagir, de modo a alterar a taxa de juros.

5.3.1.2 Funções Impulso Resposta da Regra de Taylor

Os resultados expostos nessa subsecção têm por base perceber como a política monetária via taxa de juros é afetada pela movimentação do desvio da expectativa em relação à meta e pelo hiato do produto, focando atenção na primeira, na busca de identificar o impacto na economia, através da taxa de juros, dadas as flutuações da expectativa dos agentes. Esses resultados são apresentados na figura 9 abaixo.

Figura 9- Resposta da Taxa Selic na Regra de Taylor



Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

O gráfico (a) na figura 9 estabelece a resposta da SELIC relacionado a choque do DESVIO. Assim, um aumento da expectativa em relação à meta em um desvio padrão leva a um aumento da taxa de juros Selic em 0,0036% no primeiro mês, acompanhado de 0,00582% e 0,00682% no segundo e no terceiro mês, acumulando um crescimento da taxa Selic de 0,01624%, aproximadamente. No mais, após o terceiro mês a taxa de juros Selic começa a apresentar uma tendência de queda, embora de maneira gradual perpetuando-se até o décimo mês, indicando certa inércia da taxa de juros.

Assim, quando o valor esperado da inflação fica acima da meta de inflação estabelecida para o período, o Banco Central irá elevar a taxa de juros, visando reprimir a demanda agregada pelo aumento da taxa de juros real, o que pode conduzir a uma redução da inflação, afetando posteriormente a própria expectativa de inflação. É importante destacar que, uma vez que as expectativas se tornam ancoradas na meta, é de se esperar uma redução da taxa de juros de longo prazo via canal da expectativa.

Todavia, uma vez que as mudanças no hiato do produto não provocam grandes mudanças na inflação brasileira, a política monetária consegue interferir na inflação apenas diminuindo os efeitos de propagação dos choques via convergência das expectativas. Isto posto, demonstra que a inflação brasileira detém certa indexação relacionada a fatores de oferta, revelando, assim, que o BACEN detém um controle parcial da inflação brasileira.

Outro ponto interessante a ser analisado refere-se ao impacto hiato do produto na taxa Selic efetiva. O presente trabalho encontrou resultados significativos em relação a esse ponto, os trabalhos de Dezordi e Curado (2009), Carrara (2016).

Pelo gráfico (b), na figura 9, observa-se a resposta da SELIC condicionada a um choque do hiato produto. A resposta da taxa Selic tem uma trajetória de crescimento que se estende até o terceiro mês 0,00754%, após esse ponto a reposta da taxa Selic passa a apresentar uma tendência de queda que perdura até o décimo segundo mês.

A resposta da taxa de juros Selic a uma desvalorização cambial é apresentada no gráfico (c) da figura 9. A Selic efetiva tem uma tendência de crescimento que se estende até o sexto mês, período de crescimento maior do que o observado no gráfico (a) e (b) da figura 10. Além disso, é possível observar que a desvalorização cambial tem um efeito sobre a taxa de juros por um tempo considerável (10 meses), fato este que está condicionado ao impacto dessa variável sobre a inflação brasileira, conforme estabelecido na curva de Phillips.

Por fim, o gráfico (d) apresenta a resposta da taxa Selic a um choque da própria variável. A resposta da Selic tem seu maior valor logo no primeiro mês (0,018%) acompanhado de 0,0012% no segundo mês, esse choque tem uma trajetória de queda que perdura por mais 10 meses. Assim, esse resultado sugere que um aumento na taxa Selic tem a tendência a se perpetuar na economia por um

determinado tempo, levando a um maior esforço, por parte de Banco Central, em redirecionar essa variável no futuro.

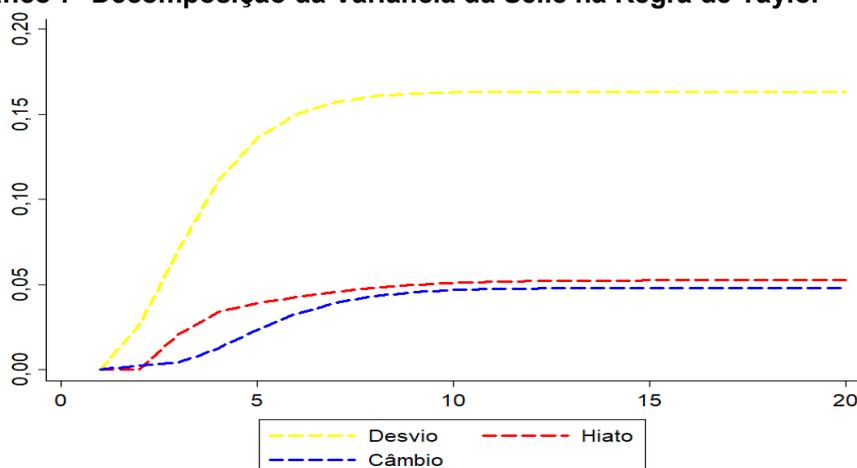
Os resultados da figura 9, em geral, sugerem que a política monetária é mais ativa quando a percepção dos agentes em relação à inflação futura se desvirtua da meta de inflação, evidenciando a preocupação do Banco Central frente à expectativa inflação. Entretanto, as flutuações da economia em torno do produto potencial e as mudanças na taxa de câmbio também contribuem para explicar as mudanças na taxa Selic efetiva.

5.3.1.2 Decomposição da Variância da Regra de Taylor

O gráfico 7 mostra a decomposição da variância da taxa Selic (de acordo com o Anexo C, tabela 30). Na busca de identificar a porcentagem de cada variável sobre a taxa Selic efetiva, de acordo com a tabela 30, é possível perceber que a maior parte da variância da taxa Selic é determinada pela variância da própria variável, tendo certa estabilidade a partir do décimo período em 74%.

Já no gráfico 7 é observável que parte considerável da variância é determinada pelo desvio das expectativas em relação à meta. A porcentagem do DESVIO na variância da SELIC tem uma trajetória de crescimento até o sétimo mês (15%), esse valor continua estável até o vigésimo mês. O resultado evidencia o resultado obtido pela função impulso resposta, que o Banco Central, através do RMI, busca cumprir a meta de inflação estabelecida.

Gráfico 7 -Decomposição da Variância da Selic na Regra de Taylor

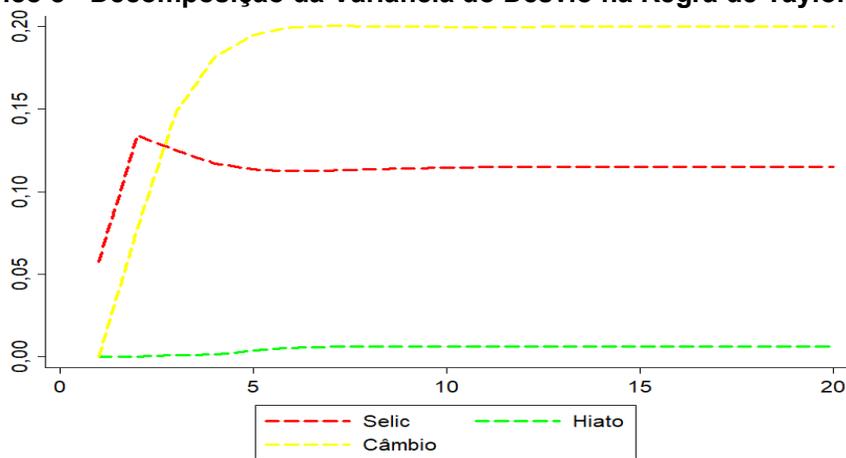


Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

No mais, o hiato do produto detém uma porcentagem a partir do décimo período em média de 0,51% e o câmbio com uma porcentagem de 0,47%. Esses valores podem reforçar a premissa que a taxa que a política monetária no Brasil leve em conta tanto a atividade econômica quando as flutuações do câmbio.

Por fim, o gráfico 8 apresenta a decomposição da variância do Desvio da expectativa em relação à meta. Os resultados sugerem que a taxa de câmbio é a variável com mais porcentagem na variância do Desvio (em torno de 20% a partir do 6 mês), este valor foi um tanto diferente do que foi visto no Gráfico 5, onde o câmbio não tinha tanta representativa em relação às expectativas. A taxa Selic, por sua vez, detém a segunda maior porcentagem na variância do Desvio, enfatizando a importância da Selic para ancoragem das expectativas em torno da meta. E o hiato produto, por fim, não apresenta grande relevância na variância do Desvio.

Gráfico 8 - Decomposição da Variância do Desvio na Regra de Taylor



Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O trabalho objetivou identificar a influência das flutuações nas expectativas de inflação sobre o Regime de Metas de Inflação (RMI), em especial sobre do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) no Brasil, no período de janeiro 2001 a setembro 2017.

Nesse contexto, o presente estudo demonstrou sucintamente a estrutura do novo consenso macroeconômico, no qual está baseado o Regime de Metas do Brasil, para demonstrar a relevância que as expectativas têm em toda a dinâmica da economia. No mais, o trabalho apresentou os canais de transmissão da política monetária, tendo como foco o canal das expectativas, para entender a inter-relação que a atuação do Banco Central tem, via expectativa, sobre as nuances na demanda agregada que, por sua vez, interfere na inflação.

No ponto de vista metodológico, o trabalho estabeleceu uma curva de Phillips desagregando o IPCA (amplo) em preços livres e preços monitorados, além de introduzir um *proxi* para os choques de oferta, na busca de se aproximar da estimação realizada pela decomposição de inflação do Banco Central, algo até então pouco explorado pelos demais trabalhos que estimaram a curva de Phillips. Já na demanda agregada utilizou-se como base a função no qual é determinada no modelo de pequeno porte do BACEN. Por fim, a regra de Taylor estimada é com base na metodologia exposta por Minella (2003).

Nesse contexto, o trabalho se diferencia dos demais apresentados resumidamente no Apêndice por estimar as curvas de RMI com o intuito de verificar a influência das expectativas tanto diretamente na inflação, tal como se apresenta na curva de Phillips, como de forma indireta, pelo impactado da expectativa na demanda agregada. No mais, a expectativa nesse trabalho é tratada como um canal pelo qual são transmitidas as mudanças nas variáveis do RMI sobre a inflação.

Assim, na curva de Philips verificou-se que a expectativa de inflação impacta de maneira positiva a inflação brasileira desde o primeiro mês, logo quando os agentes precificam um aumento da inflação futura, esse efeito contribui para o aumento da própria inflação no Brasil. Todavia, são os choques cambiais e os choques de oferta que contribuem de maneira mais significativa para as mudanças

da inflação brasileira, o que dificulta a capacidade do Banco Central de intervenção na inflação.

Ainda na curva de Phillips, observou-se que a expectativa de inflação é impactada, em uma maior proporção, pelos distúrbios do hiato do produto, revelando o impacto das mudanças da atividade econômica sobre a formação da expectativa, não obstante, impacto do hiato do produto sobre o IPCA (livres) é menor, logo as nuances da demanda têm um efeito maior sobre as expectativas do que sobre a inflação. Em segundo lugar, são os choques de oferta e os choques cambiais os componentes que mais impactam de maneira positiva a expectativa de inflação. Esses resultados, em geral, demonstram que a expectativa de inflação funciona como o mecanismo de propagação dos demais choques da curva de Phillips sobre a inflação.

Nesse sentido, a transmissão da política monetária via canal do câmbio parece ser mais eficiente do que o canal das expectativas. Em primeiro lugar, devido ao fato do câmbio interferir na inflação em uma maior proporção do que a expectativa e em segundo lugar, devido o fato de que a taxa de câmbio também interfere na expectativa, no qual gera um efeito maior sobre a inflação.

A análise da curva IS demonstrou que a demanda agregada não é impactada fortemente pela expectativa de inflação, logo a perspectiva dos agentes em relação à inflação futura não causa grandes mudanças na demanda agregada, embora as nuances do hiato do produto interfiram diretamente na formação de expectativa de inflação. Já a taxa de juros Swaps DI impacta negativamente a demanda agregada, tal como é proposto pela teoria da economia, sendo esse o principal instrumento da política monetária. Já no caso da NFSP, observa-se que esta é uma das principais variáveis que impactam a demanda agregada, trazendo evidências sobre a relevância dos gastos governamentais sobre a atividade econômica.

Em relação ao impacto que as variáveis da demanda agregada detêm sobre a expectativa futura de inflação, verificou-se que um aumento da taxa de juros Swaps DI faz com que a expectativa de inflação tenha uma tendência de queda, embora passe por um primeiro período de instabilidade. No caso de uma desvalorização cambial e de um aumento da NFSP a expectativa de inflação reage significativamente, sendo que a NFSP é principal variável que interfere na expectativa de inflação.

Por fim, na curva de reação do Banco Central foi possível averiguar que a política monetária realizada pelo Banco central se torna restritiva quando o desvio da expectativa em torno da meta se torna positivo, evidenciando a preocupação do Banco Central frente à expectativa inflação. Além disso, foi possível verificar que o Banco Central, também, eleva a taxa de juros quando a demanda agregada se desvirtua do produto potencial.

Com isso, fazendo uma análise conjunta de todo o regime de metas de inflação, pode-se concluir que a inflação brasileira é influenciada pela percepção dos agentes em relação à própria inflação futura, embora essa percepção da expectativa de inflação esteja condicionada, lado da curva de Phillips, aos choques de oferta, à desvalorização cambial, à própria inflação e ao hiato do produto. Do lado da curva IS, por sua vez, é a NFSP e o hiato do produto que mais afetam proporcionalmente a expectativa de inflação. Logo, o impacto causado pela expectativa sobre a própria inflação pode estar relacionado aos choques cambiais ou de oferta, assim como a NFSP, reforçando a premissa de que a expectativa de inflação é uma variável que transmite os efeitos relacionados às mudanças dos componentes do RMI.

A formação da expectativa futura de inflação é, pois, influenciada por um conjunto de variáveis que impactam a inflação de maneiras diferentes tanto em magnitude quanto em tempo de duração. No mais, uma vez que parte da expectativa pode estar relacionada às variáveis como: os choques de oferta, gastos governamentais e choques cambiais, a atuação do Banco Central do Brasil de controlar a inflação detém limitações, já que os distúrbios das expectativas podem estar condicionados a elementos nos quais o Banco Central intervém apenas indiretamente.

Nesse ambiente, a autoridade monetária busca conter a expectativa de inflação por meio da taxa de juros que, por sua vez, interfere na demanda agregada, uma vez que a taxa de juros é o principal instrumento de política monetária. Todavia, em comparação com as demais variáveis da curva de Phillips, as mudanças no hiato do produto não provocam grandes mudanças na inflação brasileira, embora impactem na expectativa de inflação. Esse aspecto corrobora com possibilidade de que a inflação seja determinada, em uma maior proporção, pelos elementos ligados à oferta da economia e não da demanda, cabendo ao Banco Central reduzir apenas os efeitos de propagação dos choques via convergência das expectativas em torno da meta.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDRADE, J. P. & DIVINO, J. A. C. A. Optimal rules for monetary policy in Brazil. **Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)**, 2015.

ANNABLE, J. Adjusting wages for price inflation: the rational-arrangements Phillips curve. 2007. Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=1045321> Acesso: 04 Jan 2017

ARESTIS, P e SAWYER, M (2008) New consensus Macroeconomic and inflation targeting: Keynesian critique. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 17, Número especial, p. 629-653, dez.

AREOSA, W. D. **Dinâmica da inflação no Brasil**: o caso de uma pequena economia aberta. Rio de Janeiro: Departamento de Economia, PUC-Rio, 2004 (62).

BANCO CENTRAL DO BRASIL – Bacen. 2015. Disponível em <http://www.bcb.gov.br/pt-br> . Acesso em: Jan 2017.

BANCO CENTRAL DO BRASIL – Bacen, **Relatório de Inflação**, Brasília, v. 3 , n. 1 Mar. 2001. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2001&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 10 Jan. 2017.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v. 4 , n. 1 Mar. 2002. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2002&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 10 Jan. 2017.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v. 5 , n. 1 Mar. 2003. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2003&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 10 Jan. 2017.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v. 6 , n. 1 Mar. 2004. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2004&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 10 Jan. 2017.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v. 7 , n. 1 Mar. 2005. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2005&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 10 Jan. 2017.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v. 8 , n. 1 Mar. 2006. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2006&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 10 Jan. 2017.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v. 9 , n. 1 Mar. 2007. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2007&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 10 Jan. 2017.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v. 10 , n. 1 Mar. 2008. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2008&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 10 Jan. 2017.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v. 11 , n. 1 Mar. 2009. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2009&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 10 Jan. 2017.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v. 12 , n. 1 Mar. 2010. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2010&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 10 Jan. 2017.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v. 13 , n. 1 Mar. 2011. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2011&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 10 Jan. 2017.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v. 14 , n. 1 Mar. 2012. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2012&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 10 Jan. 2017.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v. 15 , n. 1 Mar. 2013. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2013&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 10 Jan. 2017.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v. 16 , n. 1 Mar. 2014. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2014&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 10 Jan. 2017.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v. 17 , n. 1 Mar. 2015. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2015&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 10 Jan. 2017.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v. 18 , n. 1 Mar. 2016. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2016&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 10 Jan. 2017.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v. 19 , n. 1 Mar. 2017. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2017&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 10 Jan. 2017.

BARBOSA, F.H; CAMÉLO, F.D; JOÃO, I.C. (2016). “A Taxa de juros natural e a regra de Taylor no Brasil: 2003/2015”. Revista Brasileira de Economia, 70(4).

BOASSI, R. A Utilização do Modelo de Ultrapassagem (Overshooting) dos Preços das Commodities como Modelo de Previsão da Inflação Futura. 2010. 117p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2010.

BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A.; WERLANG, S. R. C. Implementing inflation targeting in Brazil. **Working Papers Series**, Brasília: Banco Central do Brasil, n. 01, jul. 2000.

BERNANKE, B. How Important is the Credit Channel in the Transmission of Monetary Policy? A comment. Carnegie-Rochester **Conference Series on Public Policy**, 39, 47-52, 1993.

BERNANKE, B.; Gertler, M. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. **Journal of Economic Perspective**, v.9, n.4, p. 27-48, 1995.

BERNANKE, B.; Blinder, A. The federal funds rate and the channels of monetary transmission. **American Economic Review**, v.82, n.3, p. 901-921, 1992.

BONOMO, Marco Antonio; BRITO, Ricardo D. Regras monetárias e dinâmica macroeconômica no Brasil: uma abordagem de expectativas racionais. **Revista Brasileira de Economia**, v. 56, n. 4, p. 551-589, 2002.

BUENO, R.L.S. **Econometria de Séries Temporais**. 2 ed. São Paulo. Cengage Learning, 2001. 341p.

CARNEIRO, D. D.; MONTEIRO, A. M. D. A.; WU, T. Y. H. Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA. **Revista de Economia e Administração**, v. 3, n. 1, jan-mar 2002.

CARRARA, Anieli Fagundes. **Choques de oferta e política monetária na economia brasileira**: Uma análise do impacto dos preços das commodities na inflação entre 2002 e 2014. 2016. Tese de Doutorado. Universidade de São Paulo.

CARROLL, C. D. Macroeconomic expectations of households and professional forecasters. **Quarterly Journal of Economics**, 118 (1), p. 269–298, 2003.

CLARIDA, R; GALI, J; GERTLE, M. **The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective**. Journal of Economic Literature Vol. XXXVII (December 1999), pp. 1661–1707.

COGLEY, T.; SBORDONE, A. M. Trend inflation and inflation persistence in the new Keynesian Phillips curve. Federal Reserve Bank of New York: Staff Reports, Dec. 2006 (Staff Report, n. 270).

CORREA, A. S.; MINELLA, A. Mecanismos não lineares de repasse cambial: um modelo de curva de Phillips com threshold para o Brasil. In: **ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA**, 33., 2005. Anais... ANPEC, 2005.

DEZORDI, L.L; CURADO, M.L. Regime de Metas de Inflação para a condução da política monetária: uma aplicação do modelo VAR. In OREIRO, J.L; PAULA, L.F; SOBREIRA, R. **Política Monetária bancos Centrais e Metas de Inflação**: Teoria e experiência brasileira. Rio de Janeiro: Editora FGV,2009.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 2ed. New Nork: Willey, 2004. 460p.

FISHER, I. **The Theory of interest as Determined by Impatience to Spend Income and Opportunity to Invest It**, Macmillan, New York, 1930.

FREITAS, P. S; MUINHOS, M. K. (2001). A simple model for inflation targeting in Brazil. Central Bank of Brazil, Working Paper Series, no. 18.

GALÍ, J.; GERTLER, M.; LOPEZ-SALIDO, J. D. European inflation dynamics. **European Economic Review**, v. 45, n. 7, p. 1.237-1.270, 2001.

Guillén, D. A. (2008). Ensaio sobre a formação de expectativas de inflação (Dissertação de Mestrado, Pontifícia Universidade Católica do Rio de

Janeiro, PUC-Rio, Rio de Janeiro). Disponível em: http://www.maxwell.vrac.puc-rio.br/12234/12234_1.PDF

GONÇALVEZ, C. E. S.; FENOLIO, F. R. Ciclos eleitorais e política monetária: evidências para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 37, n. 3, p. 465-487, 2007.

HICKS, J. R. Mr. Keynes and the “classics”: a suggested interpretation. *Econometrica*, Apr. 1937.

JÚNIOR, J. R. C. S; CAETANO, S. M.. Regra de Taylor, Inércia na Política Monetária e Influência do Hiato do Produto. *Carta de Conjuntura*, [S.I.], p. 95-105, jun. 2014. Disponível em: <<http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/4330?mode=full>>. Acesso em: 05 jul. 2017.

LIMA, E.J; ARAUJO, F; SILVA, J. R. da C. Previsão e Modelos macroeconômicos no Banco Central do Brasil. In: BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Dez anos de metas para inflação 1999-2009**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2011, 256p. Disponível em: < http://www.bcb.gov.br/Pec/Metas/10_anos_metas_inflacao_completo.pdf> Acesso em: 20 jan. 2017

LICHA, A.L, **Teoria da política monetária**: uma abordagem em nível intermediário. Rio de Janeiro, RJ: Alta Books, 2015. 480 p.

MANKIWI, N. G. The inexorable and mysterious tradeoff between inflation and unemployment. *Economic Journal*, v. 111, n. C45-C61, May 2001.

MENDONÇA, H.F. Metas de inflação e taxa de juros no Brasil: uma análise do efeito dos preços livres e administrados. **Revista de Economia Política**, 27, pp. 431-451, 2007.

_____. Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro. **Economia e Sociedade**, v. 10, n. 1, p. 65-81, 2016.

MENDONÇA, H.F; DEZORDI, L.L; CURADO, L.M. A determinação da taxa de juros em uma economia sob metas de inflação: o caso brasileiro. In OREIRO, J.L; PAULA, L.F; SOBREIRA, R. **Política Monetária bancos Centrais e Metas de Inflação: Teoria e experiência brasileira**. Rio de Janeiro: Editora FGV,2009.

MINELLA, A.; FREITAS, P. S. de *et al*. Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges. **Banco Central do Brasil Working Paper Series (53)**, p. 1-47, 2002.

MINELLA, A. et al. Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under Exchange rate volatility. **Journal of International Money and Finance**, v. 22, n. 7, p. 1.015-1.040, Dec. 2003.

MISHKIN, Frederic S. The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy. **National Bureau of Economic Research**, 1996.

_____. **The Economics of Money, Banking, and Financial Markets**. Columbia University, editora Pearson, seventh edition 2005.

MODIGLIANI, F E SUTCH. Debt Management and the Term Structure of Interest Rates: An Empirical Analysis Recent Experiences. **Journal of Political Economy**. Volume 75, Number4 (Part 2), Supplement, August: 569-589

PALMA, A. A; FERREIRA, D. Nairu, Inflação e Curva de Phillips no Brasil: novas evidências a partir de um modelo tempo-variante **Estudos Econômicos**, v. 47 n. 1, jan./mar. 2017.

PACHECO, Luís Miguel da Mata Artur et al. **O Mecanismo de Transmissão da Política Monetária**: o papel dos preços dos activos. 2006.

PORTUGAL, M. S.; MADALOZZO, R. C. Um modelo de NAIRU para o Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 20, n. 4, p. 26-47, out./dez. 2000.

PIZA, E. C; DIAS, J. Novo Consenso Macroeconômico e Política Monetária no Brasil: Uma Avaliação Empírica. Anpec, XXIV Encontro Nacional de Economia. Salvador, 2006.

SANTOS, F, S; HOLANDA,M. Estimando a Demanda Agregada no Brasil: o papel dos fatores externos XXXVI Encontro Nacional de Economia, ANPEC, 2008.

SCHETTINI, Bernardo Patta; GOUVEA, Raphael Rocha; SACHSIDA, Adolfo. Inflação, desemprego e choques cambiais: Estimativas VAR para a economia brasileira. **Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)**, 2012.

SCHWARTZMAN, F. F. Estimativa da curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. **Economia Aplicada**, v. 10, n. 1, p. 137-155, jan./mar. 2006.

SOARES, J. J. S.; BARBOSA, F. H. Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34., 2006, Salvador. **Anais...** Salvador, 2006.

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

TAYLOR, J. B. A core of practical macroeconomics. **The American Economic Review**, v. 87, n. 2, p. 233-235, maio 1997.

Tobin, J. A General Equilibrium Approach to Monetary Theory, **journal of Money, Credit and Banking**. Fev. 1969. v.1, n.1

VICENTE, J. E F. GRAMINHO (2015). Decompondo a inflação implícita. **Revista Brasileira de Economia**, v.69, n. 2, p. 263-284.

WOODFORD, Michael. Convergence in macroeconomics: elements of the new synthesis. **American economic journal: macroeconomics**, v. 1, n. 1, p. 267-279, 2009.

APÊNDICE

Quadro 4- Resumo de Alguns Trabalhos que Estimaram a Curva De Phillips a Curva IS e a Regra de Taylor no Brasil.

Curva de Phillips			
Autor	Objetivo	Método	Resultados
Portugal, Madalozzo e Hillbrecht (1999)	Estimar a taxa de desemprego que não acelera a inflação – (NAIRU).	Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA)	Em todo o período inflacionário no final da década de 80 e início de 90 a NAIRU esteve abaixo da taxa de desemprego vigente. Apartir de 1995 a taxa de desemprego se aproxima da NAIRU
Minella et al (2002)	Avaliar os três primeiros anos do regime de metas de inflação no Brasil, adotado em julho de 1999.	Vetor Autoregressivo (VAR)	A inflação tem funcionado como um importante coordenador das expectativas sendo que o banco central tem reagido de maneira forte em relação às expectativas de inflação. Pode-se ressaltar um ponto importante que é a passagem da taxa de câmbio para os preços "administrados .
Areosa (2004)	Estima um modelo estrutural para a inflação em uma economia aberta.	Método Generalizado dos Momentos (MGM).	O Brasil apresentou uma rigidez nominal de preços; uma desvalorização do câmbio nominal acrescido da inflação externa interfere a inflação ao consumidor; o impacto indireto é significativo o que altera de maneira consistente os pesos associados a inflação defasada e a expectativa da inflação futura.
Correa Minella (2005)	Investigar a presença de mecanismos não-lineares de repasse cambial para a inflação no Brasil. Em particular, estima-se uma curva de Phillips com limiar (<i>threshold</i>) para o repasse cambial.	Threshold Autoregressive (TAR) Model	O repasse de curto prazo é maior quando a economia está em expansão, quando a taxa de câmbio se deprecia acima de certo valor e quando a volatilidade da taxa de câmbio é menor.
Carneiro <i>et al.</i> (2002)	Explorar duas alterações nos modelos tradicionais para o coeficiente de repasse do câmbio para a inflação. A primeira é uma especificação não-linear, e a segunda alteração é que o repasse não é mensurado apenas pelo coeficiente estimado para o índice de inflação agregado.	Mínimos Quadrados Não-Lineares	Quando a não-linearidade, o coeficiente de repasse era ignorado no modelo linear, superestimava-se a contribuição da desvalorização em 1999 (3,6% do linear contra 3,4% do não-linear) e subestimava-se em 2001 (1,9% contra 2,9%).
Schwartzman (2006)	Realizar estimativas de Curvas de Phillips para o Brasil a partir de dados de preços desagregados	Mínimos Quadrados em Três Estágios (3SLS)	A implementação do regime de câmbio flutuante com metas de inflação representou um ganho de desempenho da política antiinflacionária no que diz respeito a preços de bens não comercializáveis.

Continua...

Schettini, Gouvea e Sachsida (2012)	Estimar um modelo Vetorial Autorregressivo (VAR) da curva de Phillips, com choques cambiais, para a economia brasileira	Vetor Autorregressivo (VAR)	Observa-se: a) que um impacto de um choque cambial na inflação é de aproximadamente 0,04 ponto percentual (p.p.) b) um choque médio na taxa de desemprego demora em média 18 meses para desaparecer; c) a resposta da inflação é de 0,049 p.p. a choques nas expectativas de inflação.
Carrara (2016)	Estimar como o Choque de Oferta, mas especificamente os choques originados pelos preços das commodities, têm impactado na inflação brasileira.	Vetor Autorregressivo (VAR) e o Vetores de Correções de Erros (VEC)	Na curva de Phillips a expectativa de inflação impacta de maneira direta e rápida na inflação. Além disso, os choques de oferta; relacionado ao impacto do CRB; os choques de câmbio e os choques de produtividade tem impacto significativo, embora não seja um impacto imediato
Palma e Ferreira (2016)	Estimar uma curva de Phillips buscando identificar a NAIRU (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment)	Modelo bivariado de componentes não observados	Demonstra-se uma tendência de queda da NAIRU com média estimada de 7.48% no período. No mais, o hiato do desemprego foi positivo até 2010.
Curva IS			
Autor	Objetivo	Método	Resultados
Freitas e Muinhos (2001)	Estimar as equações de Phillips e IS para o Brasil após o Plano Real, a fim de estudar o mecanismo de transmissão da política monetária.	Ordinary Least Squares (OLS)	Os coeficientes da taxa de juros e do hiato produto são muito significativos e com o sinal esperado. No modelo foi utilizado uma defasagem para ambas variáveis. Em relação a taxa de juros a expectativa da demanda agregada se reduz em 0,39 %.
Bonomo e Brito (2002)	Estimar um modelo aberto de expectativas racionais	Mínimos Quadrados em Três Estágios (3SLS)	A taxa de juros detém efeito significativo sobre o hiato produto, contudo a taxa de cambio não se mostra significativa, além do coeficiente ter o sinal inverso ao esperado.
Santos e Holland (2008)	Estimar uma curva IS para a economia brasileira utilizando algumas variações nos modelos em relação a taxa de juros <i>ex-ante</i> ou <i>ex-post</i> .	Vetor Autorregressivo (VAR)	As mudanças na taxa real de câmbio não representam um papel significativo na demanda agregada domestica, entretanto os termos de troca mostram-se estatisticamente significantes e o impacto do crescimento econômico global foi maior sobre a economia brasileira do que a outras economias.
Andrade e Divino (2015)	Apresenta regras ótimas de política monetária no Brasil derivadas de pequeno porte com expectativas Backward Looking .	Autoregressive Distributed Lag (ADL) Model e Seemingly unrelated regressions (SUR)	Na função IS revela alta sensibilidade da demanda agregada à taxa de juros
Carrara (2016)	Estimar como o Choque de Oferta, mas especificamente os choques originados pelos preços das commodities, têm impactado na inflação brasileira.	Vetor Autorregressivo (VAR) e o Vetores de Correções de Erros (VEC)	A taxa de juros é o principal mecanismo que interfere no hiato produto, além disso a taxa de câmbio e as expectativas de inflação contribuem para determinar as flutuações da demanda, algo condizente com os conceitos teóricos.

Continua...

Regra de Taylor			
Autor	Objetivo	Método	Resultados
Holland (2005)	Apresenta algumas evidências empíricas sobre a atuação do BACEN	Generalized Method of Moments (GMM)	O Banco reage mais fortemente às pressões inflacionárias do que o outros bancos centrais em todo o mundo. Isso pode está condicionado à falta de credibilidade
Júnior e Caetano (2004)	Avaliar a relevância das decisões de política monetária para o caso de uma função de produção Cobb-Douglas	Generalized Method of Moments (GMM)	A função de produção Cobb-Douglas pode ser uma ferramenta interessante para a estimação da curva de Taylor e o Bacen tem optado por uma política mais tardança à taxa de juros da Selic
Soares e Barbosa (2006)	Estimar a regra de Taylor para o Brasil a partir da implementação do sistema de metas de inflação em junho de 1999	Mínimos Quadrados de Dois Estágios	Existe evidência empírica que a política monetária segue a regra de Talor desde que inclua a taxa de câmbio real corrente e defasada. De maneira geral, observou-se uma boa robustez no modelo onde os coeficientes de comportaram da maneira esperada
Gonçalves e Fenolio (2007)	Verificar a influência do calendário eleitoral sobre o comportamento da política monetária do Brasil	Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)	Os instrumentos de política monetária não são afetados pelo calendário eleitoral, sendo que os coeficientes eleitorais não se mostraram significativo ao passo que demonstraram sinal contrário ao esperado
Dezordi e Curado (2009)	Realizar uma estimação do regime de metas de inflação com base em uma curva de Taylor	Vetor Autoregressivo (VAR)	Um choque de 1% na inflação leva ao Banco Central aumenta a taxa Selic em 1,9%, já em relação ao hiato do produto a taxa de juros deve eelvar em 0,98% no acumulado
Mendonça, Dezordi e Curado (2009)	Discutir a condução da política monetária brasileira no RMI	Vetor Autoregressivo (VAR)	Os resultados apontaram que a taxa de juros Selic responde muito pouco tanto aos desvios da inflação e do desvio do hiato do produto, no entanto responde ao índice de risco país.
Modenesi (2011)	Avaliar a condução da política monetária após a flexibilização cambial e a adoção do (RMI)..	Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)	A política monetária restritiva utilizada pelo BACEN tem uma alta taxa de taxa de sacrifício, motivada pela rigidez da política monetária no período.
Barbosa, Camêlo e João (2016)	Estimar a taxa de juros natural e a Regra de Taylor para o Brasil o período 2003-2015	Método Generalizado dos Momentos (MGM)	A taxa de juros natural pode ser explicada por quatro componentes: <i>i</i>) taxa de juros internacional prêmio de risco de câmbio prêmio de risco país prêmio LFT. Além disso, a sustentabilidade da dívida pública afeta a tax ade juros natural via prêmio de risco país

Fonte: Portugal, Madalozzo e Hillbrecht (1999); Minella et al (2002); Areosa (2004); Correa Minella (2005); Carneiro et al. (2002); Schwartzman (2006); Schettini, Gouvea e Sachsida (2012); Carrara (2016); Palma e Ferreira (2016); Freitas e Muinhos (2001); Bonomo e Brito (2002); Santos e Holland (2008); Andrade e Divino (2015)); Holland (2005); Júnior e Caetano (2004); Soares e Barbosa (2006); Gonçalves e Fenolio (2007) Dezordi e Curado (2009) Mendonça, Dezordi e Curado (2009); Modenesi (2011); Barbosa, Camêlo e João (2016).

ANEXOS

Anexo A – Estimações da Curva de Phillips

Tabela 5 -Teste ADF Para as Variáveis da Curva de Phillips*

	Estatística do teste		Estatística do teste	
	P-valor		P-valor	
	Sem Integração		Com integração	
Ipca(livres)	-5,394	0,000	-14,112	0,000
P.m	-9,419	0,000	-20,272	0,000
Câmbio	-0,999	0,944	-9,1520	0,000
Exp	-5,914	0,000	-15,729	0,000
Hiato	-8,645	0,000	-17,235	0,000
IC-Br	-2,507	0.3244	-10,003	0,000

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

* Valores críticos são -4,007, -3,437 e -3,137 para 1% 5% e 10% de nível de significância, respectivamente.

Tabela 6 - Teste PP Para as Variáveis da Curva de Phillips*

	Estatística do teste			Estatística do teste		
	(z)	(rho)	P-valor	(z)	(rho)	P-valor
	Sem Integração			Com integração		
Ipca(livres)	-5,666	-57,924	0,0000	-14,183	-182,458	0,000
P.m	-9,624	-133,677	0,0000	-24,589	-223,677	0,000
Câmbio	-1,484	-4,737	0,8345	-9,120	-117,582	0,000
Exp	-6,049	-63,188	0,0000	-16,035	-201,719	0,000
Hiato	-8,537	-107,613	0,0000	-20,079	-187,186	0,000
IC-Br	-3,142	-18,646	0,0965	-9,985	-133,577	0,000

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

*Para a estatística (rho) valores críticos são -28,067 -21,100 -17,833 para 1% 5% e 10% de nível de significância, respectivamente. E para a estatística z(t) valores críticos são -4,007, -3,437 e -3,137 para 1% 5% e 10% de nível de significância, respectivamente.

Tabela 7 -Teste ADF-gls para as Variáveis da Curva de Phillips*

	1 lag	2 lag	3 lag	4 lag
Ipca(livres)	-5,656	-5,234	-5,651	-5,722
P.m	-7,270	-5,621	-4,938	-5,083
Câmbio	-1,653	-1,595	-1,708	-1,797
Exp	-4,940	-4,534	-4,970	-4,478
Hiato	-7,753	-6,110	-5,386	-4,658
IC-Br	-2,808	-2,738	-2,858	-3,034
**DCâmbio	-7,509	-6,076	-5,222	-4,764
***DIC-Br	-8,392	-6,992	-5,990	-5,967

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

*Para 5% de significância o valor críticos são -2,908, -2,917 -2,924 e -2,932 para 1, 2,3, 4 lags, respectivamente.

** DCâmbio representa a primeira diferença do câmbio

*** DIC-Br representa a primeira diferença do IC-br

Tabela 8 -Critérios de Defasagem da Curva de Phillips

	FPE	AIC	HQIC
0	2,40E-12	-97,4611	-97,0488
1	2,70E-13	-11,9041	-11,6155
2	2,90E-13	-11,8329	-11,2969
3	3,30E-13	-11,7241	-10,9408
4	3,30E-13	-11,7170	-10,6863
5	4,00E-13	-11,5448	-10,2667
6	3,90E-13	-11,5862	-10,0607
7	4,00E-13	-11,5768	-98,0396
8	4,40E-13	-11,4935	-94,7333

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

Tabela 9 - Teste de Causalidade de Granger da Curva de Phillips

		Preditas					
		ipca (livres)	pm	exp	Câmbio	Hiato	IC-Br
Predizem	ipca (livres)	-	0,644	0,003	0,387	0,784	0,253
	pm	0,134	-	0,874	0,387	0,903	0,74
	exp	0,056	0,00	-	0,72	0,312	0,895
	Câmbio	0,936	0,226	0,798	-	0,705	0,64
	Hiato	0,129	0,311	0,000	0,698	-	0,942
	IC-Br	0,000	0,208	0,288	0,290	0,38	-
	All	0,000	0,000	0,000	0,744	0,571	0,841

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

Tabela 10 - Resposta do IPCA (livres) na Curva de Phillips

	Exp	Pm	Câmbio	Hiato	IC-br	Ipca
1	0,032131	0,02608	0,06049	0,017642	0,064617	0,150218
2	0,045799	0,023278	0,067172	0,025356	0,071154	0,100319
3	0,045428	0,016977	0,057217	0,028518	0,060041	0,067745
4	0,03881	0,011909	0,044748	0,02779	0,046386	0,046468
5	0,030682	0,00836	0,03384	0,024549	0,034597	0,032285
6	0,023193	0,005915	0,025178	0,020256	0,025396	0,022612
7	0,017058	0,004208	0,018531	0,015932	0,018473	0,015897
8	0,012327	0,002998	0,013514	0,012112	0,013345	0,011185
9	0,008805	0,002132	0,009773	0,008987	0,009582	0,007863
10	0,006241	0,001512	0,007014	0,006552	0,006842	0,005518
11	0,004399	0,001068	0,005001	0,004716	0,004861	0,003865
12	0,003089	0,000752	0,003545	0,003363	0,003438	0,002703
13	0,002162	0,000528	0,002501	0,002382	0,002422	0,001887
14	0,001511	0,000369	0,001758	0,001679	0,001701	0,001315
15	0,001054	0,000258	0,001232	0,001178	0,001191	0,000916
16	0,000734	0,00018	0,000862	0,000825	0,000833	0,000637
17	0,000511	0,000125	0,000601	0,000576	0,000581	0,000443
18	0,000355	0,000087	0,000419	0,000402	0,000405	0,000308
19	0,000247	0,000061	0,000292	0,00028	0,000282	0,000214
20	0,000171	0,000042	0,000203	0,000195	0,000196	0,000149

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

Tabela 11 - Resposta da Expectativa a Choques na Curva de Phillips

	Exp	Ipca	Pm	Câmbio	Hiato	IC-br
1	0,0698	0,017223	0,001049	0,012208	0,03102	0,00759
2	0,0443	0,01938	0,003623	0,018721	0,03339	0,01362
3	0,0288	0,016982	0,004096	0,019192	0,02735	0,01511
4	0,01916	0,013373	0,003594	0,016545	0,02032	0,01371
5	0,01298	0,009964	0,002818	0,013006	0,01447	0,01119
6	0,00889	0,0072	0,002083	0,009694	0,01012	0,00858
7	0,00613	0,005112	0,001492	0,007001	0,00702	0,00633
8	0,00425	0,003594	0,001049	0,004963	0,00487	0,00456
9	0,00295	0,002512	0,000731	0,003481	0,00337	0,00324
10	0,00204	0,001751	0,000508	0,002427	0,00234	0,00228
11	0,00142	0,001218	0,000352	0,001687	0,00162	0,0016
12	0,00098	0,000847	0,000243	0,001171	0,00112	0,00112
13	0,00068	0,000588	0,000169	0,000812	0,00078	0,00078
14	0,00047	0,000408	0,000117	0,000563	0,00054	0,00054
15	0,00033	0,000283	0,000081	0,000391	0,00038	0,00038
16	0,00023	0,000197	0,000056	0,000271	0,00026	0,00026
17	0,00016	0,000137	0,000039	0,000188	0,00018	0,00018
18	0,00011	0,000095	0,000027	0,00013	0,00013	0,00013
19	7,6E-05	0,000066	0,000019	0,00009	8,7E-05	8,7E-05
20	5,3E-05	0,000046	0,000013	0,00006	0,00006	6,1E-05

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

Tabela 12- Decomposição da Variância do IPCA (livres) na Curva de Phillips

	Ipca	Exp	Pm	Câmbio	Hiato	IC-br
1	1	0	0	0	0	0
2	0,879872	0,0126	0,0083	0,0446	0,0038	0,0509
3	0,783631	0,0298	0,0116	0,0778	0,0091	0,0880
4	0,726135	0,0434	0,0126	0,0957	0,0148	0,1074
5	0,693549	0,0522	0,0129	0,1048	0,0198	0,1168
6	0,675369	0,0573	0,0129	0,1094	0,0236	0,1214
7	0,665365	0,0601	0,0129	0,1119	0,0261	0,1237
8	0,65995	0,0615	0,0129	0,1131	0,0277	0,1248
9	0,657071	0,0623	0,0129	0,1138	0,0286	0,1254
10	0,655566	0,0627	0,0129	0,1142	0,0291	0,1257
11	0,654792	0,0628	0,0129	0,1143	0,0293	0,1258
12	0,654399	0,0629	0,0129	0,1144	0,0295	0,1259
13	0,654202	0,0630	0,0129	0,1145	0,0295	0,1259
14	0,654104	0,0630	0,0129	0,1145	0,0296	0,1260
15	0,654056	0,0630	0,0129	0,1145	0,0296	0,1260
16	0,654032	0,0630	0,0129	0,1145	0,0296	0,1260
17	0,65402	0,0630	0,0129	0,1145	0,0296	0,1260
18	0,654015	0,0630	0,0129	0,1145	0,0296	0,1260
19	0,654012	0,0630	0,0129	0,1145	0,0296	0,1260
20	0,654011	0,0630	0,0129	0,1145	0,0296	0,1260

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

Tabela 13- Decomposição da Variância da Expectativa na Curva de Phillips

	Exp	Ipca	Pm	Câmbio	Hiato	IC-br
1	0,997334	0,0013	0,0014	0,0000	0,0000	0,00
2	0,920258	0,0166	0,0010	0,0079	0,0512	0,0031
3	0,844840	0,0302	0,0014	0,0219	0,0911	0,0107
4	0,794811	0,0386	0,0019	0,0343	0,1117	0,0186
5	0,765919	0,0432	0,0023	0,0427	0,1212	0,0247
6	0,750343	0,0456	0,0025	0,0477	0,1254	0,0285
7	0,742286	0,0468	0,0026	0,0503	0,1272	0,0307
8	0,738228	0,0474	0,0027	0,0517	0,1280	0,0319
9	0,736220	0,0477	0,0027	0,0524	0,1284	0,0326
10	0,735238	0,0478	0,0027	0,0527	0,1286	0,0329
11	0,734760	0,0479	0,0027	0,0529	0,1287	0,0330
12	0,734529	0,0479	0,0027	0,0530	0,1287	0,0331
13	0,734417	0,0479	0,0027	0,0530	0,1287	0,0332
14	0,734363	0,0480	0,0027	0,0530	0,1287	0,0332
15	0,734337	0,0480	0,0027	0,0530	0,1287	0,0332
16	0,734325	0,0480	0,0027	0,0530	0,1287	0,0332
17	0,734319	0,0480	0,0027	0,0530	0,1287	0,0332
18	0,734316	0,0480	0,0027	0,0530	0,1287	0,0332
19	0,734315	0,0480	0,0027	0,0530	0,1287	0,0332
20	0,734314	0,0480	0,0027	0,0530	0,1287	0,0332

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

Anexo B – Estimacões da Curva IS

Tabela 14 - Teste ADF Para as Variáveis da Curva IS

	Estadística do teste	P-valor	Estadística do teste	P-valor
	Sem Integração		Com integração	
Hiato	-8,337	0,000	-16,428	0,000
Juros DI	-1,479	0,836	-12,283	0,000
Câmbio	-0,851	-0,851	-9,028	0,000
NFSP	-8,608	0,000	-21,161	0,000
Exp	-5,640	0,000	-15,393	0,000

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

Tabela 15 - Teste PP Para as Variáveis da Curva IS

	Estadística (z)	Estadística (rho)	P-valor	Estadística (z)	Estadística (rho)	P-valor
	Sem Integração			Com integração		
Hiato	-8,231	-98,299	0,000	-19,073	-171,778	0,000
Juros DI	-1,981	-8,244	0,6118	-12,676	-204,822	0,000
Câmbio	-1,308	-3,851	0,886	-9,055	-115,776	0,000
NFSP	-8,897	-119,79	0,000	-25,045	-228,811	0,000
Exp	-5,809	-58,689	0,000	-15,667	-193,004	0,000

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

Tabela 16 - Teste ADL-gls Para as Variáveis da Curva IS*

Variável	1 lag	2 lag	3 lag	4 lag
Hiato	-2,774	-3,300	-3,877	-5,196
Juros DI	-1,666	-2,057	-2,816	-2,784
Câmbio	-1,504	-1,519	-1,603	-1,658
NFSP	-3,971	-4,121	-4,067	-5,601
Exp	-4,850	-4,614	-4,998	-4,521
Djuros**	-6,479	-4,453	-4,058	-3,524
Dcâmbio***	-7,676	-6,463	-5,694	-5,095

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

* Para 5% de significância o valor críticos são -2,908, -2,917 - 2,924 e -2,932 para 1, 2,3, 4 lags, respectivamente.

** Djuros representa a primeira diferença do juros-DI

***Dcâmbio representa a primeira diferença do câmbio

Tabela 17- Critérios de Defasagem da Curva IS

	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	4,60E-10	-7,30271	-7,26674	-7,21401
1	6,20E-11	-9,31373	-9,09796	-8,78157
2	3,90E-11	-9,77019	-9,37462	-8,79457
3	3,80E-11	-9,80128	-9,22590	-8,38219
4	3,60E-11	-9,87636	-9,12117	-8,01380
5	3,60E-11	-9,88006	-8,94506	-7,57403
6	3,40E-11	-9,92790	-8,81310	-7,17841
7	3,70E-11	-9,82996	-8,57018	-6,67183
8	3,90E-11	-9,82996	-8,35555	-6,19354

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

Tabela 18- Resposta do Hiato Produto a Choque das Variáveis da Curva IS

	Juros	Câmbio	NFSP	Exp	Hiato
0	-0,00658	0,00294	0,01086	-0,00072	0,01117
1	-0,00403	0,00074	-0,00214	-0,00272	0,00294
2	-0,00246	0,00026	-0,00233	-0,00048	0,00181
3	-0,00091	-0,00008	-0,00256	-0,00037	0,00086
4	-0,00064	-0,00038	-0,00270	-0,00015	0,00073
5	-0,00029	-0,00034	-0,00236	0,00022	0,00078
6	-0,00020	-0,00034	-0,00211	0,00036	0,00076
7	-0,00020	-0,00031	-0,00191	0,00048	0,00080
8	-0,00022	-0,00026	-0,00170	0,00057	0,00082
9	-0,00025	-0,00022	-0,00154	0,00060	0,00082
10	-0,00028	-0,00019	-0,00141	0,00061	0,00082
11	-0,00030	-0,00016	-0,00129	0,00060	0,00080
12	-0,00032	-0,00014	-0,00120	0,00058	0,00078
13	-0,00032	-0,00012	-0,00112	0,00055	0,00074
14	-0,00032	-0,00011	-0,00105	0,00053	0,00071
15	-0,00031	-0,00010	-0,00099	0,00050	0,00068
16	-0,00030	-0,00009	-0,00093	0,00047	0,00064
17	-0,00028	-0,00009	-0,00088	0,00044	0,00061
18	-0,00027	-0,00008	-0,00083	0,00042	0,00057
19	-0,00026	-0,00008	-0,00078	0,00039	0,00054
20	-0,00493	-0,00008	-0,00078	0,00039	0,00054

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

Tabela 19- Resposta da Expectativa a Choques das Variáveis da Curva IS

	Juros	Câmbio	NFSP	Exp	Hiato
0	-0,01073	0,00252	0,00300	0,10625	-0,00059
1	-0,00017	0,01202	0,03652	0,07339	0,014966
2	-0,02532	0,00781	0,02799	0,04313	0,02496
3	-0,02385	0,01206	0,02671	0,03225	0,02669
4	-0,02140	0,00967	0,01949	0,01921	0,01931
5	-0,01825	0,00699	0,01093	0,01140	0,01429
6	-0,01373	0,00518	0,00655	0,00711	0,01040
7	-0,00999	0,00337	0,00283	0,00389	0,00711
8	-0,00707	0,00207	0,00038	0,00219	0,00499
9	-0,00478	0,00119	-0,00101	0,00130	0,00354
10	-0,00320	0,00057	-0,00185	0,00082	0,00257
11	-0,00212	0,00019	-0,00225	0,00066	0,00199
12	-0,00142	0,00004	-0,00237	0,00062	0,00162
13	-0,00099	-0,00016	-0,00236	0,00065	0,00141
14	-0,00073	-0,00022	-0,00226	0,00069	0,00128
15	-0,00059	-0,00023	-0,00213	0,00072	0,00120
16	-0,00051	-0,00023	-0,00198	0,00075	0,00114
17	-0,00047	-0,00021	-0,00184	0,00075	0,00110
18	-0,00045	-0,00020	-0,00171	0,00075	0,00106
19	-0,00044	-0,00018	-0,00160	0,00073	0,00101
20	-0,00043	-0,00016	-0,00149	0,00070	0,00097

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

Tabela 20- Decomposição da Variância do Hiato Produto da Curva IS

	Hiato	Juros	Câmbio	NFSP	Exp
1	0,8139	0,0355	0,0160	0,1345	0,0000
2	0,7119	0,0645	0,0195	0,2037	0,0005
3	0,6965	0,0763	0,0193	0,2011	0,0068
4	0,6904	0,0805	0,0191	0,2031	0,0069
5	0,6862	0,0806	0,0190	0,2072	0,0069
6	0,6818	0,0804	0,0190	0,2118	0,0069
7	0,6787	0,0801	0,0190	0,2153	0,0069
8	0,6762	0,0797	0,0190	0,2180	0,0070
9	0,6742	0,0795	0,0190	0,2202	0,0072
10	0,6725	0,0792	0,0190	0,2219	0,0074
11	0,6711	0,0791	0,0190	0,2232	0,0077
12	0,6699	0,0789	0,0190	0,2242	0,0080
13	0,6690	0,0788	0,0189	0,2250	0,0082
14	0,6681	0,0788	0,0189	0,2258	0,0085
15	0,6673	0,0787	0,0189	0,2264	0,0087
16	0,6667	0,0786	0,0189	0,2269	0,0089
17	0,6661	0,0786	0,0189	0,2273	0,0091
18	0,6656	0,0786	0,0188	0,2277	0,0093
19	0,6651	0,0786	0,0188	0,2281	0,0094
20	0,6647	0,0785	0,0188	0,2284	0,0096

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

Tabela 21- Decomposição da Variância da Expectativa na Curva IS

	Exp	Hiato	Juros	Câmbio	NFSP
1	0,9885	0,0000	0,0101	0,0006	0,0008
2	0,9010	0,0121	0,0062	0,0082	0,0725
3	0,8246	0,0377	0,0336	0,0094	0,0946
4	0,7630	0,0608	0,0517	0,0139	0,1107
5	0,7298	0,0707	0,0652	0,0165	0,1178
6	0,7127	0,0759	0,0751	0,0177	0,1185
7	0,7041	0,0785	0,0806	0,0184	0,1183
8	0,7001	0,0798	0,0836	0,0187	0,1178
9	0,6982	0,0804	0,0851	0,0188	0,1175
10	0,6973	0,0808	0,0857	0,0188	0,1174
11	0,6968	0,0809	0,0860	0,0188	0,1174
12	0,6965	0,0810	0,0862	0,0188	0,1175
13	0,6963	0,0811	0,0862	0,0188	0,1177
14	0,6961	0,0811	0,0862	0,0188	0,1178
15	0,6959	0,0812	0,0862	0,0188	0,1180
16	0,6957	0,0812	0,0862	0,0188	0,1181
17	0,6956	0,0812	0,0862	0,0188	0,1182
18	0,6955	0,0812	0,0862	0,0188	0,1183
19	0,6954	0,0813	0,0862	0,0188	0,1184
20	0,6953	0,0813	0,0862	0,0188	0,1185

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

Anexo C – Estimações da Regra de Taylor

Tabela 22- Teste ADF das Variáveis da Regra de Taylor

	Estatística do teste		Estatística do teste	
	P-valor	P-valor	P-valor	P-valor
	Com Integração		Sem integração	
Selic	-1,125	0,9247	-4,186	0,0047
Desvio	-1,468	0,8398	-5,191	0,000
Hiato	-8,58	0,000	-17,418	0,000
Câmbio	-0,999	0,9442	-9,152	0,000

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

Tabela 23 - Teste PP das Variáveis da Regra de Taylor

	Estatística (z)	Estatística (rho)	P-valor	Estatística (z)	Estatística (rho)	P-valor
	Sem Integração			Com integração		
Selic	-2,026	-8,018	0,5874	-4,36	-38,466	0,0025
Desvio	-2,687	-14,796	0,2417	-5,516	-55,128	0,000
Hiato	-8,495	-107,202	0,000	-20,339	-189,773	0,000
Câmbio	-1,484	-4,737	0,8345	-9,12	-117,582	0,000

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

Tabela 24- Teste ADL-gls das Variáveis da Regra de Taylor*

	1 lag	2 lag	3 lag	4 lag
Selic	-2,927	-3,468	-3,448	-2,541
Desvio	-4,148	-3,11	-3,706	-3,163
Hiato	-7,573	-5,995	-5,268	-4,503
Câmbio	-1,653	-1,595	-1,708	-1,797
Dselic **	-3,371	-3,345	-4,478	-4,069
DCâmbio***	-7,509	-6,076	-5,222	-4,764
DDesvio****	-6,486	-5,129	-5,705	-6,001

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

* Para 5% de significância o valor críticos são -2,908, -2,917 -2,924 e -2,932 para 1, 2,3, 4 lags, respectivamente.

** Selic representa a primeira diferença da Selic

*** Dcâmbio representa a primeira diferença do câmbio

**** Ddesvio representa a primeira diferença do Desvio

Tabela 25- Critérios de Defasagem da Regra de Taylor

Lag	FPE	AIC	HQIC
0	1,70E-10	-11,1671	-11,1396
1	1,80E-11	-13,3908	-13,2534
2	1,40E-11	-13,6061	-13,3587
3	1,60E-11	-13,5199	-13,1626
4	1,50E-11	-13,5408	-13,0736
5	1,80E-11	-13,4193	-12,8421
6	1,70E-11	-13,4525	-12,7653
7	1,70E-11	-13,4784	-12,6813
8	1,70E-11	-13,443	-12,536

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

Tabela 26- Teste de Causalidade de Granger da Regra de Taylor

		Preditas			
		Selic	Desvio	Hiato	Câmbio
Predizem	Selic	-	0,000	0,001	0,654
	Desvio	0,000	-	0,052	0,733
	Hiato	0,006	0,591	-	0,058
	Câmbio	0,546	0,000	0,771	-
	All	0,000	0,000	0,013	0,219

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

Tabela 27 -Resposta da Selic a choques das Variáveis da Regra de Taylor

	Desvio	Hiato	Câmbio	Selic
0	0,000	0,000	0,000	0,018216
1	0,003566	0,00008	0,00108	0,011582
2	0,005804	0,00370	0,00126	0,011442
3	0,006824	0,00384	0,00278	0,010560
4	0,006376	0,00315	0,00355	0,008858
5	0,005309	0,00276	0,00351	0,006953
6	0,004175	0,00249	0,00305	0,005348
7	0,003158	0,00215	0,00249	0,004072
8	0,002307	0,00175	0,00193	0,003058
9	0,001638	0,00138	0,00143	0,002269
10	0,001143	0,00106	0,00103	0,001675
11	0,000794	0,00081	0,00072	0,001238
12	0,000555	0,00060	0,00050	0,000920
13	0,000395	0,00044	0,00034	0,000689
14	0,000288	0,00033	0,00024	0,000521
15	0,000216	0,00024	0,00017	0,000398
16	0,000167	0,00018	0,00013	0,000306
17	0,000131	0,00013	0,00010	0,000236
18	0,000104	0,00010	0,00008	0,000184
19	0,000083	0,00008	0,00006	0,000143
20	0,000066	0,00006	0,00005	0,000111

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

Tabela 28- Decomposição da Variância da Selic na Regra de Taylor

	Selic	Desvio	Hiato	Câmbio
1	1,00000	0,00000	0,00000	0,00000
2	0,97100	0,02651	0,00008	0,00241
3	0,90471	0,07033	0,02082	0,00414
4	0,84308	0,11064	0,03385	0,01243
5	0,80138	0,13608	0,03906	0,02348
6	0,77456	0,15005	0,04261	0,03278
7	0,75782	0,15724	0,04575	0,03919
8	0,74786	0,16072	0,04821	0,04321
9	0,74228	0,16229	0,04990	0,04554
10	0,73930	0,16292	0,05099	0,04679
11	0,73778	0,16316	0,05165	0,04741
12	0,73702	0,16323	0,05204	0,04771
13	0,73665	0,16324	0,05226	0,04784
14	0,73647	0,16324	0,05238	0,04790
15	0,73638	0,16324	0,05245	0,04793
16	0,73633	0,16324	0,05248	0,04794
17	0,73631	0,16324	0,05250	0,04795
18	0,73629	0,16324	0,05251	0,04795
19	0,73629	0,16324	0,05252	0,04795
20	0,73628	0,16324	0,05252	0,04796

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata

Tabela 29 - Decomposição da Variância da Expectativa na Regra de Taylor

	Desvio	Selic	Hiato	Câmbio
1	0,94225	0,05775	0,00000	0,00000
2	0,78833	0,13397	0,00000	0,07770
3	0,72587	0,12506	0,00104	0,14803
4	0,70009	0,11700	0,00139	0,18152
5	0,68787	0,11346	0,00373	0,19494
6	0,68260	0,11249	0,00543	0,19948
7	0,68079	0,11277	0,00604	0,20040
8	0,68016	0,11347	0,00617	0,20019
9	0,67980	0,11413	0,00617	0,19990
10	0,67948	0,11457	0,00617	0,19978
11	0,67920	0,11484	0,00619	0,19977
12	0,67900	0,11497	0,00623	0,19980
13	0,67887	0,11504	0,00626	0,19983
14	0,67880	0,11508	0,00629	0,19984
15	0,67876	0,11509	0,00630	0,19985
16	0,67874	0,11510	0,00631	0,19985
17	0,67873	0,11510	0,00632	0,19985
18	0,67873	0,11510	0,00632	0,19985
19	0,67873	0,11510	0,00632	0,19985
20	0,67873	0,11510	0,00632	0,19985

Fonte: Elaborado pelo Autor Através do Stata